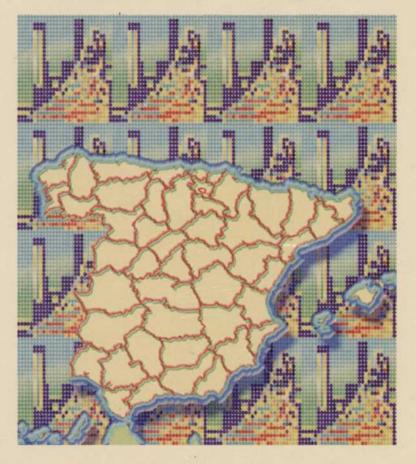
LA EVOLUCIÓN ECONÓMICA DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1955-1998)

VOLUMEN II

Desigualdad y convergencia



Francisco J. Goerlich Gisbert Matilde Mas Ivars

Fundación BBVA

El presente libro publicado por la Fundación BBVA es el segundo volumen del proyecto La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998), fruto de su colaboración con el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie). El proyecto se enmarca dentro de una línea de investigación en la que las dos entidades vienen trabajando desde hace diez años para estudiar los procesos de capitalización y crecimiento de la economía española y sus regiones. La síntesis de los resultados de este estudio es presentada en el prólogo a los dos volúmenes que ahora se publican, escrito por Francisco Pérez, catedrático de Análisis Económico de la Universidad de Valencia y director de investigación del Ivie.

El primer volumen del trabajo se centra en las fuentes del crecimiento económico y la localización de la actividad en las provincias españolas. Este segundo volumen considera de forma sistemática el importante aspecto de la existencia de desigualdades entre las provincias y su reducción o acentuación con el paso del tiempo. El trabajo, realizado por los profesores de la Universidad de Valencia Matilde Mas y Francisco J. Goerlich, supera las limitaciones observadas en anteriores análisis publicados y amplía los conocimientos sobre el importante tema de la convergencia entre áreas geográficas.

El libro consta de seis capítulos. El primero de ellos realiza una breve revisión de los aspectos teóricos más relevantes desde la perspectiva de la convergencia y presenta los instrumentos de análisis que han sido utilizados a lo largo del libro, así como algunos resultados proporcionados por la experiencia nacional e internacional.

En los siguientes capítulos se estudia la σ-convergencia, utilizando como instrumentos, además de los habituales, algunos adicionales destacados por las aportaciones más recientes de la literatura del crecimiento: funciones de densidad, simples y ponderadas, representaciones mediante *boxplots* y curvas de Lorenz.

El capítulo quinto aborda el problema de la desigualdad desde una perspectiva microeconómica, y plantea la construcción de índices de bienestar en los que se corrigen los niveles de renta familiar neta disponible per cápita por los índices de Gini. El sexto capítulo revisa el concepto de β -convergencia y sintetiza las principales conclusiones.



La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998)

Let mile a proper and making the ac-

LA EVOLUCIÓN ECONÓMICA DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1955-1998)

VOLUMEN II

Desigualdad y convergencia

Francisco J. Goerlich Gisbert Matilde Mas Ivars

Fundación BBVA

La decisión de la Fundación BBVA de publicar el presente libro no implica responsabilidad alguna sobre su contenido ni sobre la inclusión, dentro del mismo, de documentos o información complementaria facilitada por los autores.

No se permite la reproducción total o parcial de esta publicación, incluido el diseño de la cubierta, ni su incorporación a un sistema informático, ni su transmisión por cualquier forma o medio, sea electrónico, mecánico, reprográfico, fotoquímico, óptico, de grabación u otro sin permiso previo y por escrito del titular del copyright.

La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998) II. Desigualdad y convergencia
Primera edición, diciembre de 2001
Segunda edición, abril de 2002
© Fundación BBVA
Plaza de San Nicolás, 4
48005 Bilbao
Depósito legal: M. 49.061-2001
I.S.B.N.: 84-95163-60-8 (Obra completa)
I.S.B.N.: 84-95163-62-4 (Volumen II)

© Ilustración de portada: INEEDIT

Imprime Sociedad Anónima de Fotocomposición Talisio, 9 - 28027 Madrid

ÍNDICE GENERAL

VOLUMEN I

	CAPITALIZACION I CRECIMIENTO	
PRE	SENTACIÓN	11
PRĆ	DLOGO, Francisco Pérez García	13
INT	RODUCCIÓN	37
I.	LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS: UNA VISIÓN HISTÓRICA	43
Π.	CAPITALIZACIÓN Y CRECIMIENTO: LOS AGRE- GADOS	77
Ш.	COMPOSICIÓN SECTORIAL	153
IV.	LOCALIZACIÓN DE LA ACTIVIDAD	231
V.	ESPECIALIZACIÓN PRODUCTIVA	273
VI.	LAS FUENTES DEL CRECIMIENTO	337
BIB	LIOGRAFÍA	363
ÍND	ICE DE CUADROS	371
ÍND	ICE DE GRÁFICOS	373
ÍND	ICE DE MAPAS	377
ÍND	ICE AL FARÉTICO	379

VOLUMEN II

DESIGUALDAD Y CONVER	GENCIA	é
----------------------	--------	---

INT	RODUCCIÓN	11
I.	DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA: CON-	
	CEPTOS E INSTRUMENTOS	17
Π.	CONVERGENCIA DE LOS PRINCIPALES AGRE-	
	GADOS	61
Ш.	CONVERGENCIA DE LOS FACTORES PRO- DUCTIVOS	97
IV.	COMPOSICIÓN DE LA PRODUCCIÓN Y CON- VERGENCIA EN EL SECTOR PRIVADO	139
V.	DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN PER- SONAL DE LA RENTA	213
VI.	β-CONVERGENCIA. SÍNTESIS DE RESULTADOS .	253
BIB	LIOGRAFÍA	297
ÍND	ICE DE CUADROS	309
	ICE DE GRÁFICOS	313
ÍND	ICE DE MAPAS	319
ÍND	ICE ALFABÉTICO	321
NO	TA SOBRE LOS AUTORES	327

ÍNDICE

INT	RODUCCIÓN	11
I.	DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA: CON- CEPTOS E INSTRUMENTOS	17
	Desigualdad y convergencia: marco teórico Instrumentos de medida	17 31
	Evidencia empírica Conclusiones	51 58
II.	CONVERGENCIA DE LOS PRINCIPALES AGREGADOS	61
	Convergencia en PIB, población y renta per cápita	61
	El papel del sector público: renta per cápita y renta familiar neta disponible per cápita	73
	Productividad del trabajo	83 92
Ш.	CONVERGENCIA DE LOS FACTORES PRO-	
	DUCTIVOS	97
	 Población activa, ocupada y parada Dotaciones de capital físico 	97 109
	Capital humano y público Conclusiones	119 136
IV.	COMPOSICIÓN DE LA PRODUCCIÓN Y CONVERGENCIA EN EL SECTOR PRIVADO	139
	VAB, empleo y productividad del trabajo en el	107
	sector privado	139

	2. Convergencia en las dotaciones de capital físi-	
	co y humano	158
	Convergencia en Productividad Total de los Factores	188
	Convergencia en los sectores industriales y de	100
	servicios	201
	5. Conclusiones	210
V.	DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN PER- SONAL DE LA RENTA	213
		213
	 La desigualdad en España a través de las EPF 1973-1974, 1980-1981 y 1990-1991. Aspectos 	244
	metodológicos	214
	renta en las provincias españolas	218
	3. El bienestar en las provincias españolas	235
	4. Conclusiones	248
VI.	β-CONVERGENCIA. SÍNTESIS DE RESULTA-	
	DOS	253
	1. Los grandes agregados: renta, renta familiar	
	neta disponible y bienestar	254
	 Convergencia en las condiciones productivas. Convergencia en el sector privado 	271 278
	4. Conclusiones	292
BIB	LIOGRAFÍA	297
ÍND	ICE DE CUADROS	309
ÍND	ICE DE GRÁFICOS	313
ÍND	ICE DE MAPAS	319
	ICE ALFABÉTICO	321
NO	TA SOBRE LOS AUTORES	327

INTRODUCCIÓN

Éste es el segundo volumen del libro La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998). En el primero, con el subtítulo Capitalización y crecimiento, se puso el énfasis en los aspectos ligados al crecimiento y la localización de la actividad en las provincias españolas. Sin embargo, no se consideró de forma sistemática el importante hecho de la existencia de desigualdades y su reducción/ampliación con el transcurso del tiempo. En ambos casos, el análisis ha sido posible gracias a la disponibilidad de la información estadística elaborada por la Fundación BBVA desde el año 1955.

La importancia de los problemas de desigualdad y la abundancia de reflexiones teóricas, así como de análisis empíricos sobre los mismos, han recomendado elaborar un volumen específico complementario del anterior, destinado a la convergencia provincial. En el que ahora se presenta, *Desigualdad y convergencia*, se ha hecho uso de muchos de los datos y reflexiones proporcionados en el volumen I, pero puestos al servicio de la discusión acerca de la existencia de convergencia/divergencia entre las provincias españolas durante un periodo suficientemente largo.

El análisis de la reducción de las desigualdades entre las provincias españolas tiene interés en sí mismo, pero permite, además, contrastar alguna de las predicciones de los modelos teóricos de crecimiento. Son numerosos los autores españoles que han abordado el problema, tanto desde el punto de vista regional como provincial. Sin embargo, los análisis que se han desarrollado hasta el momento adolecen de algunas limitaciones, por lo que resulta de interés realizar el amplio conjunto de ejercicios que este libro contiene.

En primer lugar, en la mayoría de las ocasiones se han tomado como referente un número demasiado reducido de variables, siendo las más habituales la renta por habitante y/o la productividad del trabajo, sin que se haya realizado hasta ahora un análisis sistemático de las distintas condiciones de producción como el que aquí se propone.

En segundo lugar, concentrar toda la atención en la renta per cápita proporciona una imagen muy parcial de la evolución seguida por el bienestar de los habitantes que residen en cada una de las áreas geográficas, provincias en nuestro caso. Desde el punto de vista del bienestar, al menos tan importante como el nivel medio de la renta per cápita y las condiciones productivas en las que se alcanza ésta es la forma en la que se distribuye dicha renta entre los ciudadanos. En este sentido, aunque las diferencias en las condiciones de vida *medias* se hayan reducido entre provincias, aproximándose las pobres a las ricas, si la desigualdad en la distribución personal de la renta en las primeras ha empeorado, puede haberse producido una divergencia en bienestar, compatible con la existencia de convergencia en la variable renta media por habitante. Este aspecto no ha sido analizado hasta ahora, siendo abordado en el capítulo v.

En tercer lugar, al descansar la práctica generalidad de los estudios en la utilización de indicadores sintéticos de dispersión -desviación típica de los logaritmos y/o coeficiente de variación—, se pierden de vista otros cambios que se han producido en el conjunto de la distribución, lo que Quah (1993) denomina la forma externa de la distribución. Este aspecto es relevante porque, entre otras razones, permite identificar la existencia de clubs de convergencia y/o de provincias con comportamientos atípicos. Es posible que los indicadores sintéticos apunten hacia una reducción global de la desigualdad interprovincial y que, sin embargo, ésta se haya producido al tiempo que se ampliaba la brecha entre las provincias ricas y las pobres. Aunque existen distintas formas de abordar el problema, aquí se ha optado por ampliar la batería de indicadores habituales con la presentación de boxblots, curvas de Lorenz y funciones de densidad para las variables más relevantes.

En cuarto lugar, aunque la mayoría de los autores se inclinen por la utilización de estadísticos de dispersión simples, en este libro se argumenta a favor de utilizar también estadísticos ponderados cuando las diferencias entre la población que habita las distintas áreas son notables. En nuestro caso, la diferenciación es potencialmente importante si se tiene en cuenta que en sólo dos provincias, Madrid y Barcelona, habita más del 25% de la población española, afectando decisivamente al comportamiento agregado. En consecuencia, a lo largo del volumen se presentan las dos versiones de los índices, simples y ponderadas, ampliándose también de esta forma la evidencia empírica existente en la actualidad.

El fenómeno de la convergencia puede abordarse desde distintas perspectivas. En general, la influencia de la literatura teórica ha inclinado a los distintos investigadores del tema a tomar como referencia las variables expresadas en términos per cápita. Sin embargo, cuando los desplazamientos de la población hacia las provincias más avanzadas —como ocurre en la economía española— son importantes, la convergencia en renta (o cualquier otra variable) en términos de población (o de ocupación) puede ser engañosa.

No resulta difícil identificar provincias en las que el incremento de la renta per cápita ha tenido como origen, sobre todo, la pérdida de población y no tanto el incremento en el volumen de actividad. Aunque el análisis de la convergencia de las magnitudes agregadas no es frecuente en la literatura, se ha considerado de interés realizar el estudio sistemático de la misma con el fin de poner de manifiesto si los tamaños económicos de las provincias son más o menos parecidos con el paso del tiempo. Esto permite detectar los desplazamientos de la actividad desde las provincias más pobres a las ricas; es decir, la tendencia a la localización en un número reducido de provincias.

Por lo tanto, la primera pregunta que nos formulamos es la siguiente: ¿Se ha producido convergencia, o divergencia, en el tamaño económico de las provincias españolas? A esta primera pregunta le siguen otras de gran interés: ¿Han convergido las provincias en renta por habitante?; ¿cuándo fue el proceso más intenso?; ¿se ha frenado en la actualidad?; ¿es la distribución personal de la renta igualitaria dentro de las provincias?; ¿cuáles son las más igualitarias?; ¿de qué forma afectan las diferencias al bienestar?; ¿qué ha ocurrido con las condiciones de producción?; ¿ha sido más intensa la convergencia

en las condiciones de vida o en las tecnologías productivas?; ¿por qué hay diferencias entre ambas?; ¿hay alguna(s) provincia(s) cuyo comportamiento afecte decisivamente el comportamiento agregado?; ¿existen clubs de convergencia entre las provincias españolas?; ¿son importantes las relaciones de vecindad?; ¿la convergencia en la productividad agregada del trabajo ha tenido como origen la de todos los sectores, o sólo la de algunos de ellos?; ¿tienden todas las provincias hacia los mismos niveles de equilibrio de largo plazo?, o por el contrario, ¿las características intrínsecas de algunas provincias son las responsables de que su trayectoria se dirija hacia una situación permanentemente más desfavorable?; ¿cuál es la localización geográfica de estas provincias menos favorecidas?; ¿qué factores han contribuido más al crecimiento?; ¿ha sido importante la contribución del capital humano o del público?; ¿es la acumulación de capital físico la fuente más importante de convergencia o existen otros factores como la difusión del conocimiento y el progreso técnico?

A la contestación de estas preguntas, y algunas adicionales, se destinan los seis capítulos de este volumen. En el primero de ellos, se realiza una breve revisión de los aspectos teóricos más relevantes desde la perspectiva de la convergencia, se presentan los instrumentos de medida que serán utilizados a lo largo del libro y algunos resultados proporcionados por la evidencia empírica nacional e internacional.

En los capítulos II al V se estudia la denominada σ-convergencia, utilizando como instrumentos el más habitual: la desviación típica de los logaritmos; pero también algunos adicionales destacados por las aportaciones más recientes de la literatura del crecimiento: funciones de densidad, representaciones mediante boxplots y curvas de Lorenz. Además, se ofrecen tanto las versiones simples como ponderadas de la desviación típica y las funciones de densidad.

En el capítulo II se analiza la convergencia en los principales agregados: PIB, población, renta per cápita, renta familiar neta disponible per cápita y productividad del trabajo. El capítulo III se destina a la convergencia en los factores productivos. En él se analiza la reducción/ampliación de la desigualdad en la población activa, ocupada y parada, y en las dotaciones de capital físico, privado y público, y humano.

El capítulo IV profundiza en el análisis del sector privado de la economía y de los cinco sectores que lo integran: agricultura, energía, manufacturas, construcción y servicios destinados a la venta. En él se plantea la influencia de cada uno de ellos en la convergencia agregada en la productividad del trabajo. Adicionalmente, se ofrece información de interés para siete sectores industriales y nueve sectores de servicios.

El capítulo v aborda el problema de la desigualdad desde una perspectiva diferente. Comienza describiendo brevemente la información microeconómica contenida en las Encuestas de Presupuestos Familiares realizadas por el INE. Ésta permite elaborar índices de desigualdad en la distribución personal de la renta, la identificación de las provincias en las que esta desigualdad es mayor y la relación que ha tenido con el nivel de renta provincial. Además, plantea la construcción de índices de bienestar en los que se corrigen los niveles de renta familiar neta disponible per cápita por la desigualdad en su distribución.

El capítulo VI revisa el segundo concepto de convergencia que ha hecho fortuna en la literatura, el de β -convergencia, con el fin de sintetizar los principales resultados proporcionados por ambas aproximaciones. Por último, se ofrecen las conclusiones más importantes de los dos volúmenes.

Antes de concluir deseamos dejar constancia, por encima de cualquier otra consideración, de nuestra gratitud a todas las personas que han hecho posible la elaboración de este libro. Sin su colaboración y profesionalidad, difícilmente podríamos haber aspirado con garantías a lograr la calidad que se pretendía cuando el proyecto fue inicialmente abordado. Por lo que respecta a este volumen, nuestro agradecimiento se dirige a Juan Carlos Robledo por su imprescindible ayuda en su elaboración y a Susana Sabater por la cuidadosa edición del texto.

I. DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA: CONCEPTOS E INSTRUMENTOS

Uno de los aspectos de los procesos de crecimiento que está recibiendo mayor atención por parte de los expertos es el origen de las diferencias en las condiciones económicas en las que se desenvuelven los distintos países o áreas geográficas. El segundo, ligado al anterior, es el análisis de la reducción/ampliación de la brecha que existe entre ellas, es decir, la presencia de convergencia o divergencia a lo largo del tiempo.

En este capítulo se introducen los conceptos más importantes relacionados con la desigualdad y la convergencia entre unidades económicas distintas, análisis que es desarrollado con detalle en los capítulos siguientes. El apartado 1 resume las principales aportaciones teóricas y define los conceptos más relevantes procedentes de la literatura del crecimiento. El apartado 2 introduce los instrumentos de medida que serán utilizados a lo largo del libro. El apartado 3 resume la evidencia empírica para distintos países, áreas geográficas y regiones españolas. Por último, el apartado 4 presenta las principales conclusiones.

1. Desigualdad y convergencia: marco teórico

El punto de partida de la moderna literatura del crecimiento es el conocido modelo desarrollado por Solow (1956). En él se contiene el germen que ha permitido a trabajos posteriores fundamentar la existencia de convergencia entre áreas geográficas. Sin embargo, la aportación de Solow se refiere a la trayectoria temporal seguida por un único país, por lo que su trasla-

ción a un conjunto de unidades territoriales distintas sólo puede hacerse si se incorporan supuestos adicionales. A continuación se revisa brevemente la aportación de este autor, así como las modificaciones posteriores, circunscribiendo el análisis a las implicaciones que sobre la convergencia se derivan del mismo ¹.

El modelo de Solow (1956)-Swan (1956) parte de suponer la existencia de un agente representativo, que es al mismo tiempo productor y consumidor de un único bien en cada periodo de tiempo t (Y_t). Éste bien puede ser consumido (C_t) o invertido (I_t) con el fin de incrementar las dotaciones de capital físico (K_t). La tecnología de producción combina las cantidades de dos factores productivos, capital y trabajo (K_t y L_t), sujeta a la ley de los rendimientos marginales decrecientes. De acuerdo con esta ley, muy querida por los economistas neoclásicos, las cantidades producidas aumentan cuando aumenta el stock de capital por trabajador, pero en cantidades cada vez menores.

La tecnología viene representada por la función de producción

$$Y_t = F[K_t, L_t, A_t]$$
 (I.1)

en la que A_t refleja el progreso técnico exógeno, es decir, las mejoras de la eficiencia como resultado del mero transcurso del tiempo. Con el fin de destacar el papel jugado por una de las fuentes del crecimiento —la acumulación de capital—, supondremos que el progreso técnico está ausente. Supuestos adicionales del modelo son los siguientes: 1. los agentes ahorran una fracción constante de su renta (s); 2. la población crece a una tasa constante y exógena (n); y 3. el capital se deprecia a una tasa, también constante (δ). Con estos supuestos, el incremento en el stock de capital vendrá dada por la siguiente regla de acumulación:

$$\dot{K} = \frac{dK}{dt} = I - \delta K = s \cdot F[K,L] - \delta K \tag{I.2}$$

¹ Un análisis más detallado puede encontrarse en Barro y Sala-i-Martín (1995), y Sala-i-Martín (2000).

La ecuación (I.2) indica que los incrementos en el stock de capital son el resultado de las cantidades invertidas (I), menos la fracción del capital que se deprecia (δK). A su vez, la inversión es una fracción s de las cantidades producidas ($sF[\bullet]$). Esta ecuación puede escribirse en términos per cápita realizando unas sencillas transformaciones. La ecuación (I.3), que se deriva de (I.2) pero expresada no en valores absolutos sino per cápita, es la ecuación dinámica fundamental del modelo de Solow.

$$\dot{k} = s \cdot f[k] - (\delta + n) \cdot k \tag{I.3}$$

en donde k = K/L, son las dotaciones de capital por trabajador empleado. Un aspecto importante de este modelo, y en realidad de la inmensa mayoría de los modelos de crecimiento, es que se utiliza de forma indistinta el volumen total de población y de ocupación. Por esta razón, los diversos autores suelen referirse al cociente Y/L como renta per cápita, cuando en realidad —y de acuerdo con los supuestos del modelo— este cociente representa la productividad del trabajo, puesto que L es el número de personas ocupadas. En los capítulos que siguen se comprobará que la distinción entre ambas variables es importante cuando existen diferencias en las tasas de actividad y ocupación de los espacios geográficos.

Si se dividen ambos miembros de (I.3) por k, el lado izquierdo indicará la tasa de crecimiento de k, γ_k ; es decir, la tasa a la que crece la relación capital/trabajo ²:

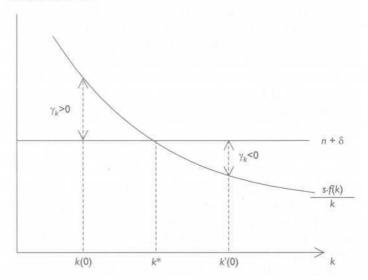
$$\gamma_k = \frac{\dot{k}}{k} = s \cdot \frac{f[k]}{k} - (n + \delta) \tag{I.4}$$

La ecuación (I.4) indica que la tasa de crecimiento de las dotaciones de capital por trabajador ocupado es igual al producto de la tasa de ahorro, s, por la productividad media del capital $\left[\frac{s \cdot f(k)}{k}\right]$,

menos la suma de la tasa de depreciación, δ , y la tasa de crecimiento de la población, n. El gráfico I.1 representa la dinámica de la relación capital/trabajo recogida por la ecuación (I.4).

² Obsérvese que en cada momento del tiempo, la tasa de crecimiento del nivel de la variable K iguala la tasa de crecimiento per cápita, más la tasa de crecimiento de la población ($\gamma_K = \gamma_k + n$).





El aspecto clave de la ecuación (I.4), recogido también por el gráfico I.1, es que la función de ahorro $\left[\frac{s\cdot f(k)}{k}\right]$ es decreciente porque la productividad media $\left[\frac{f(k)}{k}\right]$ lo es. El origen se encuentra en el supuesto de que la tecnología, representada por $F[\bullet]$, cumple la ley de los rendimientos marginales decrecientes.

Si una economía partiera de una relación capital/trabajo k(0), el ahorro $\left[\frac{s \cdot f(k)}{k}\right]$ sería superior a la depreciación $(n + \delta)^3$, por

lo que se produciría un incremento de las dotaciones de capital por trabajador ($\gamma_k > 0$), mientras que si partiera de una relación capital/trabajo como k'(0), ocurriría lo contrario ($\gamma_k < 0$). En el caso en que k fuera igual a k^* , la relación K/L se mantendría constante. La economía habría alcanzado el estado estacionario, definido como aquella situación en la que las variables per cápi-

 $^{^3}$ δ mide, efectivamente, la depreciación del capital físico en su acepción habitual. El término n aparece incluido porque una parte del stock de capital debe destinarse a dotar a la nueva población que se incorpora al mercado de trabajo.

ta crecen a una tasa constante. En nuestro caso, esa tasa de crecimiento sería igual a cero, puesto que se ha supuesto ausencia de progreso técnico 4 . Puesto que la población crece a una tasa constante e igual a n, las variables agregadas (K, Y, C) crecerán a esa misma tasa.

El estado estacionario, k^* , depende de los parámetros fundamentales, s, n, δ y también de la tecnología representada por $F[\bullet]$. Por ejemplo, si la tasa de ahorro fuera mayor, o la tasa de crecimiento de la población menor, la relación capital/trabajo en el estado estacionario sería mayor. En cualquier caso, puesto que el modelo de Solow supone que la economía está formada por L agentes representativos y todos convergen al mismo estado estacionario, la distribución de la renta también debería converger, siendo la misma para todos ellos.

Un aspecto importante que ilustra el gráfico I.1 es que cuanto más alejada se encuentre una economía de su estado estacionario (cuanto más alejado esté k (0) por debajo de k^*), mayor será su tasa de crecimiento. El origen de este resultado son los rendimientos decrecientes del capital. Cuando k es relativamente bajo, la productividad media del capital $\left\lceil \frac{f(k)}{k} \right\rceil$ es relati-

vamente elevada. Por hipótesis, los agentes ahorran e invierten una fracción constante, s, de esta productividad media. Por tanto, cuando k es relativamente bajo, la inversión bruta por unidad de capital $\left[\frac{s\cdot f(k)}{k}\right]$ es relativamente alta, y la tasa de creci-

miento de k (γ_k) también. El comportamiento de la productividad del trabajo (y = Y/L), identificada en este modelo como igual a la renta por habitante (y), y el consumo per cápita (c = C/L) también se mantendrán constantes en el estado estacionario ($\gamma_y = \gamma_c = 0$) 5 .

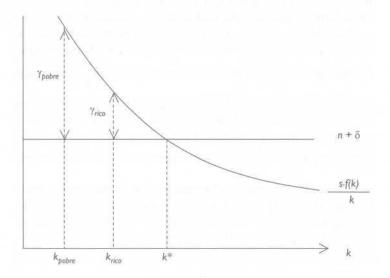
Aunque el modelo de Solow se refiere al comportamiento de una economía determinada, en el estado estacionario y en la dinámica que sigue conforme se aproxima al mismo, el resul-

⁴ La incorporación del supuesto de existencia de progreso técnico a una tasa constante y exógena, g, no modifica la esencia de los resultados. En este caso, la tasa de crecimiento de k en el estado estacionario sería $\gamma_k = g$.

⁵ En el caso de que se considere la existencia de progreso técnico a una tasa g, $\gamma_k=\gamma_y=\gamma_c=g$.

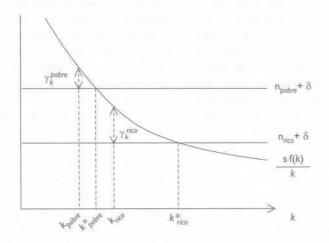
tado anterior ha sido extendido con naturalidad a la comparación entre grupos de países o de áreas geográficas concretas. En este sentido, una derivación inmediata del resultado proporcionado por el gráfico I.1 es la que ilustra el gráfico I.2. En él se supone que la economía más atrasada parte de una relación capital/trabajo menor que la de la economía rica ($k_{pobre} < k_{rico}$). La existencia de rendimientos marginales decrecientes implica, en este caso, que $\gamma_{pobre} > \gamma_{rico}$; es decir, que las economías más atrasadas experimentarán tasas de crecimiento mayores que las más ricas en la transición al estado estacionario. Sin embargo, una vez se alcance éste, ambas convergerán a una relación capital/trabajo, k^* , común, y por tanto también a la misma renta por habitante, y al mismo nivel de consumo per cápita.

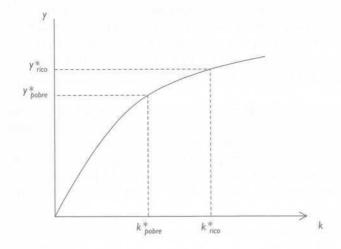
GRÁFICO I.2



El resultado anterior depende crucialmente de que las dos economías compartan los mismos parámetros fundamentales, puesto que sólo así el estado estacionario al que se aproximan en la dinámica de la transición será el mismo. En efecto, supongamos que ambas economías comparten las mismas tasas de ahorro y de depreciación, y también la misma función agregada de producción F[•]. Sin embargo, supongamos también que en la economía pobre la tasa de crecimiento de la población es superior a la de la rica, $n_{pobre} > n_{rico}$. En estas circunstancias, tal y como ilustra el gráfico I.3, los estados estacionarios a los que tenderán ambas economías será distinto, siendo $k_{pobre}^* < k_{rico}^*$ y, por lo tanto, también $y_{pobre}^* < y_{rico}^*$. Además, puede también ocurrir que, aunque las dotaciones iniciales de capital por trabajador en la economía pobre sean inferiores a las de la rica, su tasa de crecimiento sea menor y no mayor, como ocurriría si todos los parámetros fundamentales fueran los mismos.

GRÁFICO I.3





En definitiva, el modelo de Solow predice que un país experimentará tasas de crecimiento más elevadas cuanto más alejado se encuentre del estado estacionario o de equilibrio a largo plazo. Cuando este resultado se generaliza a un conjunto de países o de áreas geográficas y, por alguna razón, k (0) es distinto entre ellas, el país que tenga la menor relación capital/trabajo será el que más crecerá, siempre y cuando compartan los mismos parámetros fundamentales $(s, n, \delta y F[\bullet])$. A este tipo de convergencia se le denomina convergencia absoluta o no condicionada.

Si, por el contrario, se es más realista y se reconoce la heterogeneidad entre las unidades territoriales de análisis, es decir, tenemos en cuenta que alguno o algunos de los parámetros fundamentales sean distintos entre ellas, entonces cada economía convergerá hacía su propio estado estacionario y no hacia una relación capital/trabajo, productividad (o renta per cápita) y consumo por habitante común para todas ellas. Sólo si se tienen en cuenta las diferencias, y se aíslan sus efectos, será de esperar que las más atrasadas crezcan más que las prósperas. A este tipo de convergencia se le denomina convergencia condicional, puesto que condiciona en la posible existencia de diferentes estados estacionarios.

Sin embargo, nótese que la convergencia condicional no es observable. No resulta de gran consuelo para una economía constatar que no consigue aproximar sus posiciones a las de las zonas más ricas. Sin embargo, sí que es interesante identificar posibles razones que condicionan la convergencia. La literatura ha intentado destacar algunas de ellas, siendo las más habituales la menor tasa de ahorro, la mayor tasa de crecimiento de la población, las diferencias en dotaciones de capital humano o público, la inestabilidad política, el grado de apertura al comercio, la existencia de mercado negro o de sistemas financieros poco desarrollados, o la ausencia de movilidad del capital, entre otras.

Cuando estas variables resultan significativas puede concluirse, aunque sólo sea de forma tentativa, que son las responsables de que no se observe convergencia. Pero cuando, como ocurre con frecuencia, el mayor poder explicativo descansa en los efectos fijos asociados a cada país o región 6, sólo puede afirmarse que cada economía converge hacía su propio estado estaciona-

⁶ Sobre este tema se volverá más adelante, en el capítulo VI.

rio, siendo éste menos favorable para las economías atrasadas que para las más prósperas, por alguna razón desconocida.

La amplia evidencia empírica disponible indica que existe convergencia absoluta sólo para un conjunto reducido de economías prósperas pertenecientes la mayoría de ellas, a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) 7, o entre regiones, prefecturas, estados o Länders, dentro de un mismo país. En estos casos, al tratarse de economías que comparten niveles similares de desarrollo y también de organización institucional, es más probable que compartan los mismos parámetros que determinan el equilibrio a largo plazo.

Sin embargo, la ausencia de convergencia observable ha llevado a cuestionar algunos de los supuestos sobre los que descansa el modelo seminal de Solow. De éstos, el supuesto crucial que ha sido puesto en entredicho es la especificación funcional de la función de producción y, en concreto, el supuesto de que F[•] cumple la ley de los rendimientos marginales decrecientes. Las implicaciones de este supuesto sobre la convergencia quedan claramente puestas de manifiesto por el denominado modelo AK, el prototipo más sencillo de la familia de modelos de crecimiento endógeno ⁸. La propiedad clave de estos modelos es la ausencia de rendimientos decrecientes del capital. En concreto, supongamos que la función de producción toma la forma:

$$Y = F[K, L] = AK (I.5)$$

El término A>0 y constante representa el nivel de la tecnología. La ecuación (I.5) puede expresarse en términos per cápita dividiendo ambos lados por L.

$$y = f(k) = Ak (I.6)$$

en donde, como antes, y = Y/L es la productividad el trabajo y k = K/L las dotaciones de capital por trabajador empleado. El aspecto clave de esta especificación es que tanto la productividad media como la marginal son constantes e iguales a A, y no

⁷ Baumol (1986).

⁸ El origen de este modelo se atribuye a Rebello (1991). Véase el panorama del propio Solow (2000).

decrecientes como suponía la ecuación (I.1). A partir de la ecuación (I.4) relativa a la tasa de crecimiento de k, γ_k , y sustituyendo f(k) por Ak, se obtiene:

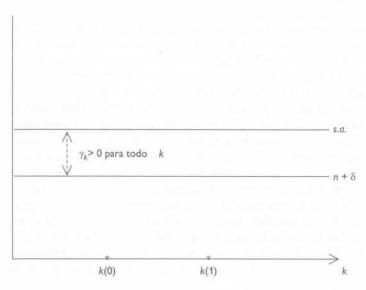
$$\gamma_k = s A - (n + \delta) \tag{I.7}$$

Puesto que todos los parámetros en el lado derecho de (I.7) son constantes, la tasa de crecimiento de la relación capital/trabajo, y también la de la renta y el consumo por habitante, serán constantes ($\gamma_k = \gamma_v = \gamma_c = \text{constante}$). Si sA es mayor que $(n + \delta)$, entonces las tasas de crecimiento de las tres variables serán positivas además de constantes. Por lo tanto, las economías crecerán continuadamente aunque no haya progreso técnico. Ésta es la razón por la que a este modelo y a todos los que pertenecen a esta familia se les conoce como modelos de crecimiento endógeno, ya que no hay que recurrir a la existencia de un progreso técnico exógeno, g, caído del cielo como el maná, para explicar el crecimiento de las economías con el transcurso del tiempo. Recuérdese, en este punto, que si la función de producción hubiera presentado, como anteriormente, productividades marginales decrecientes, la tasa de crecimiento de las variables per cápita en el equilibrio a largo plazo sería igual a cero en ausencia de progreso técnico exógeno.

La situación descrita por la ecuación (I.7), para el caso en que γ_k sea positivo, aparece representada en el gráfico (I.4). Este gráfico ilustra con claridad las implicaciones que se derivan de suponer productividades marginales constantes en lugar de decrecientes. En primer lugar, sean cuales sean las dotaciones de capital por trabajador de las que parta una economía, k (0) o k (1), esta relación siempre crecerá a la misma tasa constante dada por la ecuación (I.7). Por lo tanto, y a diferencia de lo que ocurría con el modelo de Solow, las economías no crecen más cuanto más alejadas se encuentren del estado estacionario. De hecho, se encuentran siempre en el estado estacionario, creciendo a una tasa constante.

En segundo lugar, aunque dos economías compartan todos los parámetros fundamentales, nunca convergerán. Supóngase que la economía pobre parte de una relación capital/trabajo k(0) menor que la rica, k(1). Puesto que ambas crecerán a la misma tasa γ_{pobre} = γ_{rico}, la más atrasada nunca alcanzará a la más próspera. Por lo tanto, este modelo, y en general todos los modelos de crecimiento endógeno, predicen la ausencia de convergencia. tanto absoluta como condicional.

GRÁFICO I.4



En definitiva, la hipótesis de convergencia entre economías descansa críticamente en el supuesto de que se cumpla la ley de los rendimientos marginales decrecientes. El problema estriba en la dificultad de discriminar entre modelos y determinar cuál ofrece una representación más realista acudiendo a la evidencia empírica. Lo que los datos dicen es que entre muestras amplias de países no existe convergencia absoluta y que para algunos de ellos, por ejemplo los pertenecientes al área subsahariana, hay divergencia 9. Pero este resultado puede interpretarse en dos sentidos distintos: bien como resultado de que la función de producción, entendida en sentido amplio, presenta rendimientos marginales del capital constantes, o bien originado en que existen otros factores que alteran el estado estacionario. Nótese, sin embargo, que en este último caso simplemente se está diciendo que los equilibrios de largo plazo son diferentes entre economías, por lo que tampoco se observará convergencia. O dicho de otra forma, que sólo se convergerá en el caso hipotético en que todas las características de las economías fueran las mismas

⁹ Temple (1999).

Definiciones de convergencia

El concepto de convergencia ha sido abordado desde distintas perspectivas, no todas ellas coincidentes. El Diccionario de la Real Academia Española define la convergencia como la 'acción y efecto de convergir', mientras que converger (convergir) presenta dos acepciones: 1. 'Dirigirse dos o más líneas a unirse en un punto', y 2. (fig.) 'Concurrir al mismo fin los dictámenes, opiniones o ideas de dos o más personas'. Los sociólogos también han utilizado este concepto refiriéndolo a la «concepción weberiana de que "las sociedades evolucionan, desde referentes culturales muy distintos, hacia algunas pautas de comportamiento común dictadas por la tecnología y el desarrollo de la racionalidad". Está relacionado con el concepto de "modernización", la idea de que existe un flujo en la historia desde el tribalismo y el tradicionalismo hacia el racionalismo [...] No creo que la versión económica esté completamente desligada de esta aproximación, más antigua y menos rigurosa» 10.

En la actualidad, los dos conceptos de convergencia que han hecho fortuna son los denominados σ -convergencia y β -convergencia. Esta terminología fue utilizada por primera vez por Sala-i-Martin (1990), aunque los conceptos a los que hacen referencia se remontan al origen mismo de la regresión (Galton, 1877) 11 . El concepto de σ -convergencia se refiere a la reducción de la dispersión de la variable objeto de estudio, habitualmente la renta per cápita o la productividad del trabajo, con el transcurso del tiempo. Por lo tanto, esta aproximación de la convergencia toma como referente la idea de homogeneización entre las distintas economías, recurriendo a los perfiles temporales seguidos por algún estadístico de dispersión, siendo los más frecuentes la desviación típica de los logaritmos y el coeficiente de variación.

¹⁰ G. Wright; citado por Baumol, Nelson y Wolff (1994: 18).

¹¹ La literatura teórica del crecimiento relacionada con el concepto de convergencia es muy abuntante: Barro (1991), Barro y Sala-i-Martín (1991, 1992, 1995), Sala-i-Martín (2000), Mankiw, Romer y Weil (1992), y existen excelentes panoramas, normalmente selectivos y sesgados, que analizan las implicaciones teóricas de la misma en el contexto de los modelos de crecimiento recientes: Gould y Ruffin (1993), Andrés y Doménech (1995), Sala-i-Martín (1994a, 1996), Durlauf (1996), Quah (1996c), Fuente (1997b, 1998), Jones (1997a,b), Jones y Manuelli (1997a,b), Pritchett (1997), Hall y Jones (1996, 1997, 1999), Durlauf y Quah (1998), Temple (1999).

Sin embargo, los estadísticos anteriores reducen a un único valor toda la información contenida en la distribución de la variable. En el apartado siguiente se definirán otros instrumentos de medida que ponen el énfasis en la forma externa de la misma, como complemento a la idea más simple recogida por la σ-convergencia estándar.

Se dice que existe β -convergencia absoluta o no condicionada, cuando las economías pobres crecen más que las ricas. La contrastación de su existencia se realiza a partir de la estimación de ecuaciones de convergencia en las que la variable dependiente es la tasa de crecimiento de la renta per cápita (o de cualquier otra que se esté analizando) en un periodo suficientemente largo de tiempo, y la variable independiente es el nivel de renta al comienzo del periodo. Si existe una relación inversa entre ambas, entonces se dice que existe β -convergencia no condicionada o absoluta.

Este concepto de β -convergencia es el que se encuentra más próximo al de σ -convergencia, ya que ninguno de ellos toma en consideración las razones que puedan justificar las diferencias entre economías. Por lo tanto, ambos se refieren a comportamientos observados a partir de la información suministrada por los datos. Sin embargo, es posible que proporcionen informaciones contradictorias (mostrando una de ellas convergencia y otra divergencia) porque son conceptos distintos, aunque relacionados. El origen de la discrepancia radica en que las economías están sujetas a shocks transitorios que pueden alterar los resultados. Es posible demostrar 12 que la existencia de β -convergencia absoluta es condición necesaria, pero no suficiente, para la existencia de σ -convergencia.

La β -convergencia condicional o relativa tiene en cuenta, como se ha explicado anteriormente, las diferencias entre los parámetros que definen el estado estacionario o equilibrio a largo plazo. Esta aproximación ha hecho fortuna debido a que de la evidencia empírica se desprende la ausencia de convergencia (tanto σ como β absoluta) entre grupos amplios de países. La existencia de β -convergencia condicional se contrasta también a partir de la estimación de ecuaciones de convergencia, en las que se añade a la variable independiente original (el nivel inicial

¹² Véase, por ejemplo, Sala-i-Martín (2000: 194-197).

de la variable) un conjunto adicional de variables que se consideran determinantes del estado estacionario. Este conjunto es muy variado (llegando a contabilizarse más de sesenta en la literatura), y los resultados bastante desalentadores ¹³.

Los tres conceptos anteriores son los que van a ser utilizados a lo largo del libro. Sin embargo, la literatura ha utilizado otras aproximaciones, algunas de las cuales se resumen brevemente a continuación. La noción de *catch-up* no tiene en cuenta, como las anteriores, el conjunto de observaciones referidas a todos los países que integran la muestra, sino la posición relativa de una economía respecto a un país identificado como el líder. En los análisis de convergencia desde la perspectiva internacional, el país líder por antonomasia es Estados Unidos. En este caso se trata de analizar el perfil temporal de la brecha existente entre un país determinado, o conjunto de países (esto es, la media de los países de la Unión Europea), y el país líder. En los capítulos que siguen no se ha utilizado este concepto, porque no existe en nuestro país ninguna provincia que pueda considerarse líder indiscutible para todas las variables 14.

La convergencia residual se refiere a la posibilidad de que, después de aislar estadísticamente los efectos de las variables introducidas en las ecuaciones de convergencia condicionada, el residuo resultante (estadísticamente no explicado) presente convergencia. La utilidad de este concepto radica en que, una vez se han identificado las fuerzas que impiden la convergencia (bajas tasas de ahorro e inversión, reducido nivel de gasto en educación, inestabilidad política, etc.), si existe convergencia en el residuo resultante, puede confiarse en que la eliminación de las dificultades no se verá negativamente contrarrestada por el comportamiento divergente del residuo.

Bernard y Durlauf (1992) utilizan el concepto de convergencia asintótica, considerando que existe convergencia a largo plazo entre dos países cuando sus rentas per cápita se aproximan asintóticamente al mismo nivel. Desde el punto de vista práctico y de acuerdo con su definición: «La convergencia exige que las desviaciones entre dos países [...] sigan un proceso estocás-

¹³ En el apartado I.3 se volverá sobre este tema.

¹⁴ En Mas y Pérez (2000) sí se utiliza la noción de catch-up desde distintas perspectivas.

tico estacionario de media cero». Estos autores piensan en la convergencia no como una relación entre la tasa de crecimiento y el valor inicial de la renta per cápita para un periodo de tiempo fijo, sino como una relación acerca de la predicción de largo plazo de esta variable, tomando un conjunto de condiciones iniciales dadas.

2. Instrumentos de medida

Como se ha señalado en el apartado anterior, los dos conceptos de convergencia que han hecho fortuna entre los estudiosos del tema son los de σ -convergencia y β -convergencia, expresiones acuñadas a partir de las contribuciones de Sala-i-Martín (1990), Barro (1991), y Barro y Sala-i-Martín (1991, 1992 y 1995). El primero ha sido con frecuencia ilustrado acudiendo a dos medidas habituales de dispersión: la desviación típica del logaritmo, o el coeficiente de variación, de la variable objeto de estudio, siendo la renta per cápita la más frecuentemente analizada. Por su parte, la convergencia- β ha sido estimada a partir de ecuaciones de convergencia, tanto en su versión condicionada como no condicionada.

En este apartado se describen, además de los estadísticos comúnmente utilizados, algunos adicionales que contribuyen a enriquecer el análisis, y que por esta razón serán utilizados a lo largo del libro. Antes de comenzar, es importante señalar que la mayoría de los autores interesados en los procesos de convergencia desde una perspectiva macroeconómica han utilizado de forma sistemática estadísticos de dispersión simples, mientras que un cuerpo de la literatura muy próxima a ella, la economía del bienestar, utiliza estadísticos ponderados. Por esta razón, comenzaremos este apartado realizando una breve digresión sobre ambos tipos de estadísticos ¹⁵.

Estadísticos simples versus ponderados. Una digresión

La variable objeto de estudio es, habitualmente, la renta per cápita de áreas geográficas que engloban a un colectivo de individuos. La cuestión que se suscita de inmediato es si el compor-

¹⁵ Agradecemos a Francisco Pérez y Joan María Esteban algunas de las reflexiones relacionadas con este tema.

tamiento de esta variable debe ser analizado en términos de provincias, áreas geográficas en general, o en términos de la población que las habita. Dicho de otra forma, la pregunta es si cuando se analiza la renta per cápita media de estas áreas geográficas se debe tener en cuenta la dimensión económica de las mismas o no.

Los dos bloques de la literatura a los que nos referíamos anteriormente han dado soluciones prácticas diferentes a la pregunta anterior. Por una parte, la literatura económica sobre la desigualdad, preocupada fundamentalmente por el bienestar individual, ha utilizado siempre estadísticos ponderados, donde la ponderación trata de reflejar la dimensión económica de las diferentes áreas geográficas. Por otra parte, la literatura sobre crecimiento y convergencia económica, preocupada por los países o las regiones, ha utilizado casi exclusiva estadísticos simples, en el sentido de que la renta per cápita de cada área geográfica es considerada como una observación individual, independientemente del tamaño o la importancia relativa de dicha área dentro del agregado.

Un ejemplo simple ayudará a situar la discusión. Considérese la distribución de corte transversal de rentas per cápita en dos momentos del tiempo, t y t+1, para 3 regiones diferentes. El tamaño de la población, N, es constante e igual a 100 individuos desigualmente repartidos entre las regiones. Dicha distribución puede observarse en el cuadro I.1.

CUADRO I.1 Dos distribuciones hipotéticas de renta per cápita

Región -		t	t	+1
Region	×i	Pi	×i	Þi
A	1	0,25	1	0,40
В	2	0,25 0,50	2	0,40 0,20 0,40
C	3	0,25	3	0,40

Siendo x_i la renta per cápita y p_i los porcentajes que representa la población de cada región en el agregado. Obsérvese que dado que x_i es idéntica para cada región, tanto en t como en t+1, los estadísticos simples no varían (esto es, la distribución

de xi en términos de regiones permanece constante), la media es igual a 2 y la varianza es igual a 2/3, tanto en t como en t+1. Sin embargo, la desigualdad entendida en su acepción tradicional en la literatura, es decir, la dispersión en la distribución de xi en términos de individuos, ha aumentado, ya que una gran proporción de población se ha desplazado desde el centro (región B), hacia los extremos de la distribución. En concreto, un 15 % pasa al extremo inferior (región A) y otro 15 % al extremo superior (región C). Los índices de desigualdad así lo reflejarían y también el cálculo de estadísticos ponderados por las proporciones de población. Así, aunque la media ponderada tanto en t como en t+1 sigue siendo igual a 2 16, la varianza ponderada en t es 0,5, mientras que la varianza ponderada en t+1 es 0,8. Es decir, se ha producido un aumento de la dispersión, puesto que la distribución de x en términos de individuos muestra un aumento de la desigualdad. No obstante, los estadísticos ponderados asociados a la desigualdad interregional no proporcionan información acerca de la distribución de la renta dentro de cada región, aspecto que será analizado desde otra perspectiva en el capítulo v.

¿Qué puede concluirse desde la perspectiva de la convergencia?, ¿Se ha producido un proceso de divergencia o, por el contrario, la distribución se ha replicado a sí misma? La literatura macroeconómica, utilizando estadísticos simples, concluiría que no ha habido ni convergencia ni divergencia. En efecto, si se considera a las regiones como la unidad de análisis, lo que interesa es la distribución no ponderada de x_i , no obteniéndose, por tanto, convergencia ni divergencia, sino una réplica de la distribución. En términos estadísticos, si lo que se considera es una muestra aleatoria de regiones, entonces la ponderación no es importante.

Sin embargo, si se considera importante que tras la renta per cápita media se encuentran diferentes tamaños de población, parece razonable que se mida la dispersión de la distribución desde el punto de vista individual. Por tanto, alteraciones en las proporciones de población que las diversas regiones represen-

¹⁶ El hecho de que la media simple y ponderada en t y t+1 sea siempre la misma deriva del hecho de que la distribución, tanto simple como ponderada, es simétrica en ambos periodos. Obviamente esto no es una característica general, pero dado que el interés se centra en las implicaciones de las ponderaciones en el cálculo de los estadísticos, se ha simplificado al máximo el ejemplo.

tan dentro del agregado pueden afectar al proceso de convergencia o divergencia, aun en casos extremos como los del ejemplo anterior, en el que ni la renta per cápita media de cada región ni tampoco la agregada (simple o ponderada) se alteran. Dicho en términos estadísticos, si la población de referencia son las personas, se debe otorgar más peso a aquellas regiones más densamente pobladas. No hacerlo así distorsionaría las características de la distribución. Esta aproximación lleva a concluir, en el ejemplo anterior, que se ha producido un proceso de divergencia.

¿Cómo se enmarca la discusión anterior en la literatura del crecimiento económico? El modelo de Solow (1956)-Swan (1956) que, como ya se ha dicho, ha inspirado gran parte del debate teórico y la contrastación empírica sobre la convergencia económica, es un modelo que se aplica al comportamiento esperado de un país individual, haciendo referencia al proceso de convergencia de dicho país a un estado estacionario. Sin embargo, el modelo ha sido aplicado a diferentes países y regiones y a distintos niveles de desagregación 17, por lo que, extendiendo el argumento hasta el extremo, podría ser aplicado a individuos tal y como han hecho Stiglitz (1969) 18 y Tamura (1991); es decir, para analizar la convergencia de las rentas individuales. De hecho, Cass (1965) y Koopmans (1965), recuperando el análisis de agentes optimizadores de Ramsey (1928), desarrollaron dicho modelo en términos de un consumidor representativo y, por tanto, estrictamente hablando, en términos de individuos. Ésta es también la tendencia actual en la moderna teoría del crecimiento económico (Barro y Sala-i-Martín, 1995).

Las reflexiones anteriores parecen apuntar a que la dispersión o, en general, el estudio de la evolución dinámica de la distribución de la renta per cápita, en la terminología de Quah (1996a,b), debe realizarse también en términos de las distribuciones ponderadas por la población. En otras palabras, el com-

es un supuesto esencial para conseguir el resultado de convergencia.

¹⁷ El tema de la convergencia sectorial, tratado más adelante en el capítulo IV, también ha ocupado gran parte de la literatura: Bernard y Jones (1996a,b,c), Cuadrado-Roura, García-Greciano y Raymond (1999), Serrano (1999), Carnicero (1999), Fuente y Freire (2000), Álvarez de Toledo et al. (2000) o Temple (2000). Es interesante observar cómo, en este caso, los autores si tienen en cuenta la importancia que tiene cada sector dentro del agregado, siendo éste un argumento importante en la discusión sobre convergencia o divergencia.

¹⁸ Stiglitz (1969) muestra cómo la existencia de mercados de capital perfectos

portamiento de la renta per cápita, o de cualquier otra variable regional escalada por población o empleo, como, por ejemplo, la productividad del trabajo, debe ser analizada en términos de individuos, por las siguientes razones.

En primer lugar, en la práctica es razonable formular la siguiente pregunta: ¿es indiferente que países como España o Francia converjan al nivel medio de renta per cápita europea a que lo haga, por ejemplo, Luxemburgo? Todo parece indicar que no. No sólo desde el punto de vista individual la convergencia es mayor si convergen países grandes en lugar de países pequeños, y ello independientemente de lo que suceda con la distribución de la renta dentro de cada país, sino que otras cuestiones relevantes, como los procesos de transferencias de países ricos a países pobres, dependen sustancialmente de los tamaños de población asociados a una renta per cápita concreta. Sería fácil construir ejemplos en los que un resultado de divergencia económica, obtenido a partir de estadísticos no ponderados, tenga como origen el sistemático alejamiento respecto a la media de uno o dos países de tamaño muy reducido -como Luxemburgo o Andorra—, mientras que una adecuada consideración de sus tamaños relativos dentro del agregado podría arrojar el resultado contrario de convergencia económica.

Decresin y Fatás (1995) reconocen el problema, pero lo abordan sólo parcialmente al seleccionar las regiones de forma que sean comparables en tamaños de población. Ante esta situación, es lícito preguntarse: ¿qué hubiera pasado si se hubieran trazado las fronteras de forma diferente?, ¿habría ello supuesto una alteración substancial en los resultados? Algunas excepciones son el trabajo de Rabadán y Salas (1996), quienes proponen medir la convergencia mediante índices de desigualdad. Este procedimiento es lícito, aunque no el único posible, ni siquiera necesariamente el más adecuado. Por ejemplo, desde el punto de vista de la convergencia, no hay por qué asignar más importancia a las transferencias de renta en el extremo inferior de la distribución, lo que, por el contrario, sí puede ser deseable, en términos de la medición de la desigualdad individual. Tampoco hay razones para basar los estadísticos en conceptos normativos sobre el bienestar social. Además, como argumenta Jones (1997a), aunque el análisis de la renta per cápita en el ámbito internacional se realiza normalmente en términos de los países, ésta puede ser una forma engañosa de examinar los datos, ya

que simplemente la alteración de las fronteras modificaría los resultados.

Por tanto, al margen de una actitud de principios, existe un planteamiento empírico: ¿proporcionan los estadísticos simples y los ponderados visiones diferentes, cuando no contradictorias, de un mismo fenómeno económico? Disponemos de algunos ejemplos que indican que sí (Korn y Graubard, 1995b), mientras que otros indican que no, al menos no siempre (Goerlich y Mas, 1998a,b). En consecuencia, en los capítulos siguientes se adoptará una aproximación ecléctica al problema, presentando todos los estadísticos en su versión simple y ponderada.

Estadísticos e instrumentos de análisis: definiciones

Denominaremos x a una variable de interés genérica y p a sus ponderaciones correspondientes para una muestra de tamaño n. Los estadísticos descriptivos que van a ser utilizados en los restantes capítulos del libro son los siguientes 19:

La media de x es el valor alrededor del cual las observaciones de la variable están centradas. Si se desconoce la distribución de x, la media proporciona información sobre la posición de la variable, siendo la variable de posición por excelencia. La media ponderada, y no la media simple, es la que coincide con la media del agregado.

MEDIA:

ponderada simple
$$\mu = \sum_{i=1}^{n} p_i x_i \qquad \overline{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \qquad (I.8)$$

La desviación típica es la medida de dispersión absoluta más habitual. Se define a partir de la varianza, que no es más que el segundo momento central alrededor de la media, como la raíz cuadrada positiva de la misma.

¹⁹ En este apartado sólo se recogen los que van a ser utilizados posteriormente. Para un análisis pormenorizado de la amplia batería de estadísticos disponibles puede verse Goerlich (1998, 2000).

DESVIACIÓN TÍPICA:

ponderada simple
$$SD_{\omega}(x) = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} p_{i}(x_{i} - \mu)^{2}} \quad SD(x) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}}{n}} \quad (I.9)$$

Para dos distribuciones con la misma media, una disminución de la varianza implica una mayor concentración de la masa de probabilidad en torno a la misma, al menos para ciertos intervalos alrededor de dicha media. Sin embargo, no proporciona necesariamente información acerca de lo que sucede en las colas de la distribución.

El principal problema con el uso de la desviación típica como medida de dispersión es que no es invariante respecto a la escala, por lo que, salvo para variables que no tienen unidades de medida —como la tasa de actividad o de empleo—, no es normalmente utilizado. Dos formas habituales de solucionar este problema son, a) dividir la desviación típica por la media; el resultado es el denominado coeficiente de variación, una de las medidas de dispersión relativa más habituales:

COEFICIENTE DE VARIACIÓN:

ponderado simple
$$CV_{\omega}(x) = \frac{SD_{\omega}(x)}{\mu}$$
 $CV(x) = \frac{SD(x)}{\overline{x}}$ (I.10)

o b) considerar la desviación típica de los logaritmos de x, log x,

DESVIACIÓN TÍPICA DE LOS LOGARITMOS:

$$\begin{aligned} & \text{ponderada} & \text{simple} \\ & \text{SD}_{\omega}(\log x) = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} p_{i} (\log x_{i} - \log \widetilde{\mu})^{2}} & \text{SD}(\log x) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (\log x_{i} - \log \widetilde{x})^{2}}{n}} \end{aligned} \tag{I.11}$$

donde $\log \widetilde{\mu} = \sum_{i=1}^{n} p_i \log x_i$ y $\log \widetilde{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \log x_i}{n}$ son el logaritmo de la media geométrica, ponderada o simple, respectiva-

mente. Ésta es la medida de dispersión habitual utilizada por la literatura empírica del crecimiento económico —básicamente en su versión simple—, aunque en este trabajo se comparan ambos estadísticos, lo que ilustrará la importancia de las ponderaciones.

Alternativamente, podría haberse acudido a la literatura de la desigualdad y seleccionado alguno de los muchos índices invariantes respecto a la escala utilizados en este contexto. En los restantes capítulos del libro, fundamentalmente en el capítulo v, sólo dos índices de desigualdad han sido utilizados en su versión ponderada; en primer lugar el índice de Gini (1912),

GINI =
$$\frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} p_{i} p_{j} | x_{i} - x_{j} |$$
 (I.12)

aplicado a rentas individuales; y en segundo lugar, uno de los índices de Theil (1967)

$$T(0) = -\sum_{i=1}^{n} p_i \log\left(\frac{x_i}{\mu}\right)$$
 (I.13)

utilizado por sus propiedades de descomponibilidad en dos sentidos muy útiles. En primer lugar, T(0) es descomponible por subgrupos de población. Así, si n individuos son clasificados en G provincias según su residencia, el índice T(0) agregado puede ser escrito como

$$T(0) = \sum_{g=1}^{G} p_g T_g(0) + T_0(0)$$
 (I.14)

donde $T_{\rm g}(0)$ es el índice aplicado a los individuos que residen en la provincia $g,p_{\rm g}$ es la proporción de población de dicha provincia sobre el total, y $T_0(0)$ es el índice aplicado a los valores medios de las provincias. De esta forma, dada una partición de la población en G subgrupos exhaustivos y mutuamente excluyentes, decimos que $\sum_{g=1}^G p_g T_g(0)$ es el componente interno de la desigualdad y $T_0(0)$ es el componente externo. Esta descomposición será utilizada en el capítulo V.

En segundo lugar, si x_i representa la renta per cápita de la provincia i, siempre es posible escribir ésta como el producto de los siguientes factores:

$$x_{i} = \frac{Y_{i}}{N_{i}} = \frac{Y_{i}}{E_{i}} \cdot \frac{E_{i}}{PA_{i}} \cdot \frac{PA_{i}}{PET_{i}} \cdot \frac{PET_{i}}{N_{i}}$$
 (I.15)

donde Y_i renta, E_i empleo, PA_i población activa, PET_i población en edad de trabajar y N_i población total de la provincia i. Llamando $pr_i = \frac{Y_i}{E_i}$ a la productividad del trabajo, $e_i = \frac{E_i}{PA_i}$ a la tasa de empleo $a_i = \frac{PA_i}{PA_i}$ a la tasa de actividad y $d_i = \frac{PET_i}{PA_i}$ a la estructua

pleo, $a_i = \frac{PA_i}{PET_i}$ a la tasa de actividad y $d_i = \frac{PET_i}{N_i}$ a la estructu-

ra demográfica, entonces puede escribirse $x_i = pr_i \cdot e_i \cdot a_i \cdot d_i$; y observando que μ factoriza en el producto de los valores medios de estas variables, $\mu = pr \cdot e \cdot a \cdot d$, puede descomponerse T(0) como

$$T(0) = -\sum_{i=1}^{n} p_{i} \log \left(\frac{pr_{i}}{pr} \right) - \sum_{i=1}^{n} p_{i} \log \left(\frac{e_{i}}{e} \right) - \sum_{i=1}^{n} p_{i} \log \left(\frac{a_{i}}{a} \right) - \sum_{i=1}^{n} p_{i} \log \left(\frac{d_{i}}{d} \right)$$
(I.16)

donde cada uno de los términos será interpretado como la contribución del factor correspondiente a la desigualdad global. Esta descomposición será utilizada en el capítulo III.

Los estadísticos anteriores se centran en los dos primeros momentos de una variable, ofreciendo una idea de la posición y dispersión de la misma. Sin embargo, es conveniente examinar algunas características adicionales de la distribución.

Estadísticos de orden y boxplots

Dadas las observaciones de la variable $\{x_i\}_{i=1}^n$, los estadísticos de orden se construyen a partir de una ordenación no decreciente de dichas observaciones, $x_{(1)} \le x_{(2)} \le x_{(3)} \le ... \le x_{(n-1)} \le x_{(n)}$; donde el paréntesis que acompaña a los subíndices indica que las observaciones han sido ordenadas de la forma indicada.

Varios estadísticos de orden son útiles en la caracterización de la distribución de x. En primer lugar se encuentran los estadísticos de valor extremo; es decir, el mínimo, $x_{(1)} = \min\{x_i\}_{i=1}^n$, y el máximo, $x_{(n)} = \max\{x_i\}_{i=1}^n$, de los valores observados. Además de su utilidad intrínseca, permiten definir una medida alternativa de dispersión: el rango.

RANGO:

$$R(x) = x_{(n)} - x_{(1)} = \max \{x_i\}_{i=1}^n - \min \{x_i\}_{i=1}^n$$
 (I.17)

Otra medida de posición alternativa a la media es la mediana 20 , Med(x), que se define como el estadístico de orden que divide la distribución de x, en dos partes con igual probabilidad en cada una de ellas, de forma que el 50 % de la masa de probabilidad estará por debajo de la mediana y el 50 % restante por encima. Para una distribución simétrica, la mediana coincide con la media.

En el caso de una muestra simple, la mediana es simplemente el estadístico de orden que divide la muestra en dos partes iguales, es decir, la observación central. Si n es impar, la mediana viene dada por x((n+1)/2), ya que este valor deja a izquierda y derecha el mismo número de observaciones; mientras que si n es par, la mediana se define convencionalmente como la media entre los dos valores centrales,

$$\frac{x_{(n/2)} + x_{((n/2)+1)}}{2}$$

La mediana divide la distribución de x en dos partes con igual probabilidad en cada una de ellas, pero no hay motivo para restringirse a que las dos partes sean iguales. Los quantiles dividen la distribución de x de forma asimétrica. El quantil de orden q, ξ_q , se define como el estadístico de orden, ξ , que divide la distribución de x en dos partes, tales que el q % de la masa de probabilidad estará por debajo del quantil de orden q, ξ_q, y el (1-q) % restante, por encima. Por tanto, la mediana no es más que el quantil de orden 0,5, $\xi_{0.5} = Med(x)$. El mínimo puede ser considerado como el quantil de orden 0, $\xi_{0,0} = x_{(1)} = \min \{x_i\}_{i=1}^n$, y el máximo como el quantil de orden $1, \xi_{1,0} = x_{(n)} = \max \{x_i\}_{i=1}^n$. Varios quantiles son habituales en la literatura estadística, los tres estadísticos de orden que dividen la distribución de x en cuatro partes iguales son los denominados cuartiles, y corresponden a q = 0,25, 0,50 y 0,75. Éstos serán en los que centraremos la atención en este trabajo.

²⁰ El término mediana fue utilizado por primera vez por Galton (1883), aunque el concepto ya aparece en un trabajo anterior: Galton (1875).

En el caso de una muestra simple, la obtención de los quantiles se basa en buscar el estadístico de orden que divide la muestra en las partes adecuadas, teniendo en cuenta que con n observaciones tan sólo tenemos (n-1) huecos para distribuir la probabilidad 21 . Cuando el quantil no se correspondía con una observación concreta, se obtuvo por interpolación lineal entre las dos observaciones adyacentes.

Asociados a los cuartiles, puede definirse el rango inter-cuartílico

RANGO INTER-CUARTÍLICO:

$$R(\xi_{0,25}) = \xi_{0,75} - \xi_{0,25} \tag{I.18}$$

que constituye una medida de dispersión muy popular como alternativa a la desviación típica y en la definición de observaciones atípicas (outliers).

No existe un criterio universalmente aceptado para la definición de observaciones atípicas. Sin embargo, la identificación de éstas es muy importante ya que pueden distorsionar gravemente los resultados de un estudio. Las observaciones atípicas pueden deberse a errores en la construcción o publicación de estadísticas. En este caso deberán subsanarse o, de no ser posible, eliminarse del análisis. Pueden ser fenómenos puramente aleatorios o, por el contrario, pueden incorporar información genuina acerca de determinados fenómenos. Si es así, deben analizarse de forma cuidadosa o estudiarse separadamente. Por ejemplo, Goerlich y Mas (1998c) muestran cómo sólo dos observaciones de veinticuatro (Japón y Estados Unidos) son suficientes para generar los resultados de σ-convegencia observados en la muestra de países de la OCDE.

Una regla utilizada con frecuencia para la definición de *outliers* se basa en el rango inter-cuartílico, $R(\xi_{0,25}) = \xi_{0,75} - \xi_{0,25}$, y considera observaciones atípicas todas aquellas que caen fuera del intervalo definido por $\xi_{0,25} - 1,5 \times R(\xi_{0,25})$, como límite inferior,

²¹ En el caso de una muestra ponderada, la definición de los quantiles debe tener en cuenta que las diferentes observaciones representan diferentes probabilidades, sin embargo, éstos no serán utilizados en este trabajo.

y $\xi_{0.75}$ 1,5 × R ($\xi_{0.25}$), como límite superior (Tukey, 1977). Es decir, la observación x_i es considerada atípica si

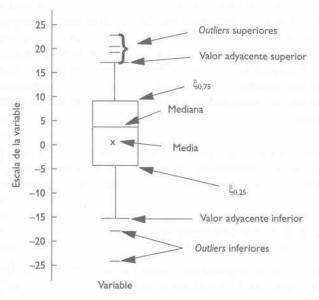
$$x_i < \xi_{0,25} - 1.5 \times R \ (\xi_{0,25})$$
 o $x_i > \xi_{0,75} + 1.5 \times R \ (\xi_{0,25})$

Una forma gráfica y conveniente de resumir la información suministrada por los estadísticos de orden es la utilización de los denominados diagramas de caja o boxplots. Un boxplot no es más que una representación plana de algunas de las características más sobresalientes de un conjunto de datos. Su principal ventaja es que, dado que es una representación plana, pueden observarse simultáneamente varios boxplots en un mismo gráfico, lo que permite el estudio dinámico de la evolución de algunas características importantes de la distribución. Por ejemplo, la existencia, aparición o desaparición de observaciones atípicas, la dispersión o concentración de los datos, así como la simetría o asimetría de la distribución. De hecho, una de las utilidades básicas de los boxplots es el análisis gráfico de outliers.

A continuación se describe un boxplot estándar. Todos los componentes de un boxplot pueden ser examinados en el gráfico I.5. El eje vertical representa la escala de la variable, por ejemplo, la renta per cápita. El cuadrado o caja (box), representa el rango inter-cuartílico. El cuartíl 0,75, $\xi_{0,75}$, define la parte superior y el cuartil 0,25, $\xi_{0,25}$, la parte inferior del cuadrado. Por construcción, dentro del box está contenido el 50 % de la masa de probabilidad de la distribución. Su altura representa, por tanto, el rango inter-cuartílico que, como ya se ha indicado, constituye una medida de dispersión habitual. Un rango inter-cuartílico mayor se visualizará mediante un box de mayor altura, indicando que el 50 % de la densidad de x está relativamente dispersa. Por el contrario, un rango inter-cuartílico menor se visualizará mediante un box más corto, e indica que el 50 % de la densidad de x está relativamente concentrada.

La línea horizontal dentro de la caja es la mediana o cuartil 0,50. La localización de esta línea respecto a los límites superiores o inferiores del box proporciona información gráfica sobre la forma de la distribución. Si la mediana no está en el centro del box la distribución es asimétrica. En el caso del gráfico I.5 existe evidencia de asimetría hacia la izquierda, es decir, hacia la parte inferior de la distribución. En ocasiones, la línea que representa la mediana se complementa con una indicación de la media, marcada con una x en el gráfico I.5.





Dos líneas verticales aparecen en los límites superior e inferior de la caja. El final de estas líneas, dibujadas de forma horizontal, se conoce como valor adyacente, superior e inferior, respectivamente. A partir del rango inter-cuartílico, $R(\xi_{0,25})$, el valor adyacente superior se define como el valor observado de la variable representada no mayor que $\xi_{0,75}+1,5\times R$ ($\xi_{0,25}$), y el valor adyacente inferior como el valor observado de la variable representada no menor que $\xi_{0,25}-1,5\times R$ ($\xi_{0,25}$). La máxima longitud entre valores adyacentes vendrá dada por el intervalo [$\xi_{0,25}-1,5\times R$ ($\xi_{0,25}$), $\xi_{0,75}+1,5\times R$ ($\xi_{0,25}$)] pero, en general, presentará un recorrido menor. Los valores adyacentes son, por tanto, estadísticos de orden, $x_{(s)}$, que se corresponden con observaciones actuales de la variable y que cubren el rango de observaciones que no se consideran atípicas.

Finalmente, las observaciones más allá de los valores adyacentes son las observaciones atípicas, superiores si son mayores que el valor adyacente superior, e inferiores si son menores que el valor adyacente inferior. Estos valores son representados de forma individual por pequeñas líneas horizontales. Así, en el ejemplo del gráfico L5, pueden observarse tres observaciones atípicas supe-

riores y dos inferiores. Los valores adyacentes cumplen, de esta forma, una doble misión. Por una parte, delimitan el rango de observaciones que no se consideran como atípicas y, por otra, indican la distancia entre los valores extremos de dichas observaciones y los outliers, lo que permite observar la lejanía o proximidad de los mismos respecto a la mayor parte de la distribución. Por último, es posible que no existan observaciones atípicas. En este caso, los valores adyacentes delimitan los valores extremos del conjunto de observaciones, el máximo y el mínimo de la distribución

En los cálculos que siguen a continuación en los capítulos posteriores los estadísticos de orden y los boxplots asociados se obtienen a partir de la variable normalizada, definida como x/u.

Curvas de Lorenz y funciones de densidad

Los estadísticos anteriores muestran diversas características particulares de la distribución de x. Sin embargo, varios son los instrumentos que permiten caracterizar de forma más completa la evolución de dicha distribución. En este libro nos centraremos en dos de ellos: la curva de Lorenz (1905) y la estimación no paramétrica de la función de densidad (Silverman, 1986).

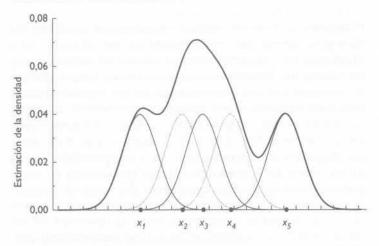
La curva de Lorenz, L(q), es una función de los estadísticos de orden y muestra el porcentaje acumulado de la variable correspondiente al quantil q de su distribución. La variable x está construida, normalmente, como cociente entre dos; por ejemplo, renta y población en el caso de la renta per cápita o renta y empleo en el caso de la productividad del trabajo. La construcción de la curva de Lorenz compara los porcentajes acumulados del numerador y del denominador que entran en la definición de x a partir de una ordenación no decreciente de esta variable. La representación gráfica de la curva de Lorenz no estará nunca por encima de la recta de 45 grados; si coincide con ella implica completa igualdad, y cuando más lejos esté de dicha recta, mayor será el grado de dispersión observado en la distribución de la variable analizada. La principal utilidad de las curvas de Lorenz en este trabajo radica en el hecho de poder comparar si una reducción observada en la dispersión, medida ésta por la desviación típica, el rango inter-cuartílico o cualquier otro índice de desigualdad, es debida a todos los tramos de la distribución o a sólo una parte de la misma.

El segundo instrumento utilizado ampliamente a lo largo del libro para caracterizar la distribución de una variable, x, es la estimación no paramétrica de su función de densidad, $\phi(x)$, por medio del método kernel. Intuitivamente, estas funciones de densidad son una generalización de las representaciones mediante histogramas. Un histograma representa, en el eje horizontal, el valor de la variable x acotada por tramos —por ejemplo, entre el 70 y el 80 % de la media—, y en el eje vertical, el número de observaciones de x comprendidas dentro de ese tramo. La impresión visual que proporciona un histograma permite apreciar en qué tramos del rango de variación de x se sitúan la mayor parte de las observaciones; y si existen o no diferencias importantes entre agrupaciones de observaciones -por ejemplo, un grupo de observaciones concentradas en torno a valores reducidos de x-, mientras que en el extremo superior del rango de la variable se encuentra otro grupo de observaciones con valores muy elevados. El principal inconveniente de los histogramas es su representación discreta y es esta cuestión la que vienen a solucionar la estimación no paramétrica de funciones de densidad, que pueden ser vistas como una representación continua y suavizada de un histograma.

Técnicamente, las funciones de densidad son construidas de la siguiente forma. Las observaciones en el entorno de un punto son utilizadas para estimar la distribución de la variable x sobre la población. La idea fundamental subyacente a la estimación kernel de funciones de densidad consiste en definir un intervalo, o ventana, que se desliza a lo largo de toda la muestra. La estimación de la densidad depende del número de observaciones que caen dentro del intervalo conforme éste pasa a lo largo de la escala de la variable. Una función de ponderación, el kernel, es utilizado para ponderar los datos de acuerdo con la distancia relativa de las observaciones al centro de la ventana conforme pasan los datos a través del intervalo. El gráfico I.6 ilustra esta idea a partir de cinco observaciones.

En la práctica, la estimación de las funciones de densidad se efectúa a partir de la siguiente fórmula evaluada para un conjunto de puntos representativos del rango de variación de x,

GRÁFICO I.6 Estimación kernel de una densidad



FUNCIÓN DE DENSIDAD:

ponderada simple
$$\phi_{\omega}(x) = \frac{1}{h_{\omega}} \sum_{i=1}^{n} p_{i} K\left(\frac{x - x_{i}}{h_{\omega}}\right) \quad \phi(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x - x_{i}}{h}\right) \quad \text{(I.19)}$$

donde la función $K(\bullet)$ representa el kernel, y h representa el ancho de ventana. La elección de $K(\bullet)$ es importante fundamentalmente porque la estimación $\phi(x)$ hereda en la práctica las propiedades de esta función. Por ello, la principal restricción sobre la misma es que integre la unidad. En todas las funciones de densidad estimadas en este trabajo se utilizó como función $K(\bullet)$ la densidad de una variable normal, tomando en consideración que el dominio de x está restringido en muchos casos (Silverman, 1986).

La suavidad de la estimación depende de la elección del parámetro h. Si el grado de suavizado es insuficiente, entonces la densidad estimada resultante contendrá características espurias fruto de la variabilidad muestral en los datos. Por el contrario, si el grado de suavizado es excesivo, características importantes de la muestra se perderán en el proceso de construcción del estimador. Este hecho puede observarse variando la dispersión de las densidades individuales asociadas a cada ob-

servación en el gráfico I.6. En consecuencia, un h demasiado pequeño tenderá a mostrar una fina estructura —espuria en gran parte—, mientras que un h demasiado grande oscurecerá la verdadera estructura de los datos. Por ejemplo, es posible en este último caso suavizar una estructura bimodal haciendo que ésta no aparezca en nuestro estimador. Desde un punto de vista estadístico la elección del parámetro de suavizado, h, implica un trade-off entre sesgo y varianza; el sesgo puede ser reducido eligiendo un h pequeño, pero ello tiene un coste en términos de incremento de la varianza. Por otra parte, la elección de un h elevado reducirá la varianza pero incrementará el sesgo en la estimación.

La experiencia práctica ha demostrado que la elección de h es de crucial importancia en la impresión visual que obtengamos de la estimación de $\phi(x)$. En los capítulos que siguen este parámetro fue estimado de forma óptima siguiendo a Silverman (1986) y tomando como referencia una densidad normal.

Al igual que en el caso de los boxplots, las funciones de densidad se estimaron a partir de la variable normalizada definida como x/μ .

Ecuaciones de β-convergencia

Las ecuaciones de convergencia tratan de formalizar la idea, examinada en el apartado anterior, de que las economías más atrasadas deben, en el contexto del modelo neoclásico, crecer más rapidamente que las más avanzadas, tal y como ilustraba el gráfico I.2. No es difícil observar que este gráfico implica una relación negativa entre la situación de partida, condición inicial, y la tasa de crecimiento. Por esta razón, si disponemos de observaciones en dos momentos del tiempo separadas j periodos, podemos cuantificar esta relación mediante la siguiente ecuación:

β-CONVERGENCIA:

$$\frac{1}{i}(\log x_{it} - \log x_{i,t-j}) = \alpha + \beta \log x_{i,t-j} + u_{it}$$
 (I.20)

donde la utilización de logaritmos es estándar, ya que dicha ecuación es normalmente obtenida a partir de una log-linearización de un modelo teórico en el entorno del estado estacio-

nario, y en la práctica suele proporcionar un mejor ajuste que una ecuación estrictamente lineal. β < 0, implica β -convergencia.

Aunque el lapso temporal i puede en principio ser arbitrario, la teoría del crecimiento, que no tiene en cuenta las fluctuaciones de corto plazo, requiere una separación temporal relativamente larga entre periodo inicial y final. Sin embargo, periodos excesivamente distantes entre si presentan el inconveniente de que la relación entre la condición inicial y la tasa de crecimiento media a lo largo de todo el periodo pueda no haber sido estable. Por ello, la ecuación (I.20) fue estimada para la mayoría de variables analizadas a continuación para la totalidad del periodo disponible y para dos subperiodos con 1979 como año de ruptura, lo que permite examinar si dicha relación fue estable antes y después de esta fecha.

La ecuación anterior permite recuperar la denominada velocidad de convergencia hacia el estado estacionario, ya que (I.20) es equivalente a

$$\frac{1}{j}(\log x_{it} - \log x_{i,t-j}) = \alpha - \left(\frac{1 - e^{-bj}}{j}\right) \log x_{i,t-j} + u_{it}$$
 (I.21)

donde b > 0 asegura la estabilidad y, en consecuencia, la existencia de β-convergencia. Esta ecuación es considerada como la implicación observable más importante del modelo de crecimiento neoclásico (Barro y Sala-i-Martín, 1992), aunque obsérvese que, como ya se ha advertido, dicha impliación hace referencia a una sola economía, no a un conjunto de ellas, ya sean países o regiones. En (I.21) el coeficiente b es interpretado como la velocidad de convergencia hacia el estado estacionario. De esta forma, si j son periodos anuales y b = 0.02, la velocidad de convergencia es del 2 % anual, lo que quiere decir que cada año se reduce en un 2 % la distancia entre el (logaritmo del) valor actual de x y el (logaritmo del) valor que correspondería al estado estacionario. A esta velocidad tardaríamos algo más de 34 años en cerrar la mitad del gap existente entre el (logaritmo del) valor actual de x y el correspondiente al estado estacionario 22.

²² El número de años que tardaríamos en cerrar la mitad de la distancia al estado estacionario es calculado de la siguiente manera. Si x* representa el valor de x correspondiente al estado estacionario, la dinámica de transición implicita en la ver-

Existe una relación directa entre β en (I.20) y b en (I.21), que viene dada por $b=-\frac{1}{j}\log{(1+\beta j)}$. En consecuencia, puede calcularse directamente la velocidad de convergencia a partir de la estimación lineal de (I.20).

Adicionalmente, cuando x_{it} es la productividad del trabajo, la ecuación de convergencia (I.20) junto con la función de producción estimada en el capítulo \lor I del volumen I pueden ser utilizadas para estimar la contribución relativa de cada factor a la convergencia en el periodo de tiempo considerado. En concre-

to, si
$$x_{it} = \frac{Y_{it}}{L_{it}} = A_{it} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)^{\alpha} \left(\frac{G_{it}}{L_{it}}\right)^{\gamma} \left(\frac{H_{it}}{L_{it}}\right)^{\delta}$$
, entonces la estima-

ción de las siguientes ecuaciones

$$\frac{\alpha}{j} \left(\log \frac{K_{it}}{L_{it}} - \log \frac{K_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} \right) = \alpha_k + \beta_k \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} + u_{k,it}$$
 (I.22)

$$\frac{\delta}{j} \left(\log \frac{G_{it}}{L_{it}} - \log \frac{G_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} \right) = \alpha_g + \beta_g \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} + u_{g,it}$$
 (I.23)

$$\frac{\gamma}{j} \left(\log \frac{H_{it}}{L_{it}} - \log \frac{H_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} \right) = \alpha_h + \beta_h \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} + u_{h,it}$$
 (I.24)

$$\frac{1}{j}(\log A_{it} - \log A_{i,t-j}) = \alpha_A + \beta_A \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} + u_{A,it}$$
 (I.25)

sión determinista de la ecuación (I.21) —donde el estado estacionario se encuentra oculto en α — viene dada por la ecuación (Barro y Sala-i-Martín, 1992).

$$\log x_{it} - \log x^* = e^{-bj} (\log x_{i,t-j} - \log x^*)$$

el tiempo que tardaremos en recorrer la mitad del camino, $\log x_{it} - \log x^* = 0.5 \times (\log x_{i,t-j} - \log x^*)$, se obtiene resolviendo por j la ecuación anterior, una vez se ha sustituido la distancia que se desea recorrer. En nuestro caso:

$$0.5 \times (\log x_{i,t-j} - \log x^*) = e^{-0.02 j} (\log x_{i,t-j} - \log x^*) \Rightarrow$$

$$0.5 = e^{-0.02 j} \Rightarrow j = -\frac{\log 0.5}{0.02} = 34.66$$

es aditiva, en el sentido de que $\beta_k + \beta_g + \beta_h + \beta_A = \beta_y$, siendo β_y el parámetro de β -convergencia en la ecuación de la productividad del trabajo,

$$\frac{1}{j} \left(\log \frac{Y_{it}}{L_{it}} - \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} \right) = \alpha_y + \beta_y \log \frac{Y_{i,t-j}}{L_{i,t-j}} + u_{y,it}$$
 (I.26)

lo que permite, como han señalado Maudos, Pastor y Serrano (1998), y Serrano (1999), descomponer dicho parámetro en la parte atribuible a la variación en cada uno de los factores productivos —las relaciones capital privado/trabajo, capital público/trabajo y capital humano/trabajo— y otra atribuible a la variación de la PTF (catching-up tecnológico). Esta descomposición será efectuada en el capítulo VI.

Como ya se indicó en los fundamentos teóricos, la ecuación (I.20) implica suponer que todas la economías analizadas tienen el mismo estado estacionario, lo que constituye un supuesto muy restrictivo en la práctica. Al menos dos son las aproximaciones que permiten relajar esta restricción. En primer lugar, sería posible introducir en (I.20) variables condicionantes que afectaran al estado estacionario y fueran diferentes para las distintas economías analizadas, o al menos para grupos de economías. En segundo lugar, si disponemos de más de dos observaciones en la dimensión temporal, es posible aprovechar la estructura de panel de los datos e introducir la posibilidad de diferentes estados estacionarios, mediante la consideración de efectos fijos individuales que aproximen la heterogeneidad inobservable entre las economías (Islam, 1995; Caselli, Esquivel y Lefort, 1996). Dados los conocidos resultados sobre la inestabilidad de las ecuaciones de convergencia condicionada con variables adicionales (Levin y Renelt, 1992) y el hecho de disponer de gran cantidad de observaciones en la dimensión temporal para el conjunto de datos provinciales, se ha optado por estimar una ecuación de convergencia condicionada aumentada con efectos fijos de la forma

B-CONVERGENCIA CONDICIONADA:

$$\frac{1}{j}(\log x_{it} - \log x_{i,t-j}) = \alpha + \lambda_{j} + \mu_{t} + \beta \log x_{i,t-j} + u_{it} \quad \text{(I.27)}$$

donde λ_i representa los efectos fijos individuales, que aproximan la posible existencia de diferentes estados estacionarios

entre economías, y μ_t , los efectos fijos temporales, que recogen la existencia de progreso técnico. Al igual que en el análisis de varianza del capítulo V, se introduce $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$ y $\sum_{t=1}^{T-1} \mu_t = 0$ como restricciones de identificación. De nuevo, $\beta < 0$ implica β -convergencia. Obsérvese, por otra parte, que este parámetro es constante tanto en la dimensión temporal como en el corte tranversal. La ecuación (I.27) fue estimada para algunas variables de especial relevancia, utilizando la totalidad de observaciones disponibles 23 .

3. Evidencia empírica

La evidencia empírica sobre la existencia de convergencia entre las condiciones de vida de las distintas áreas geográficas, aproximadas habitualmente por la renta per cápita, es tan abundante como poco concluyente. En el origen de los estudios se encuentran dos tipos de motivaciones distintas, aunque complementarias. En la primera de ellas, se trata de contrastar el cumplimiento de las predicciones del modelo neoclásico de crecimiento, tanto en la versión de Solow (1956) y Swan (1956) como en la optimizadora de Ramsey, Cass y Koopmans 24. Aunque, como se ha dicho antes, ambos modelos fueron diseñados con el fin de explicar el comportamiento en el tiempo de un solo país, sus implicaciones se extendieron con naturalidad al de un conjunto de países o áreas geográficas distintas. Así, se planteó de inmediato el problema de tratar de forma adecuada las diferencias existentes en las condiciones en las que se desarrolla la producción en cada uno de ellos, dando origen al concepto de convergencia condicionada enunciado en el apartado I.1.

La segunda motivación descansa en el interés genuino por analizar la reducción/ampliación de la brecha en las condiciones de vida existentes en los distintos países. Según esta aproximación,

La ecuación (I.27) constituye un panel dinámico. Es conocido que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de este tipo de modelos produce estimadores inconsistentes para un T fijo (Hsiao, 1986). Sin embargo, en nuestro caso, la dimensión temporal es suficientemente elevada como para pensar que los sesgos serán relativamente pequeños. No obstante, dada la magnitud de observaciones temporales, los estimadores de momentos tradicionales en este contexto son probablemente muy ineficientes en muestras finitas (Arellano y Bond, 1991; Keane y Runkle, 1992; Ahn y Schmidt, 1995; y Blundell y Bond, 1998). Por estas razones, la ecuación (I.27) fue estimada por mínimos cuadrados ordinarios.

²⁴ Ramsey (1928), Cass (1965) y Koopmans (1965).

no ligada necesariamente a la contrastación de una teoría concreta, el estudio de los distintos perfiles temporales seguidos por los países desarrollados y menos desarrollados tiene interés en sí mismo, puesto que permite detectar los obstáculos a los que se enfrentan los menos favorecidos. De esta forma, se avanza en el diseño de las políticas más adecuadas para su superación.

El problema al que se enfrentan gran parte de los trabajos destinados a analizar los procesos de convergencia entre las economías es la disponibilidad de información elaborada con niveles similares de solvencia estadística. Esta limitación va asociada, con frecuencia, a problemas de sesgo muestral. La conocida polémica entre Baumol y De Long ilustra bien el problema al que nos referimos

El trabajo pionero de Baumol (1986) señalaba la existencia de convergencia entre un grupo de países ricos pertenecientes a la OCDE. Sin embargo, De Long (1988) criticó sus resultados, basándose en que la convergencia había sido impuesta por la selección de los países incluidos en la muestra. En ella se encontraban 16 países que eran ricos en 1979 (que ya habían convergido), mientras que desde el punto de vista de De Long, debería haberse estudiado la convergencia entre países similares al comienzo del periodo, en 1870, y no al final del mismo. En este grupo de países de la muestra ampliada se encontrarían también Irlanda, Argentina, Brasil y España. Los resultados para este número mayor de países indicaba ausencia de convergencia, lo que se interpretó como una victoria para los modelos de crecimiento endógeno y la derrota del modelo neoclásico tradicional.

La polémica entre Baumol y De Long ilustra el hecho estilizado más aceptado entre los investigadores. En la actualidad parece existir acuerdo en que los países más pobres no han conseguido cerrar la brecha que les separaba de los más industrializados 25. Por el contrario, las diferencias se han mantenido aproximadamente estables durante los últimos treinta años. Las excepciones a esta estabilidad en la distribución afectan a algunos países que en 1960 pertenecían al grupo de los de renta intermedia, como España o Irlanda, y a los encuadrados en el África subsahariana, aunque en cada caso en una dirección. Mientras los dos primeros ha conseguido converger al grupo de países más ricos, los segun-

²⁵ Temple (1999) y Sala-i-Martín (2000).

dos han ampliado la brecha desfavorable que ya padecían al inicio del periodo, y, por tanto, para los países más pobres de África su experiencia es de divergencia, y no de convergencia.

La respuesta de los investigadores ante la ausencia de convergencia absoluta entre países prosiguió en dos direcciones. En primer lugar, aceptando que las diferencias en tecnología, preferencias y organización institucional, en definitiva, en todas las variables que afectan al equilibrio a largo plazo son el origen del incumplimiento de las predicciones del modelo de Solow. En segundo lugar, circunscribiendo el análisis a economías próximas, entendiendo que al ser más elevada la probabilidad de que compartan las mismas características se aproximaban más a los supuestos en los que descansaba el modelo neoclásico de crecimiento.

En el primer caso —la comparación entre economías dispares—, la solución ha consistido en *condicionar* la convergencia, introduciendo en las ecuaciones de β-convergencia variables adicionales. La primera propuesta fue la de Barro (1991), en la que, a partir de la información estadística proporcionada por Summers y Heston (1984) para una muestra de 114 países, introdujo como variables condicionantes, además de las identificadas por el modelo de Solow (tasa de ahorro, de depreciación y de crecimiento de la población), los índices de escolarización en educación primaria y secundaria; el porcentaje que representaba el consumo público respecto al PIB; un indicador de la distorsión en los precios de los bienes de inversión; dos variables sociales: el número de revoluciones y golpes militares, y el número de asesinatos; y dos variables ficticias para dos áreas con especiales problemas para converger, América latina y el África subsahariana.

A partir de este trabajo, la idea de la convergencia condicionada ganó adeptos, llegando a contabilizarse en los distintos trabajos más de sesenta variables adicionales. Aparte, o además, de la crítica metodológica de Levine y Renelt (1992), los resultados de estos trabajos son bastante descorazonadores. Sala-i-Martín (1997), después de realizar más de dos millones de ecuaciones de convergencia condicionada, resume como factores que claramente le afectan los siguientes: la estabilidad política y económica; el grado de apertura de la economía; el mantenimiento de la ley y los derechos de propiedad; la menor intervención pública (esto es, cuanto más intervencionista es el sector público menos crece la economía); la inversión en capital humano, educación y salud; y la

inversión en capital físico y maquinaria. Sin embargo, en la actualidad la cuestión sigue abierta, ya que la ausencia de consenso es la nota dominante.

La segunda forma de abordar la contrastación de la hipótesis de convergencia que se deriva del modelo neoclásico ha consistido en reducir el análisis a áreas homogéneas, siendo los mejores candidatos las regiones de un mismo país. Obsérvese que, en este caso, ninguna de las variables anteriormente enumeradas son potencialmente relevantes, ya que las diferencias entre regiones deben ser mínimas. Con esta aproximación, Barro y Sala-i-Martín (1995) contrasta la existencia de convergencia absoluta entre las diecisiete comunidades autónomas españolas; once länders alemanes; veintiún departamentos franceses; once regiones del Reino Unido; veinte regiones italianas; noventa regiones europeas; diez provincias canadienses; cuarenta y ocho estados continentales de Estados Unidos; y cuarenta y siete prefecturas japonesas. En todos los casos se constata la existencia de convergencia absoluta o no condicionada.

La contrastación de la hipótesis de convergencia en España

España no podía ser ajena al enorme interés que ha suscitado el estudio de la reducción/ampliación de las diferencias externas e internas. Las diferencias externas se refieren a la posición de España con respecto a los restantes países de la Unión Europea o a la de los países más desarrollados con los que aspiramos a converger ²⁶. El análisis de la convergencia interna ha tomado como referencia la división administrativa del Estado español en comunidades autónomas y/o provincias.

En el cuadro I.2 aparecen resumidas las principales aportaciones realizadas para el caso español respecto a la σ-convergencia. Las conclusiones más importantes son las siguientes. Todos los autores utilizan como fuente estadística la proporcionada por la Fundación BBVA desde el año 1955, contenida en la publicación *Renta nacional de España y su distribución provincial*. La razón estriba en que ésta es la única que elabora la información desagregada territorialmente para un periodo suficientemente largo.

²⁶ En Mas y Pérez (2000) puede encontrarse un análisis pormenorizado de la convergencia entre un grupo de países pertenecientes a la OCDE, así como entre España y otros países de la Unión Europea, Estados Unidos y Japón.

CUADRO I.2 Evidencia convergencia sigma regional en España

Autor	Desagre.	Periodo	Variables	Indicador	Resultados
Barro y Sala-i-Martin (1995)	CC. AA.	1955-1987	(VAB/empleo) relativo media nacional	Varianza simple del log.	Reducción continuada
Cuadrado y García-Greciano (1995)	CC. AA.	1955-1993	VAB/población	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
Fuente (1994)	CC. AA.	1960-1989	(VAB/empleo) relativo media nacional	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
Fuente (1996)	CC. AA.	1955-1989	(VAB/empleo) relativo media nacional	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
Fuente (1997)	CC. AA.	1955-1991	(VAB/empleo) relativo media nacional	D. T. log. simple	Estabilización al final periodo
Dolado et al. (1994)	Provincias	1955-1989 1967-1991 1967-1991	VAB/población activa VAB/empleo Renta personal Renta familiar disponible	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
García-Greciano et al. (1995)	CC. AA. Provincias	1955-1991	VAB/población Renta familiar disponible p. c.	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
Mas et al. (1994)	CC. AA.	1955-1991	VAB/población VAB/empleo sectorial	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta en renta pero no en productividad

CUADRO I.2 (continuación) Evidencia convergencia sigma regional en España

Autor	Desagre.	Periodo	Variables	Indicador	Resultados
Mas et al. (1995)	Provincias	Provincias 1955-1991	VAB/población VAB/empleo sectorial	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta en renta
Pérez et al. (1996)	CC. AA.	1955-1991	VAB/población VAB/ocupación Renta familiar disponible p. c.	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta en renta
Rabadán y Salas (1996)	CC. AA. Provincias	1955-1991 1967-1991 1967-1991	VAB/población Renta familiar p. c. Renta familiar disponible p. c.	Gini; Theil; Atkinson	
Raymond (1994)	CC. AA.	CC. AA. 1955-1993 1955-1989	VAB/población VAB/empleo	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta en renta
Raymond y García-Greciano (1996)	CC. AA.	1955-1994 1967-1994	VAB/población Renta familiar disponible p. c.	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta
Raymond y García-Greciano (1994)	CC. AA.	1955-1993 1955-1989	VAB/población VAB/empleo	D. T. log. simple	Estancamiento a partir finales años setenta en renta
Sala-i-Martín (1994a)	CC. AA.	1955-1987	(Renta/población) relativo media nacional	D. T. log. simple	Reducción continuada

Fuente: Goerlich y Mas (1998c).

De la información contenida en dicho cuadro interesa destacar tres aspectos. En primer lugar, la mayoría de los trabajos toman como referencia las comunidades autónomas, y sólo algunos de ellos las provincias. En segundo lugar, las variables analizadas son el VAB per cápita, la productividad del trabajo o la renta familiar disponible per cápita. En tercer lugar, todos los trabajos referenciados -con la única excepción de Rabadán y Salas (1996), y Goerlich y Mas (1998c), de donde procede la información— utilizan estadísticos de dispersión simples; es decir, no toman en cuenta las diferencias en el número de habitantes residentes en un territorio, siendo el indicador más utilizado la desviación típica de los logaritmos. Por último, la práctica generalidad de los trabajos coinciden en señalar el estancamiento de la convergencia en renta por habitante desde finales de los años setenta. De hecho, este estancamiento, junto con el 2 % estimado para la velocidad de convergencia, son las dos leyes de hierro de la literatura empírica. En Barro y Sala-i-Martín (1995) puede encontrarse evidencia del estancamiento de la convergencia a partir de mediada la década de los setenta en prácticamente todos los países avanzados. Abramovitz (1994) adelanta algunas razones para explicarlo. Sin embargo, como se observa en el cuadro I.2, el estancamiento se produce cuando la variable analizada es la renta per cápita, pero no la productividad del trabajo. Un resultado similar se obtiene para veinticuatro países de la OCDE (veáse Goerlich y Mas, 1998b).

Aunque en el caso de las Comunidades Autónomas y provincias españolas sería de esperar que los factores condicionantes del estado estacionario no resultaran relevantes, es decir, que existiera β -convergencia absoluta, algunos autores 27 han planteado también la estimación de ecuaciones de convergencia condicionada. Los resultados que obtienen son los siguientes. En primer lugar, como era de esperar, la velocidad en la β -convergencia condicionada es más rápida que en la absoluta. En segundo lugar, la estructura productiva, y en especial el peso del sector agrícola, afecta adversamente a la convergencia. En tercer lugar, las dotaciones de capital público (Sen relación con el VAB) afectaron positivamente a la convergencia, pero sólo hasta finales de los años sesenta. Por último, la cercanía a los ejes de desarrollo europeos también es un factor relevante en la convergencia de las comunidades autónomas españolas.

²⁷ Por ejemplo, Mas, Maudos, Pérez y Uriel (1994).

4. Conclusiones

En este capítulo se han introducido los conceptos básicos que serán utilizados a lo largo del libro. Se ha argumentado que el análisis de la desigualdad y su ampliación/reducción en el tiempo es un tema relevante que merece ser cuidadosamente analizado. El interés de su estudio tiene un doble origen. Por una parte, plantear si se han reducido las desigualdades entre las distintas provincias españolas con el transcurso del tiempo es un tema importante en sí mismo. En el volumen I ya se comprobó que ha existido, desde mediados de los años cincuenta, un proceso muy pronunciado de concentración de la actividad en un número reducido de provincias, las situadas en el norte y este peninsular, además de Madrid. En este sentido, puede decirse que la desigualdad en la distribución territorial de la producción se ha ampliado. En este volumen se plantea la extensión del análisis de la convergencia a un conjunto más amplio de variables, con el fin de profundizar en el conocimiento de los perfiles más relevantes de la desigualdad y su evolución en el tiempo.

Por otra parte, la hipótesis de convergencia ha sido profusamente estudiada por los investigadores nacionales y extranjeros, enmarcándola en las predicciones del modelo neoclásico de crecimiento más influyente, el modelo de Solow-Swan. En el apartado I.1 se han revisado brevemente las características de este modelo, así como la contestación al mismo procedente de los autores defensores de los modelos de crecimiento endógeno.

El apartado I.2 ha presentado las definiciones de los índices de desigualdad que van a ser utilizados en los restantes capítulos del libro. En este apartado se ha defendido el interés de ampliar la batería generalmente utilizada de estadísticos de dispersión en dos direcciones. De acuerdo con la primera, se ha argumentado a favor de la utilización de estadísticos de dispersión ponderados, que tienen en cuenta la población que habita un territorio, además de los estadísticos simples habituales en la literatura. La segunda extensión defiende el interés en utilizar instrumentos que tengan en cuenta el conjunto de la distribución. En esta dirección se ha abogado por la utilización de las representaciones boxplots, las curvas de Lorenz y las funciones de densidad, tanto simples como ponderadas.

En el apartado I.3 se ha revisado la evidencia empírica disponible. La hipótesis de convergencia ha sido ampliamente analizada desde la perspectiva internacional —comparando distintos países—, y también nacional —analizando la evolución de las desigualdades dentro de áreas geográficas pertenecientes a un mismo país—. Las comparaciones internacionales están sujetas al problema que plantean las diferencias en la organización institucional de la sociedad, régimen político, funcionamiento del mercado de trabajo, forma de intervención del Estado en sus variadas acepciones: sistema fiscal, tratamiento e incentivos al ahorro, extensión de los servicios sociales, provisión de bienes públicos, incentivos/desincentivos a la natalidad y un amplio etcétera. Estos problemas son menores cuando se plantea el análisis de la convergencia entre áreas pertenecientes a un mismo país, puesto que previsiblemente las diferencias son menores.

En efecto, los resultados de que se dispone para un conjunto variado de regiones pertenecientes a distintos países (España, Francia, Reino Unido, Italia, Alemania, 90 regiones europeas, Estados Unidos, Canadá y Japón) confirman la existencia de convergencia absoluta desde mediados los años cincuenta. Sin embargo, la contrastación de este hecho se ha realizado normalmente para dos variables: renta per cápita y productividad del trabajo, por lo que resulta de interés extender el análisis a otras variables, como se propone en los capítulos siguientes.

II. CONVERGENCIA DE LOS PRINCIPALES AGREGADOS

En este capítulo se utilizan los instrumentos definidos en el capítulo anterior con el fin de analizar la convergencia en los principales agregados. El análisis se circunscribe al concepto de σ -convergencia, destinándose a la β -convergencia el capítulo VI. La descripción del comportamiento de las variables agregadas objeto de análisis puede encontrarse en el capítulo II del volumen I. El capítulo se estructura de la forma siguiente. El apartado 1 proporciona evidencia de σ -convergencia/divergencia en VAB, población y renta per cápita. El apartado 2 tiene en cuenta la actividad redistributiva del sector público, analizando el comportamiento de la renta familiar neta disponible per cápita. El apartado 3 se destina al estudio del comportamiento de la productividad del trabajo y lo compara con el de la renta per cápita, y el apartado 4 presenta las principales conclusiones.

Convergencia en PIB, población y renta per cápita

En el volumen I se destacó la tendencia a la concentración de la actividad en un número relativamente reducido de provincias españolas: las situadas en el nordeste de la península, y en un núcleo de atracción central en la provincia en la que radica la capital del Estado, Madrid. Una forma de visualizar la divergencia en el peso económico de las distintas provincias a lo largo del tiempo es a través de los estadísticos de dispersión que aparecen en el gráfico II.1. En él se ha representado la desviación típica del logaritmo del Producto Interior Bruto (PIB) total, así como de la población que habita cada una de las 52 unidades territoriales. El gráfico confirma el resultado al que nos referíamos anteriormente: du-

rante el periodo de más de cuarenta años que se está analizando, se ha producido divergencia en el volumen de actividad desarrollada por cada una de las provincias ²⁸.

Según se observa en el gráfico II.1, la ampliación de las diferencias se produjo hasta finales de los años setenta. A partir de esa fecha, las diferencias en el tamaño de las distintas provincias, medida por la población que las habita así como por el producto que generan, han tendido a estabilizarse en el caso del PIB, y a ralentizar la divergencia en lo que respecta a la población. En el cuadro II.1 se comprueba que el estadístico utilizado para medir la dispersión, la desviación típica del logaritmo, creció en el conjunto del periodo a una tasa anual acumulativa del 0,3 % en la variable PIB y el doble (0,6 %) en la población.

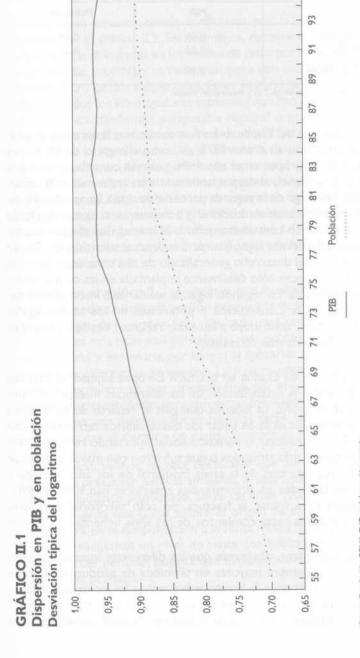
Los porcentajes anteriores, referidos al conjunto del periodo, son el resultado de comportamientos muy diferentes en los dos subperiodos separados por la crisis de mediados de los años setenta. Así, la divergencia entre los años 1955 y 1979 fue muy intensa, especialmente en lo que se refiere a la población, mientras que la tasa de crecimiento del índice de dispersión se reducía a la tercera parte a partir de entonces, manteniéndose con signo positivo, pero ralentizando su crecimiento. Los perfiles temporales de los estadísticos de dispersión indican que, al menos desde los años ochenta, se ha frenado la fuerte tendencia a la concentración de la actividad en zonas determinadas de la geografía peninsular.

Esta observación confirma nuevamente que la pauta de asentamiento geográfico de la actividad económica en nuestro país se vio profundamente afectada por la crisis energética. Los años cincuenta y sesenta vivieron cambios drásticos en la distribución de la actividad sobre el territorio. Numerosas provincias vieron reducir su peso en el agregado como resultado de los desplazamientos de la población y la producción hacia las provincias más dinámicas del norte y el este peninsular. La crisis de los años setenta afectó a todas las provincias, reduciendo las oportunidades de empleo en las zonas tradicionalmente receptoras de flujos migratorios. El resultado fue el freno a los desplazamientos de la población y la práctica estabilización de las diferencias interprovinciales.

²⁸ Este aspecto ha sido también destacado por Raymond (2000).

86 46

95



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

CUADRO II.1 Dispersión en PIB y en población Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa **Porcentaies**

	PIB	Población
1955-1979	0,55	0,90
1979-1998	-0,02	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,
1955-1998	0,30	0,61

Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

La creación del Estado de las Autonomías tras la aprobación de la Constitución en el año 1978, así como el ingreso de España en la Unión Europea en el año 1986, también contribuyeron a frenar la tendencia al despoblamiento de las áreas menos favorecidas a lo largo de la segunda parte del periodo. La aprobación de un nuevo marco institucional y administrativo, como resultado del consenso constitucional, tuvo al menos dos efectos importantes. En primer lugar, favoreció la descentralización del Estado e impulsó el desarrollo generalizado de una conciencia regional, hasta entonces sólo débilmente implantada en las comunidades no históricas. En segundo lugar, la solidaridad interregional, recogida en la Constitución y potenciada en los textos legales posteriores, contribuyó a canalizar recursos desde las regiones ricas hacia las más atrasadas.

La entrada de España en la Unión Europea supuso un impulso adicional a la estabilización de las diferencias interprovinciales en el territorio. La filosofía que guía el reparto de los Fondos Estructurales es la de paliar los deseguilibrios territoriales con el fin de garantizar la cohesión social, aportando recursos a los territorios más atrasados o que sufrieron con mayor intensidad las consecuencias de la crisis industrial de los años setenta y ochenta. Todas las circunstancias anteriores han sido determinantes para frenar la fractura, no sólo territorial, que vivió nuestro país hasta comienzos de los años ochenta.

Por otra parte, obsérvese que las diferencias interprovinciales han sido siempre mayores en términos de producción que de población, aunque la brecha entre ambas ha mostrado tendencia a reducirse a lo largo del tiempo. Este resultado es un primer indicador de que debe haberse producido convergencia en

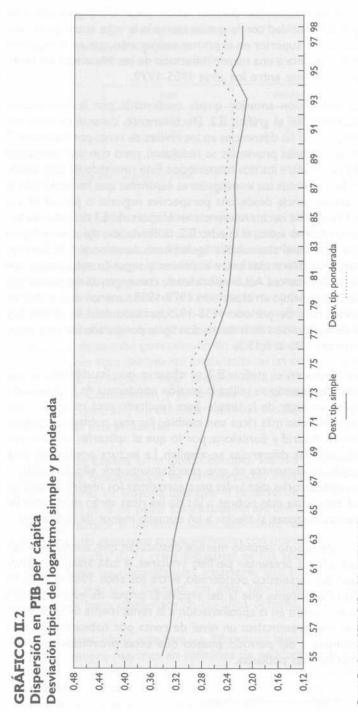
renta por habitante durante estos años. Obsérvese también que la intensidad con la que se cierra la brecha entre ambas variables fue superior en el primer subperiodo que en el segundo, lo que apunta a una mayor reducción de las diferencias en renta por habitante entre los años 1955-1979.

La apreciación anterior queda confirmada por la información contenida en el gráfico II.2. Efectivamente, durante el conjunto del periodo las diferencias en los niveles de renta por habitante 29 de las distintas provincias se redujeron, pero con una intensidad diferente entre los dos subperiodos. Este resultado ha sido destacado por todos los investigadores españoles que han analizado la σ-convergencia desde una perspectiva regional o provincial y a los que se ha hecho referencia en el apartado I.3 del capítulo anterior. Como indica el cuadro II.2, la desviación típica se redujo a una tasa anual acumulativa ligeramente superior al 1 %. Sin embargo, las diferencias entre el primer y segundo subperiodo son muy importantes. Así, la velocidad de convergencia del estadístico simple se redujo en el periodo 1979-1998 a menos de la mitad de la tasa anual del periodo 1955-1979, pasando del 1,45 al 0,56 %, y la desaceleración de la desviación típica ponderada fue muy superior: del 2,06 al 0,15 %.

En efecto, en el gráfico II.2 se observa que las diferencias son mayores cuando se utiliza la versión ponderada de la desviación típica, en lugar de la simple. Este resultado está reflejando que las provincias más ricas son también las más pobladas, especialmente Madrid y Barcelona, por lo que al aplicarles su peso poblacional las diferencias se amplían. La lectura positiva de este hecho se encuentra en que, precisamente por ello, las políticas compensatorias diseñadas para aproximar los niveles de vida de las provincias más pobres a los de las ricas serán relativamente menos costosas, al afectar a un número menor de habitantes.

En este mismo sentido merece destacarse que, aunque los dos indicadores presentan perfiles similares, la tasa anual de reducción del estadístico ponderado, entre los años 1955 y 1998, ha sido más intensa que la del simple. El origen de este resultado se encuentra en la aproximación a la renta media de las provincias que presentaban un nivel de renta por habitante mayor a comienzos del periodo, puesto que estas provincias son también las más pobladas.

²⁹ Definida como PIB/población.



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

CUADRO II.2

Dispersión en PIB per cápita

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentaies

	Simple	Ponderada
1955-1979	-1,45	-2,06
1979-1998	-0,56	-0,15
1955-1998	-1,05	-1,22

Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

La representación mediante boxplots que aparece en el gráfico II.3 confirma que la fuente más importante de la dispersión en renta per cápita en el año inicial, 1955, se encontraba en el alejamiento de la media de las provincias más pobladas. Así, Madrid presentaba una renta por habitante que prácticamente doblaba a la media nacional, mientras que en la provincia de Barcelona era un 70 % superior a dicha media. La tercera observación atípica identificada por el gráfico II.3 corresponde a la provincia de Vizcaya. En consecuencia, al principio del periodo tres provincias que reunían el 18 % de la población española tenían rentas medias superiores en casi un 70 % a la media nacional.

Además, obsérvese también que la longitud del valor adyacente superior, que engloba a las 10 provincias siguientes era, en 1955, muy superior al del valor adyacente inferior, el que recoge la dispersión en renta per cápita de las 13 provincias más pobres. Este resultado confirma la apreciación de que existía una fractura importante entre las provincias españolas en aquellas fechas. Por un lado, se encontraban un grupo reducido de provincias ricas, claramente desmarcadas de las restantes, encontrándose dentro de este grupo las dos provincias que ya estaban más pobladas en aquellas fechas.

Con estas diferencias tan notables no resulta sorprendente que los flujos migratorios de las provincias pobres a las ricas fueran tan intensas en estos años. Los desplazamientos de la población y la actividad que ilustraba el gráfico II.1 se tradujeron en una reducción de las diferencias interprovinciales en renta por habitante. La convergencia se produjo fundamentalmente desde arriba, reduciendose la renta per cápita relativa de las provincias más ricas. Este resultado está indicando que la mayor actividad de las

mismas no pudo compensar los incrementos de población que experimentaron durante el periodo 1955-1979, haciéndoles perder la ventaja relativa de la que disfrutaban al inicio.

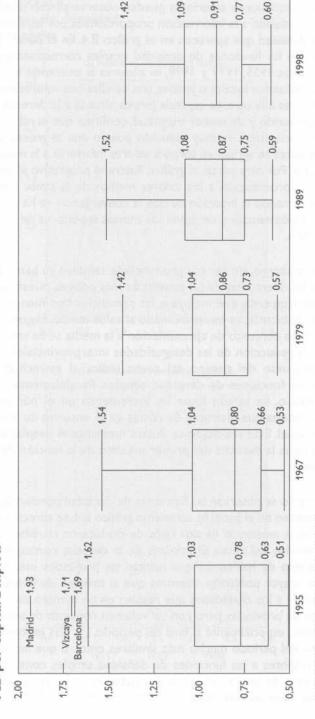
Como se observa en el gráfico II.3, en el año 1979 ya no existía ninguna observación atípica. Además, la longitud del valor adyacente superior se había acortado. En ese año, la provincia más rica, Álava, ostentaba una renta por habitante sólo un 42 % superior a la media nacional. Sin embargo, el valor adyacente superior continúa presentando una longitud superior al del valor adyacente inferior. Este resultado indica que en 1979 todavía existía un club reducido de provincias ricas, distanciadas del grueso de provincias con rentas per cápita inferiores o iguales a la renta media española.

Tras constatarse en el año 1989 un incremento de las desigual-dades, especialmente pronunciado en los tramos superiores de la distribución, en 1998 se mantenían prácticamente los mismos perfiles que en 1979, aunque levemente atenuados. Ahora la provincia más rica, Girona, presentaba una renta per cápita superior en un 42 % a la media nacional. Por otra parte, el valor adyacente superior continuaba presentando una longitud superior a la del valor adyacente inferior, indicando que el reducido club de las provincias ricas continuaba distanciado del resto, agrupadas en torno a, o por debajo, de la media nacional.

En definitiva, las imágenes que proporcionan los boxplots confirman la reducción de las desigualdades en renta per cápita. También confirman que la convergencia se produjo fundamentalmente hasta finales de la década de los setenta, habiéndose ralentizado desde entonces, y ofrecen evidencia adicional relativa a los aspectos siguientes.

En primer lugar, indican que existe una brecha entre un número reducido de provincias que disfrutan de rentas por habitante superiores a la media española. Este grupo se encuentra claramente distanciado del resto, mucho más numeroso. En segundo lugar, indican que la convergencia se ha producido fundamentalmente desde arriba, aproximando la renta media de las ricas a la media nacional. La aproximación ha sido posible gracias a los desplazamientos de la población desde las provincias pobres a las ricas, habiendo experimentado algunas de las primeras pérdidas absolutas en el número de habitantes.

GRÁFICO II.3 PIB per cápita. Boxplots



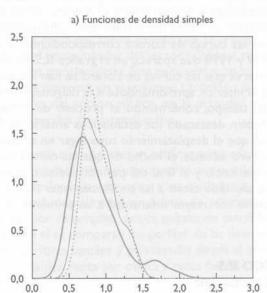
Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

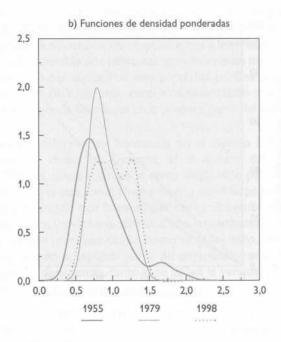
Las conclusiones anteriores pueden observarse con más detalle acudiendo a la información proporcionada por las funciones de densidad que aparecen en el gráfico II.4. En el panel a), que recoge las funciones de densidad simples correspondientes a los años 1955, 1979 y 1998, se observa la existencia inicial de dos máximos locales o jorobas, una de ellas con valores muy superiores a la otra. La segunda joroba, situada a la derecha de la distribución y de menor magnitud, confirma que el número de provincias ricas es muy reducido, puesto que el grueso de las restantes se agrupa en torno a valores inferiores a la media nacional. Por otra parte, el gráfico ilustra el progresivo alisamiento y aproximación a los valores medios de la joroba derecha, confirmando la intuición de que la convergencia se ha producido fundamentalmente desde los tramos superiores de la distribución.

Sin embargo, sin ser tan pronunciada, también se han acortado las diferencias de las provincias más pobres, puesto que la cola izquierda, que incluye a las provincias con menor renta por habitante, se ha aproximado al valor medio. El comportamiento conjunto de aproximación a la media se ha traducido en la reducción de las desigualdades interprovinciales con el transcurso del tiempo, tal como indica el estrechamiento de las funciones de densidad simples. Paralelamente a este proceso, ha tenido lugar un incremento en el número de provincias que disfrutan de rentas en el entorno de la media nacional. Este resultado se ilustra mediante el desplazamiento hacia la derecha del primer máximo de la función de densidad.

Cuando se observan las funciones de densidad ponderadas que aparecen en el panel b) del mismo gráfico II.4, se aprecia con nitidez la existencia de dos clubs de ciudadanos claramente distanciados del resto. El máximo de la derecha corresponde al número de habitantes que habitan las provincias más ricas y con mayor población, mientras que el máximo de la izquierda incluye a los ciudadanos que residen en un número muy superior de provincias pero con un volumen conjunto de población similar, especialmente al final del periodo. Las dos jorobas son al final del periodo mucho más similares entre sí que las correspondientes a las funciones de densidad simples como consecuencia de los movimientos de población de las provincias pobres hacia las más ricas.

GRÁFICO II.4 Funciones de densidad PIB per cápita

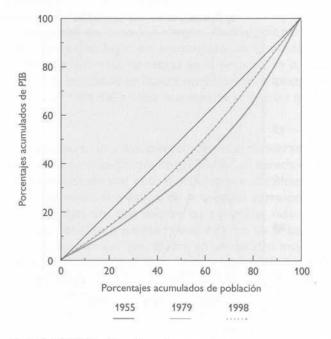




Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

Los boxplots y las funciones de densidad apuntan, pues, hacia un comportamiento distinto de los tramos superior e inferior de la distribución, es decir, de las provincias ricas y pobres. Queda pendiente la pregunta de si la distribución se ha hecho más igualitaria en todos los tramos. Esta información la proporcionan las curvas de Lorenz correspondientes a los años 1955, 1979 y 1998 que aparece en el gráfico II.5. En este gráfico se observa que las curvas de Lorenz se han ido desplazando hacia el interior, aproximándose a la diagonal con el transcurso del tiempo, confirmando el proceso de convergencia que ya habían destacado los estadísticos anteriores. También confirman que el desplazamiento tuvo lugar en el primer subperiodo. Pero además, el hecho de que las curvas no se crucen entre el inicio y el final del periodo indica que la convergencia ha afectado tanto a las provincias ricas como a las pobres, aunque con mayor intensidad a las primeras.

GRÁFICO II.5 Curvas de Lorenz PIB per cápita



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

2. El papel del sector público: renta per cápita y renta familiar neta disponible per cápita

Desde el punto de vista del bienestar de los ciudadanos resulta más relevante analizar la evolución de la renta familiar neta disponible que la renta per cápita, puesto que la primera tiene en cuenta el papel compensador del sector público a través de los impuestos y las transferencias. Esta perspectiva complementa el análisis que se presentó en el volumen I (capítulo II), relativo a la participación del sector público en la actividad económica desde la perspectiva de la producción.

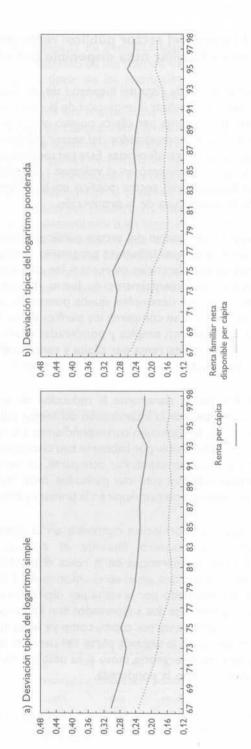
El papel redistributivo del sector público, originado en la existencia de un sistema tributario progresivo, acompañado de programas de transferencias de renta a los ciudadanos más desfavorecidos, fundamentalmente en forma de pensiones o compensaciones por desempleo, queda puesto de manifiesto en el gráfico II.6. En él se comparan los perfiles de las desviaciones típicas del logaritmo, simples y ponderadas desde el año 1967 30, de la dos variables: renta per cápita y renta familiar neta disponible per cápita.

El gráfico ilustra claramente la reducción de las desigualdades como resultado de la intervención del sector público, ya que los estadísticos de dispersión correspondientes a la variable renta familiar neta disponible por habitante son claramente menores que los de la renta per cápita. Por otra parte, los perfiles temporales de ambas variables son muy parecidos, mostrando nuevamente que la convergencia tuvo lugar en la primera parte del periodo.

En efecto, la información contenida en el cuadro II.3 es muy expresiva al respecto. Durante el conjunto del periodo 1967-1998 las diferencias en la renta disponible per cápita se redujeron a una tasa anual en el entorno del 1 %, porcentaje similar al presentado por la renta per cápita. Sin embargo, las diferencias entre los dos subperiodos son importantes. Así, mientras la variable renta per cápita, como ya se ha visto, ralentizó la convergencia en la segunda parte del periodo, la renta disponible presentó divergencia, tanto si se utiliza la versión simple del estadístico como la ponderada.

^{30 1967} es el primer año para el que la Fundación BBVA proporciona información relativa a la renta familiar neta disponible.

Dispersión en renta per cápita y renta familiar neta disponible per cápita Desviación típica del logaritmo simple y ponderada GRÁFICO II.6



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

CUADRO II.3

Dispersión en PIB per cápita y renta familiar neta disponible per cápita

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

a) Desviación típica del logaritmo simple

EMT I III	PIB per cápita	RFND per cápita
1967-1979 1979-1998	-1,82 -0,56	-3,66 0,25
1967-1998	-1,05	-1,28

b) Desviación típica del logaritmo ponderada

	PIB per cápita	RFND per cápita
1967-1979	-2,51	-3,82
1979-1998	-0,15	0,83
1967-1998	-1,07	-1,00

Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

Este resultado es en gran medida sorprendente, puesto que los dos periodos están marcados por el cambio de régimen político que tuvo lugar tras la muerte de Franco y la posterior instauración de la democracia. Por esta razón, sería de esperar que la desaceleración que se observa para la renta per cápita hubiera sido menos pronunciada cuando se tiene en cuenta la actividad redistributiva del sector público. Sin embargo, esto no sólo no es así, sino que la convergencia se transforma en divergencia en la etapa democrática.

Con el fin de indagar las razones que originan el anterior resultado, se proporciona, en el gráfico II.7, los boxplots correspondientes a cuatro años seleccionados y en el cuadro II.4, la información a partir de la cual se han construido. Ambas informaciones permiten afirmar que en el origen de la divergencia se encuentra, en gran medida, el comportamiento de dos provincias, Illes Balears y Girona.

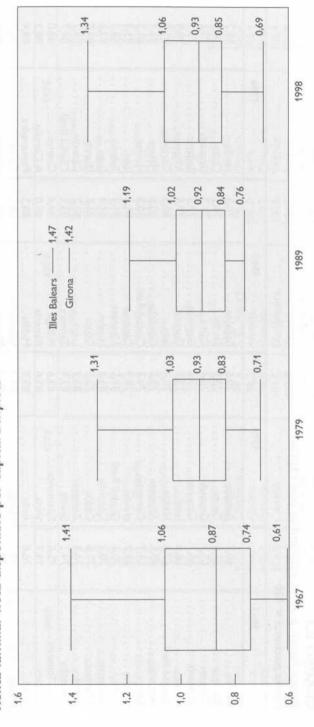
En el gráfico II.7, se observan claramente los hechos siguientes. En primer lugar, la comparación de los dos primeros años confirma la reducción de las desigualdades entre los años 1967 y

1979, reducción que hubiera continuado en el año 1989 si las dos provincias anteriores no se hubieran desmarcado tan claramente del resto. En el gráfico se observa tanto la reducción del rango intercuartílico que define la caja como, sobre todo, la decidida reducción de los valores adyacentes. Por lo tanto, es la aparición de estas dos provincias con comportamiento atípico la que genera el resultado de ampliación de las diferencias interprovinciales en esta variable entre los años 1979 y 1989.

Sin embargo, el boxplot correspondiente al último año, 1998, y su comparación con el del año 1989, muestra un ligero incremento de la dimensión de la caja pero, sobre todo, la ampliación de los valores adyacentes, tanto superiores como inferiores. Respecto al primero, la ampliación se origina en la desaparición de las dos observaciones atípicas que ahora definen el extremo superior del valor adyacente. Tres provincias más son responsables de la ampliación de las diferencias: Madrid, Álava y Navarra, puesto que si se excluyeran éstas, la longitud del valor adyacente superior sería el mismo que en el año 1989. Respecto al tramo inferior, su ampliación la origina el desmarque de tres provincias andaluzas, Sevilla, Cádiz y Granada que, junto con Badajoz, han empeorado su situación relativa en términos de esta variable. En definitiva, la representación mediante boxplots, y la información a partir de la cual ha sido construida, localiza en un número relativamente reducido de provincias el origen de la divergencia en la renta disponible por habitante.

Las funciones de densidad, simples y ponderadas, que aparecen en el gráfico II.8 confirman todos los resultados anteriores, puesto que ilustran de nuevo la importante reducción de las desigualdades que tuvo lugar entre los años 1967 y 1979, así como la divergencia posterior. En el panel a), que recoge las funciones de densidad simples, aparecen dos máximos locales en el año 1967, el segundo de ellos, correspondiente a los tramos superiores de la distribución, muy inferior al primero. La aparición de dos máximos en ese año todavía es más pronunciada en la función de densidad ponderada que aparece en el panel b) del mismo gráfico. La comparación de ambas permite concluir que en el año 1967 existía un club de provincias ricas, entre las que se encontraban las más pobladas. En efecto, el cuadro II.4 identifica dentro del grupo con rentas disponibles per cápita superiores en más de un 30 % de la media nacional a las provincias de Vizcaya, Guipúzcoa, Álava, Madrid, Barcelona y Girona.

GRÁFICO II.7 Renta familiar neta disponible per cápita. Boxplots



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

CUADRO II.4 Renta familiar neta disponible per cápita Media nacional = 100

1967		1979		1989		1998	
Melilla	2'09	Badajoz	70,6	Badajoz	76,3	Sevilla	69,2
Badajoz	65,5	Ceuta	73,5	Sevilla	76,5	Cádiz	70,2
Cáceres	65,7	Granada	75,4	Cádiz	77,3	Granada	70,3
Granada	66,1	Cáceres	75,6	Granada	77,5	Badajoz	75,1
Ceuta	8,99	laén	75,7	Cuenca	77,5	Albacete	79,9
Ciudad Real	67,3	Melilla	76,4	Jaén	80,1	Córdoba	81,0
Almería	67,5	Albacete	78,6	Córdoba	80,5	Málaga	81,1
aén	7.69	Ourense	79,1	Ciudad Real	80'8	Huelva	81,3
Huelva	6,69	Huelva	79,9	Cáceres	81.1	laén	81,4
Ávila	70,1	Ciudad Real	81,5	Albacete	81,4	Toledo	83,3
Ourense	70,4	Córdoba	81,8	Huelva	81,4	Lugo	83,5
Albacete	72,8	Cádiz	82,5	Ceuta	81,6	Murcia	84,5
Toledo	74,3	Zamora	83,3	Lugo	83,3	Cáceres	84,7
Córdoba	74,3	Sevilla	83,4	Zamora	83,6	Ciudad Real	84,7
S. C. Tenerife	75,6	Salamanca	83,6	Málaga	84,4	Cuenca	88,0
Cuenca	75,7	Soria	83,6	Almería	85,0	A Coruña	88,2
Lugo	76,6	Ávila	83,9	Melilla	86,5	Pontevedra	88,4
Málaga	78,1	Málaga	84,4	Salamanca	9,98	Ceuta	89,0
Murcia	79,3	Lugo	85,1	Murcia	86,7	Almería	86'8
Cádiz	79,6	Murcia	9,98	Toledo	87,3	Zamora	7'06
A Coruña	79.7	Toledo	88.1	Ourense	87,5	Salamanca	806

CUADRO II.4 (continuación)
Renta familiar neta disponible per cápita
Media nacional = 100

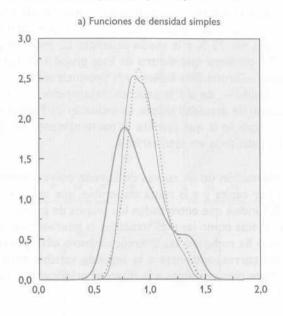
1961		1979		1989		1998	
amora	82.2	Cuenca	88.5	A Coruña	87.9	S. C. Tenerife	91,1
alamanca	82,6	Segovia	88,6	León	88,5	Alacant	91,4
uadalajara	82.9	León	91,5	Ávila	89,2	Asturias	92,3
eruel	83,0	Teruel	92,6	Soria	6,68	Guadalajara	92,5
evilla	9,98	A Coruña	92.9	Segovia	8'06	León	92,9
Las Palmas	87.4	S. C. Tenerife	93,2	Palencia	93,4	Las Palmas	93,4
ontevedra	87.7	Almería	94,3	Pontevedra	94,3	Melilla	93,6
Soria	87.9	Guadalajara	95,0	Teruel	96,4	Ourense	94,5
alencia	90.4	Burgos	95.2	Burgos	97,3	Cantabria	6'96
eón	91.4	Las Palmas	95.9	Cantabria	7.76	Segovia	97,5
egovia	91.8	Asturias	9,96	Las Palmas	6.76	Ávila	97,6
Alacant	8'96	Vizcava	8'96	Valladolid	6'26	Valladolid	102,9
III'GOS	97.6	Pontevedra	7.76	Asturias	98.0	Castelló	103,1
astelló	100.5	Cantabria	98.5	S. C. Tenerife	98,4	Palencia	103,3
luesca	100.9	Alacant	98,5	Alacant	100,0	Soria	103,4
sturias	100.9	Palencía	8'66	Huesca	100,2	Zaragoza	104,6
Valladolid	103.8	Castelló	101.5	Guadalajara	100,6	València	105,4
leida	105,4	Navarra	102,9	Vizcaya	101,0	Burgos	105,8
zragoza	107.5	Valladolid	103,0	Guipúzcoa	103,3	Teruel	106,4
Alància	407.0	7200000	1043	Castalló	405 3	Hilastra	106 9

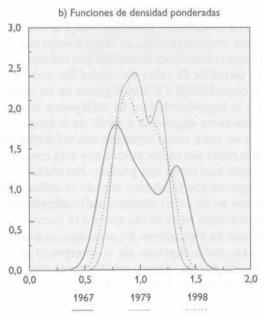
CUADRO II.4 (cont.) Renta familiar neta disponible per cápita Media nacional = 100

1967		1979		1989		1998	
Cantabria	110.0	València	105.7	Navarra	106,8	Vizcaya	107,0
Tarragona	114,0	Guipúzcoa	106,7	Zaragoza	108,6	Tarragona	109,1
Illes Balears	119,4	Huesca	107.7	La Rioja	108.8	Lleida	109,1
a Rioia	119.9	La Rioia	109,1	València	109,6	Guipúzcoa	110,2
Vavarra	120.8	Lleida	111,7	Tarragona	110,4	Barcelona	114,5
Sirona	132,0	Álava	115,9	Lleida	113,4	La Rioja	119,4
3arcelona:	132.2	Barcelona	117.2	Madrid	114,0	Navarra	120,1
Madrid	136.3	Tarragona	117.7	Álava	114,0	Álava	122,7
Alava	137.2	Madrid	121,2	Barcelona	118,8	Madrid	126,5
Suipúzcoa	139.2	Illes Balears	129.5	Girona	141,6	Girona	132,8
/izcaya	140,6	Girona	130,8	Illes Balears	146,5	Illes Balears	134,1
España	100.0	España	100.0	España	100,0	España	100,0

Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

GRÁFICO II.8 Funciones de densidad Renta familiar neta disponible per cápita





Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

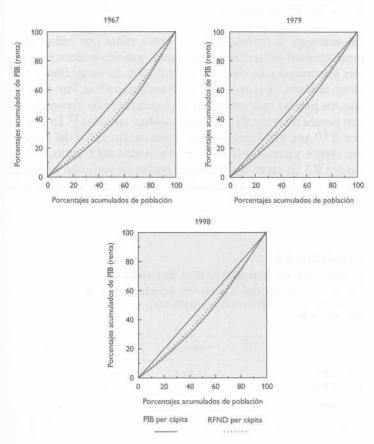
En las dos observaciones siguientes, correspondientes a los años 1979 y 1998, las dos jorobas prácticamente habían desaparecido en la representación del estadístico simple, pero no del ponderado. En éste, el segundo máximo corresponde a las provincias con una renta familiar neta disponible per cápita superior en más del 25 % a la media española. La información del cuadro II.4 confirma que dentro de este grupo sólo había tres provincias —Girona, Illes Balears y la provincia más poblada de España, Madrid-, de ahí la práctica desaparición del máximo en la función de densidad simple. La inclusión de Madrid dentro de este grupo es la que justifica el mantenimiento de los dos clubs de ciudadanos en esta variable.

La representación de las curvas de Lorenz, correspondientes a la renta per cápita y a la renta disponible, que aparecen en el gráfico II.9 indica que entre todos los grupos de provincias, tanto las más ricas como las más atrasadas, la intervención del sector público ha reducido las diferencias entre ellas, puesto que las curvas correspondientes a la segunda variable se encuentran siempre más próximas a la diagonal principal que las de la primera.

En definitiva, las informaciones anteriores confirman que el sector público ha contribuido positivamente a la reducción de las desigualdades interprovinciales en renta, puesto que las diferencias en la renta familiar neta disponible por habitante son menores que en términos de renta per cápita. Sin embargo, es cuestionable la contribución a la convergencia de las políticas redistributivas a lo largo del tiempo. La divergencia que se observa en la variable renta disponible a partir de la instauración de la democracia no tiene como contrapartida un similar comportamiento en la renta per cápita, puesto que ésta continuó convergiendo, aunque a un ritmo más pausado. No obstante, el resultado de divergencia que se obtiene cuando se utilizan indicadores que sintetizan en un único escalar toda la información contenida en la distribución es matizado cuando se considera una batería más amplia de indicadores. En este caso, es posible atribuir prácticamente todo el origen de la divergencia al comportamiento seguido por un número relativamente reducido de provincias, entre las que se encuentra una de las más pobladas 31.

³¹ No hay que descartar, tampoco, la posibilidad de que el origen se encuentre en problemas estadísticos, especialmente en los datos de Illes Balears y Girona.

GRÁFICO II.9 Curvas de Lorenz PIB per cápita y renta familiar neta disponible per cápita



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

3. Productividad del trabajo

La contrastación empírica de la hipótesis de convergencia ha sido realizada por distintos autores tomando como referente de forma indistinta la renta per cápita o la productividad del trabajo, tal como ya se observó en el cuadro I.2 del capítulo anterior. Esta elección está motivada por una lectura estricta del modelo de Solow-Swan y, en general, de la mayoría de los modelos de crecimiento, en los que las diferencias en tasas de ocu-

pación o de actividad no juegan ningún papel. De hecho, los modelos suponen que la economía se encuentra, en el largo plazo, con un nivel de renta igual a la renta potencial asociada a la tasa natural de desempleo, o de pleno empleo.

Sin embargo, la correspondencia entre renta por habitante y productividad del trabajo no es exacta cuando existen diferencias importantes en las tasas de actividad, de ocupación y, por tanto, también de paro entre las áreas geográficas. Por esta razón, los perfiles que presentan los indicadores de convergencia son potencialmente distintos para ambas variables ³². En el gráfico II.10 aparece representada la desviación típica del logaritmo simple y ponderada de la productividad del trabajo, y en el cuadro II.5 las tasas anuales acumulativas de variación en el periodo completo y en los dos subperiodos en los que se ha dividido la muestra.

CUADRO II.5

Dispersión en productividad del trabajo Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

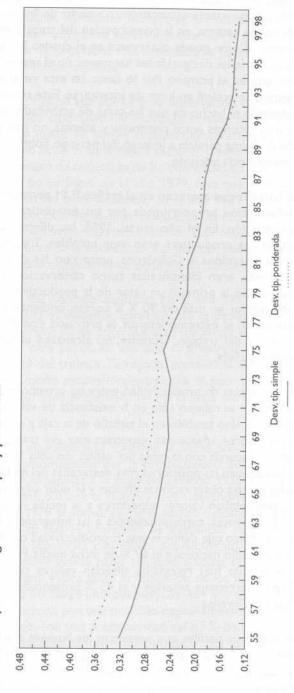
	Simple	Ponderada
1955-1979	-1,67	-2,02
1979-1998	-2,44	-2,52
1955-1998	-2,01	-2,24

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

Al comparar las trayectorias de la σ -convergencia en renta por habitante y productividad del trabajo se observan con nitidez dos diferencias importantes. En primer lugar, la velocidad de convergencia de la segunda variable durante el periodo 1955-1998 ha sido prácticamente el doble que la de la primera. Este resultado indica que la convergencia en las condiciones productivas entre las distintas provincias ha sido mucho más intensa que en las condiciones de vida.

³² Goerlich y Mas (1998a,b) ya destacaron este hecho para las provincias españolas y veinticuatro países de la OCDE.

GRÁFICO II.10 Dispersión en productividad del trabajo Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

En segundo lugar, mientras la convergencia en renta per cápita sufrió un importante estancamiento a partir de finales de la década de los setenta, en la productividad del trabajo ocurrió lo contrario. Como puede observarse en el cuadro II.5 la tasa de reducción de las desigualdades fue mayor en el segundo subperiodo que en el primero. Por lo tanto, en esta variable la convergencia se aceleró en lugar de estancarse. Este resultado está recogiendo el hecho de que las tasas de actividad y ocupación son muy distintas entre provincias y, además, no han evolucionado de forma paralela a lo largo del periodo. Sobre este punto se volverá más adelante.

Los boxplots que aparecen en el gráfico II.11 permiten ampliar la información proporcionada por los estadísticos sintéticos de dispersión. En el año inicial, 1955, las diferencias en las condiciones productivas eran muy notables. Tres provincias, Madrid, Barcelona y Guipúzcoa, junto con las dos ciudades autónomas, eran identificadas como observaciones atípicas, presentando la primera un valor de la productividad del trabajo superior en más del 90 % al correspondiente a la media nacional. En el extremo inferior, la provincia con menor productividad del trabajo, Ourense, no alcanzaba el 50 % de la media española.

Las diferencias de productividad entre las provincias españolas en 1955 no se reflejan sólo en la existencia de valores atípicos superiores, sino también en el tamaño de la caja y en la longitud de los valores adyacentes, especialmente del tramo superior. Como ya ocurría con la renta per cápita, tan sólo 13 provincias, las que ocupan las posiciones más destacadas del *ranking* e integradas por las observaciones atípicas y el valor adyacente superior, presentaban valores superiores a la media nacional. Para las 26 siguientes, correspondientes a las integrantes del rango intercuartílico que define la caja, la productividad oscilaba entre el valor medio nacional y el 67 % de dicha media. Por último, las 13 provincias más retrasadas ofrecían valores comprendidos entre el porcentaje anterior y el 45 % presentado por la provincia de Ourense.

Los sucesivos perfiles que presentan los boxplots son muy ilustrativos de la reducción en las desigualdades que reflejaba, como primera aproximación, el gráfico II.10. En efecto, en 1967 sólo quedaba como observación atípica la provincia de Madrid,

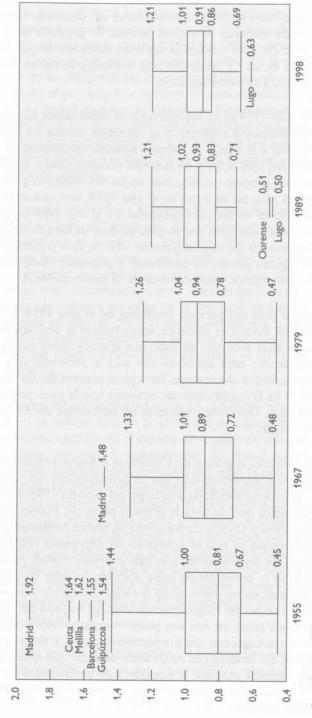
aunque había reducido sensiblemente sus distancias respecto a la media nacional. Al mismo tiempo, se producía un acortamiento del valor adyacente superior, indicativo de que las diferencias de las 12 provincias más avanzadas se habían reducido respecto a la media española.

En el año 1979 ya no aparece ninguna observación atípica y Madrid continuaba ostentando el liderazgo, aunque las distancias respecto a la media se habían reducido sensiblemente, al ser ahora tan sólo el 26 % de la media nacional. Como ya se ha dicho, este proceso de reducción de las diferencias en productividad no sólo no se frenó en el año 1979, sino que continuó a buen ritmo en los años sucesivos. En el año 1989 se observa una clara reducción del boxplot, aunque se aprecia también el alargamiento del valor adyacente inferior. Este resultado indica que algunas provincias comienzan a presentar comportamientos descolgados negativamente de la media nacional.

Para el final del periodo analizado, en el año 1998, la reducción del boxplot es evidente, apreciándose la desfavorable posición de la provincia de Lugo que aparece ahora como outlier inferior. Por otra parte, en ese año la provincia con mayor productividad del trabajo, Tarragona, presentaba un valor del 121 % de la media nacional, mientras que la peor posicionada tras Lugo, Ourense, presentaba un porcentaje del 69 % de dicha media.

En definitiva, el gráfico II.11 confirma el fuerte proceso de convergencia experimentado por la productividad del trabajo de las provincias españolas a lo largo del periodo 1955-1998. Además, indica que durante la primera parte del mismo, entre los años 1955 y 1979, la convergencia se realizó fundamentalmente desde arriba, ya que se acortaron las diferencias respecto a la media de las provincias con mayor productividad. Al final del periodo la convergencia había afectado a todas las provincias españolas, como indica tanto la reducción de los valores adyacentes como del rango intercuartílico. En ese año tan sólo aparece una provincia con una posición negativamente descolgada del resto, Lugo, con una productividad del 63 % de la media española. Sin embargo, es interesante destacar que esta provincia, que también ocupaba la posición más desfavorable en el año 1955, había conseguido acortar sus diferencias respecto a la media nacional.

GRÁFICO II.11 Productividad del trabajo. Boxplots



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

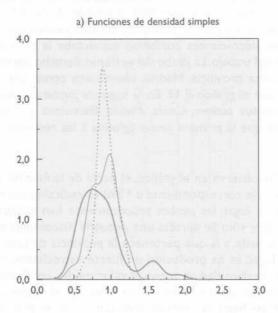
Las funciones de densidad, simples y ponderadas, que aparecen en el gráfico II.12 son muy ilustrativas de lo que ha ocurrido con la forma externa de la distribución a lo largo de estos más de cuarenta años. En el año 1955, la función de densidad simple del panel a) indicaba la existencia de tres jorobas con valores máximos decrecientes conforme aumentaba la productividad relativa del trabajo. La joroba del extremo derecho corresponde a una única provincia, Madrid, identificada como observación atípica por el gráfico II.11. En la segunda joroba se encuentran los restantes outliers, Ceuta, Melilla, Barcelona y Guipúzcoa, mientras que la primera joroba aglutina a las restantes provincias.

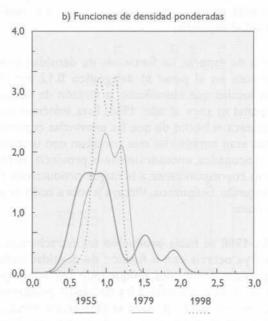
Como se observa en el gráfico, el perfil de la función de densidad simple correspondiente a 1998 es radicalmente distinto. En primer lugar, las *joroba*s prácticamente han desaparecido, puesto que sólo se aprecia una pequeña discontinuidad en la cola izquierda, a la que pertenece la provincia de Lugo. En segundo lugar, se ha producido un fuerte estrechamiento de la función de densidad en torno al valor medio, confirmando así la existencia de convergencia. Por último, el máximo se ha desplazado hacia la derecha, indicando que un gran número de provincias se ha aproximado hacia el valor medio de la productividad española.

Como era de esperar, las funciones de densidad ponderadas que aparecen en el panel b) del gráfico II.12 amplifican los máximos locales que identificaba la función de densidad simple del panel a) para el año 1955. Esta información simplemente destaca el hecho de que las provincias con mayor productividad eran también las que contaban con un contingente mayor de ocupados, encuadrándose la provincia de Madrid en el máximo correspondiente a la mayor productividad relativa, y en el segundo, Guipúzcoa, Vizcaya y, sobre todo, la provincia de Barcelona.

En el año 1998 se había producido un estrechamiento notable, como ya ocurría con la función de densidad simple, pero ahora aparecen dos *jorobas* aunque muy próximas entre sí. En el máximo correspondiente a las de mayor productividad relativa se encuentran 12 provincias (Tarragona, Vizcaya, Barcelona, Álava, Madrid, Navarra, La Rioja, Girona, Guadalajara, Guipúzcoa, Castellón-Castelló y Zaragoza, por este orden),

GRÁFICO II.12 Funciones de densidad Productividad del trabajo



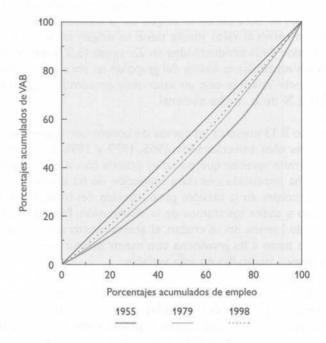


mientras que en el siguiente se enmarcan las 40 restantes. Obsérvese que la similar altura de los máximos locales simplemente está reflejando que los ocupados en las 12 provincias destacadas son de un orden de magnitud similar al de las otras 40. Por otra parte, el origen de la fractura que se observa en torno al valor medio tiene su origen en el salto entre el valor de la productividad en Zaragoza (5,2 % superior a la media española), la última del grupo de las doce, y la siguiente, Valencia-València, con un valor muy próximo al agregado, el 101,2 % de la media nacional.

El gráfico II.13 presenta las curvas de Lorenz correspondientes a los tres años seleccionados: 1955, 1979 y 1998. Su observación permite apreciar que, como ya ocurría con la renta per cápita, se ha producido una clara reducción de las diferencias interprovinciales en la variable productividad del trabajo que ha afectado a todos los tramos de la distribución. Puesto que las curvas de Lorenz no se cruzan, el acercamiento a la media ha afectado tanto a las provincias con mayor productividad como a las menos avanzadas en esta variable.

Por último, resulta de interés sintetizar los distintos perfiles presentados por las dos variables claves en el análisis de la convergencia: renta per cápita y productividad del trabajo. Como ilustra el gráfico II.14, que compara las curvas de Lorenz de ambas variables en los tres años de referencia, la desigualdad en la productividad del trabajo ha sido siempre inferior a la de la renta per cápita. Sin embargo, mientras al comienzo del periodo las diferencias eran prácticamente imperceptibles, como resultado del estancamiento en la convergencia de la variable renta per cápita y la aceleración en la productividad durante el segundo subperiodo, se han ampliado las distancias entre ambas. Al final del periodo, las provincias españolas son claramente más desiguales en las condiciones de vida que en las condiciones en las que se desarrolla la producción.

GRÁFICO II.13 Curvas de Lorenz Productividad del trabajo

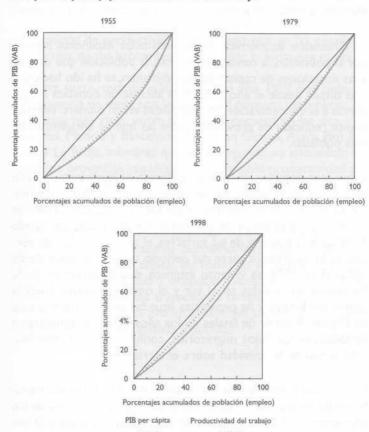


Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

4. Conclusiones

En este capítulo se ha analizado la evidencia empírica relativa a la convergencia-σ entre las provincias españolas. Para ello, se ha revisado el comportamiento de las variables agregadas más importantes, utilizando para su ilustración los estadísticos que se describieron en el capítulo anterior. La primera conclusión que se extrae es que la distinción entre estadísticos simples y ponderados no es importante cuando se utilizan índices sintéticos de dispersión —como la desviación típica del logaritmo—, pero sí lo es cuando se rastrea la forma externa de la distribución. Los perfiles que muestran las funciones de densidad son muy diferentes entre las versiones simples y ponderadas, permitiendo detectar la presencia de *clubs* de convergencia en algunas variables, especialmente cuando se tiene en cuenta el tamaño de la población o del contingente de empleados.

GRÁFICO II.14 Curvas de Lorenz PIB per cápita y productividad del trabajo



Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

En segundo lugar, la representación mediante boxplots resulta muy útil en la identificación de observaciones atípicas, puesto que permite detectar si los resultados de convergencia o divergencia tienen como origen el comportamiento atípico de alguna(s) provincia(s), como ha podido comprobarse en algunas de las variables analizadas. En tercer lugar, el interés de utilizar las curvas de Lorenz radica en que permiten comprobar si existen comportamientos diferentes dependiendo de los tramos de la distribución. Es decir, permite concluir, por ejemplo, si las provincias que han reducido las diferencias son las más atrasadas,

las más ricas o todas ellas. En nuestro caso, ninguna de las curvas de Lorenz que se han ofrecido presentan cruces, permitiendo, por tanto, concluir que las mejoras de la distribución han afectado a todas las provincias y no a un solo grupo de ellas.

La dimensión económica de las provincias españolas, medida por la población, la renta que generan, la población que ocupan y las dotaciones de capital del que disfrutan, se ha ido haciendo más dispar desde el año 1955. Esta afirmación constata la tendencia a la concentración de la actividad en un número relativamente reducido de provincias, entre las que se encuentran las más pobladas.

El proceso anterior no ha sido uniforme ni igualmente intenso para todas las variables. Así, se observa con claridad la existencia de dos periodos diferentes, marcados por las consecuencias de la crisis energética de mediados los años setenta, siendo 1979, para la mayoría de las variables, el año de cambio de tendencia. En la primera parte del periodo, que se extiende desde 1955 hasta 1979, se vivieron intensos desplazamientos desde las provincias situadas en el sur y el oeste peninsular hacia la capital del Estado y las provincias situadas en el norte y el este de España. A partir de finales de los años ochenta comienzan a estabilizarse los flujos migratorios, configurándose la distribución actual de la actividad sobre el territorio.

La actividad redistributiva del sector público ha reducido las diferencias interprovinciales en renta per cápita por la vía de los impuestos y las transferencias. Sin embargo, pese a que a lo largo de todo el periodo las diferencias en renta disponible han sido siempre menores que en renta por habitante, tras la instauración de la democracia no sólo no se aceleró la convergencia en esta variable, sino que presentó un perfil divergente a partir de 1979. El origen de la divergencia puede localizarse en el incremento en renta disponible experimentado por dos provincias, Illes Balears y Girona, identificadas como observaciones atípicas por los boxplots.

La renta por habitante y la productividad del trabajo, habitualmente utilizadas de forma indistinta en el análisis de la convergencia, no han seguido trayectorias paralelas. La reducción de las desigualdades en la primera variable entre los años 1955 y 1998 tuvo su origen en la primera parte del periodo, puesto que a partir de 1979 la velocidad de convergencia se redujo de forma notable. Por el contrario, la reducción de las desigualdades en productividad del trabajo fue más importante en el segundo periodo que en el primero. Como consecuencia, las provincias españolas son claramente más parecidas en la actualidad en términos de productividad del trabajo que en las condiciones de vida de sus habitantes, medidas por la renta per cápita.

Por otra parte, todavía subsistían en el año 1998 dos clubs de convergencia en renta por habitante. Al primero pertenecen las provincias más ricas, entre las que se encuentran las dos más pobladas, Madrid y Barcelona, junto con Girona, Álava, Illes Balears y La Rioja, mientras que en el segundo se encuadran las restantes provincias españolas. En la variable productividad del trabajo se observa una fractura similar, aunque menos pronunciada que en la de renta per cápita.

Los diferentes perfiles mostrados por las dos variables anteriores recomiendan el estudio pormenorizado de los factores productivos, trabajo y capital, así como las potenciales diferencias en tasas de actividad y ocupación, variables clave en la explicación de las distintas trayectorias temporales seguidas por la renta per cápita y la productividad del trabajo. Este análisis será abordado en el capítulo siguiente.

III. CONVERGENCIA DE LOS FACTORES PRODUCTIVOS

La convergencia en la productividad del trabajo es el resultado de lo ocurrido con sus factores determinantes: trabajo, capital y Productividad Total de los Factores. Por otra parte, de las diferencias entre los perfiles de la productividad y la renta por habitante son potenciales responsables las diferencias existentes en las tasas de actividad y ocupación, y también en la estructura demográfica de las provincias españolas.

Este capítulo se destina a analizar las fuentes del crecimiento, estructurándose de la forma siguiente. En el primer apartado se analiza la evolución seguida por uno de los dos factores *clásicos* de crecimiento, el trabajo, ilustrando las trayectorias seguidas por la población activa, ocupada y parada; mientras que el apartado III.2 se centra en la segunda, el capital físico. El apartado III.3 amplía el análisis a dos factores adicionales que han sido destacados por la literatura más reciente: el capital humano y el capital público. Por último, el apartado III.4 presenta las principales conclusiones.

1. Población activa, ocupada y parada

En el gráfico III.1 aparece representada la desviación típica del logaritmo de la población activa, ocupada y parada durante el periodo 1964-1998. El primer hecho que llama la atención es la mayor dispersión existente en los contingentes de parados entre provincias, muy superiores a los activos y ocupados. En efecto, mientras los índices de dispersión de la población activa y ocupada provincial son crecientes pero de magnitud muy parecida, las diferencias se disparan cuando se analiza la población

parada. Por lo tanto, las provincias españolas son más desiguales en la población parada que soportan que en el número de ocupados o activos.

En segundo lugar, el perfil temporal de la población activa y ocupada es claramente divergente, reflejando el hecho repetidamente señalado de la existencia de intensos desplazamientos de la actividad desde las provincias más atrasadas a las de mayor renta por habitante. Por el contrario, las diferencias en el número de parados se han reducido algo a lo largo del periodo completo 1964-1998. En consecuencia, las desigualdades interprovinciales de la población parada en el año 1998 eran menores que hace treinta años.

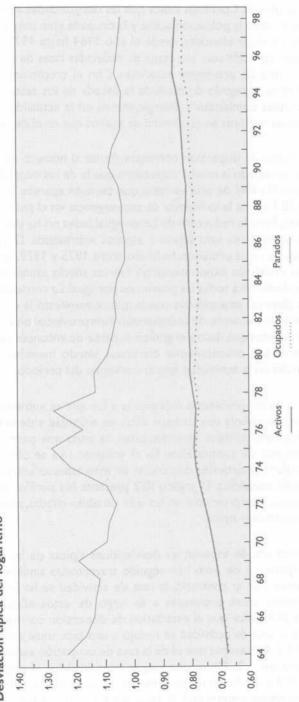
Como ya ocurría con la población, el incremento de las diferencias interprovinciales en el número de activos y ocupados se produjo, fundamentalmente, hasta finales de la década de los setenta, desacelerándose la divergencia a partir de entonces. En efecto, como indica el cuadro III.1, la dispersión en el número de activos y ocupados que habitan las distintas provincias avanzó, en el primer subperiodo, a tasas anuales acumulativas superiores al 1 %, mientras que en el segundo, a partir de 1979, la velocidad de divergencia se ralentizó a tasas inferiores al 0,3 % anual. De hecho, las desigualdades en el mercado de trabajo, medidas por la distribución geográfica de los activos y ocupados, comenzaron a desacelerarse tres años antes, en 1975, justo al comienzo de la crisis del petróleo, y no en 1979. En este sentido, puede afirmarse que el mercado de trabajo reaccionó antes que la producción a la situación desfavorable que existía en aquellas fechas.

CUADRO III.1 Dispersión en población activa, ocupada y parada Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	Activos	Ocupados	Parados
1964-1979	1,13	1,04	-0,55
1979-1998	0,28	0,23	-0,48
1964-1998	0,66	0,59	-0,51

Fuente: INE y elaboración propia.

GRÁFICO 皿.1 Dispersión en población activa, ocupada y parada Desviación típica del logaritmo



Fuente: INE y elaboración propia.

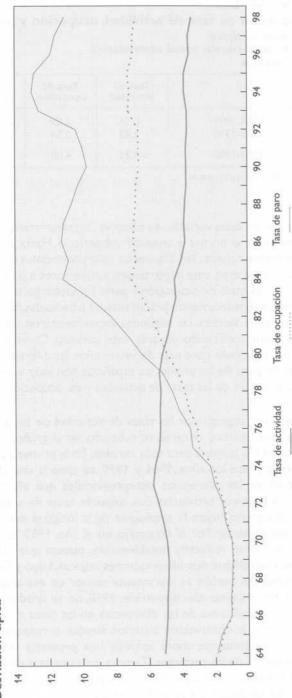
El gráfico III.1 también indica que las desigualdades interprovinciales entre la población activa y la ocupada eran muy parecidas, por no decir idénticas, desde el año 1964 hasta 1975. Este periodo coincide con una etapa de reducidas tasas de desempleo en todas las provincias españolas. Con el crecimiento del desempleo agregado de mediada la década de los setenta, ambas variables comienzan a divergir, siendo en la actualidad las diferencias mayores en el número de activos que en el de ocupados.

El índice de dispersión correspondiente al número de parados no ha seguido la misma trayectoria que la de los ocupados o activos. El perfil de esta variable que también aparece en el gráfico III. 1 indica la existencia de convergencia en el periodo completo. Pero la reducción de las desigualdades no ha sido un proceso continuo, sino sujeto a algunos sobresaltos. Durante los años de crisis profunda, fechados entre 1975 y 1979, las provincias españolas experimentaron fuertes shocks asimétricos, que no afectaron a todas las provincias por igual. La consecuencia de las distintas intensidades con la que se manifestó la crisis fue el fuerte incremento de la dispersión interprovincial en el número de parados que ilustra el gráfico. A partir de entonces, las reducciones son prácticamente continuas, siendo menores las diferencias en la actualidad que al comienzo del periodo.

Uno de los problemas más graves a los que se enfrenta la economía española son las bajas tasas de actividad y de ocupación, y las consiguientes elevadas tasas de paro que padece desde hace más de treinta años. En el volumen I ya se observó que existían importantes diferencias en este aspecto entre las provincias españolas. El gráfico III.2 presenta los perfiles de la dispersión interprovincial en las tres variables citadas, medida por la desviación típica.

Como era de esperar, las desviaciones típicas de las tasas de ocupación y de paro han seguido trayectorias similares y crecientes. Por el contrario, la tasa de actividad se ha hecho más parecida entre provincias a lo largo de estos años. El cuadro III.2 indica que el estadístico de dispersión correspondiente a la tasa de actividad se redujo a una tasa anual acumulativa del 1,2 %, mientras que el de la tasa de ocupación aumentó a un ritmo del 4 %. De mucha mayor intensidad fue el crecimiento de la dispersión en las tasas de paro, puesto que la velocidad de divergencia superó el 5 % anual durante estos años.

GRÁFICO III.2 Dispersión en tasa de actividad, ocupación y paro Desviación típica



Fuente: INE y elaboración propia.

CUADRO III.2

Dispersión en tasa de actividad, ocupación y paro Desviación típica Tasas de variación anual acumulativa

Porcentaies

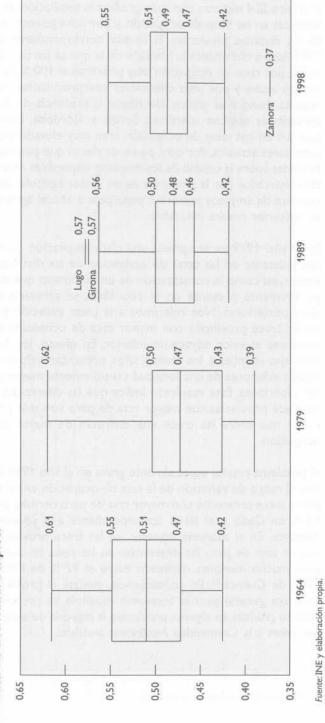
	Tasa de actividad	Tasa de ocupación	Tasa de paro
1964-1979	0,34	5,89	6,90
1979-1998	-2,42	2,54	4,10
1964-1998	-1,21	4,00	5,32

Fuente: INE y elaboración propia.

También en estas variables se observa un comportamiento diferente entre el primer y segundo subperiodo. Hasta comienzos de los años ochenta las diferencias interprovinciales en las tasas de actividad eran muy importantes, y superiores a las presentadas por las tasas de ocupación y paro. Sin embargo, mientras las primeras se mantuvieron prácticamente estancadas hasta finales de los años setenta, las segundas experimentaron un proceso divergente continuado durante este periodo. Como resultado del mismo, desde hace más de veinte años las diferencias en las tasas de paro de las provincias españolas son muy superiores a las diferencias de las tasas de actividad y de ocupación.

El proceso seguido por las tasas de actividad de las provincias españolas aparece claramente refleiado en el gráfico III.3, que contiene los boxplots para esta variable. En la primera parte del periodo, entre los años 1964 y 1979, se aprecia una clara ampliación de las diferencias interprovinciales que afecta, sobre todo, a las trece provincias con mayores tasas de actividad en ese año, como ilustra la ampliación de la longitud del valor adyacente superior. Por el contrario, en el año 1989 las diferencias se habían reducido notablemente, puesto que aunque el gráfico identifique dos observaciones atípicas, Lugo y Girona, el conjunto del boxplot es claramente menor en ese año que en 1979. En el último año disponible, 1998, no se produjo una reducción significativa de las diferencias en las tasas de actividad respecto a la observación anterior, aunque sí respecto al año inicial. Sin embargo, ahora aparece una provincia claramente desmarcada de las restantes, Zamora, con una tasa de actividad muy reducida: tan sólo el 37 % de la población en edad de trabajar se declaraba activa en esta provincia.

GRÁFICO 皿.3 Tasa de actividad. Boxplots



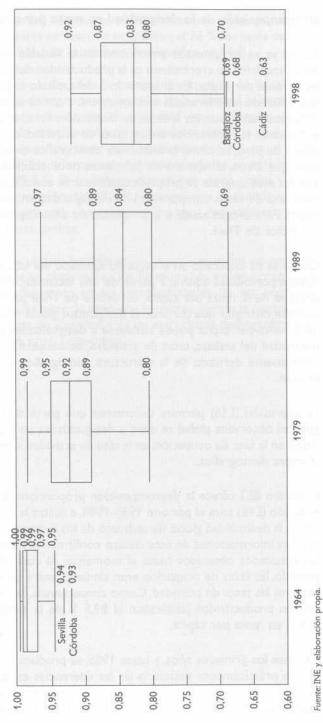
El gráfico III.4 muestra con toda crudeza la ampliación de las diferencias en las tasas de ocupación, y por consiguiente de paro, de las distintas provincias. El boxplot correspondiente al año 1964 ilustra claramente la posición de la que se partía, caracterizada por tasas de ocupación muy próximas al 100 % de la población activa y por unas diferencias interprovinciales muy reducidas. Aunque el gráfico identifique la presencia de dos observaciones atípicas inferiores, Sevilla y Córdoba, obsérvese que aun así sus tasas de ocupación eran muy elevadas para los estándares actuales. Por otra parte, es cierto que pueden existir dudas sobre la calidad de los empleos disponibles en esas fechas, marcados por la presencia de un sector agrícola con gran cantidad de empleos precarios; pero, pese a ello, el agravamiento posterior resulta indudable.

En el año 1979 ya se aprecia una clara ampliación de la brecha existente en las tasas de ocupación de las distintas provincias, así como la constatación de un fenómeno que, aunque ya levemente presente en el año 1964, se agravaría en los años posteriores. Nos referimos a la peor situación relativa de las trece provincias con menor tasa de ocupación pertenecientes al valor adyacente inferior. En efecto, los boxplots correspondientes a los cuatro años presentan valores adyacentes inferiores de una longitud sensiblemente mayor a la de los superiores. Este resultado indica que las diferencias entre las trece provincias con mayor tasa de paro son más pronunciadas que entre las trece que disfrutan de mayor tasa de ocupación.

El problema resulta especialmente grave en el año 1998. En ese año el rango de variación de la tasa de ocupación entre el grupo de trece provincias con mayor tasa de paro oscilaba entre el 63 % de Cádiz y el 80 % correspondiente a la provincia de Albacete. En el extremo opuesto, en las trece provincias con menor tasa de paro las diferencias en las tasas de ocupación eran mucho menores, oscilando entre el 92 % de Lleida y el 87 % de Cuenca 33. En consecuencia, aunque el problema del paro sea general para la economía española, se presenta con toda su crudeza en algunas provincias, la mayoría de ellas pertenecientes a la Comunidad Autónoma andaluza.

³³ Véase en el volumen I el gráfico II.11.





Descomposición de la desigualdad en renta per cápita

Como ya se ha apuntado anteriormente, la variable analizada en los modelos de crecimiento es la productividad del trabajo y no la renta per cápita. En el apartado 3 del capítulo anterior se han ilustrado las diferencias existentes entre ambas en los perfiles mostrados por los índices de dispersión. En el origen se encuentran las diferencias en las tasas de actividad, de ocupación y de paro, así como la estructura demográfica de la población, que afecta al número de habitantes potencialmente activos. En este epígrafe se propone cuantificar la contribución de cada uno de estos componentes a la desigualdad en renta per cápita. Para ello, se acude a la propiedad de descomponibilidad del índice de Theil.

Como se ha explicado en el segundo apartado del capítulo I, la descomponibilidad aditiva, a partir de una factorización multiplicativa de la renta per cápita, del índice de Theil para $\beta=0$, permite distinguir qué parte de la desigualdad global observada en la renta per cápita puede atribuirse a desigualdades en productividad del trabajo, tasas de actividad, de ocupación, o a un componente derivado de la estructura demográfica de la población.

La expresión (I.16) permite determinar qué parte de la desigualdad observada global se debe a desigualdades en productividad, en la tasa de ocupación, en la tasa de actividad, o en la estructura demográfica.

El cuadro III.3 ofrece la descomposición proporcionada por la ecuación (I.16) para el periodo 1965-1998, e ilustra la contribución a la desigualdad global de cada uno de los factores anteriores. Las informaciones de este cuadro confirman la mayoría de los resultados obtenidos hasta el momento. Al comienzo del periodo, las tasas de ocupación eran similares entre provincias, pero no las tasas de actividad. Como consecuencia, las diferencias en productividad justificaban el 89,5 % de la desigualdad global en renta per cápita.

Durante los primeros años, y hasta 1985, se produce un incremento prácticamente sostenido de las diferencias en tasas de actividad, pero sobre todo de ocupación. Como resultado del mismo, en 1985 las diferencias en productividad explicaban el 60,4 % de las diferencias en las rentas per cápita provinciales; las existentes en tasas de ocupación, el 26 %; las tasas de actividad, el 11 %; y la estructura demográfica, el 14 %.

A partir de esos años, y como consecuencia de la ralentización de la divergencia en las tasas de ocupación, y también de la convergencia en las de actividad (que ilustraba el gráfico III.2), la contribución de la productividad a la desigualdad en renta por habitante gana protagonismo. Así, en el último año, 1998, las diferencias en productividades se responsabilizan del 75,3 % de las diferencias en renta per cápita, y las tasas de ocupación del 18,7 %, mientras que la contribución de los dos restantes componentes era muy reducida: tan sólo el 5,9 % entre ambas.

En consecuencia, las diferencias interprovinciales en renta per cápita que se observan en los últimos años tienen como origen disparidades tanto en las productividades de sus economías como en las tasas de paro que soportan, siendo la contribución de las tasas de actividad y de las estructuras demográficas de la población poco relevantes.

CUADRO III.3 Descomposición multiplicativa de la desigualdad Índices y porcentajes

	Renta	Produ	Productividad	Tasa de	Tasa de ocupación	Tasa de	Tasa de actividad	Dem	Demografia
	findice global	Índice	Porcentajes	Índice	Porcentajes	Índice	Porcentajes	Índice	Porcentajes
965	0,06674	0,05971	89,47	0,00108	1,62	0,00525	7,87	69000'0	1,04
196	0,05775	0,05145	60'68	0,00058	1,01	0,00506	8,76	99000'0	1,15
696	0,04947	0,04385	88,65	0,00026	0,52	0,00468	9,46	0,00068	1,37
971	0,04226	0,03621	82,68	0,00048	1,13	0,00489	11,58	0,00068	1,62
973	0,03999	0,03293	82,35	0,00082	2,06	0,00549	13,73	0,00075	1,87
1975	0,04271	0,03427	80,24	0,00221	5,18	0,00537	12,58	0,00085	2,00
716	0,03575	0,02525	70,64	0,00376	10,53	0,00596	16,68	0,00077	2,16
616	0,03033	0,02045	67,43	0,00390	12,85	0,00551	18,17	0,00047	1,54
981	0,02924	0,01953	66,81	0,00484	16,55	0,00430	14,71	0,00056	1,93
983	0,02824	0,01700	60,19	0,00680	24,09	0,00386	13,68	0,00058	2,04
985	0,02785	0,01682	60,41	0,00730	26,21	0,00306	10,98	0,00067	2,40
786	0,02878	0,01992	69,21	0,00617	21,43	0,00195	6,78	0,00074	2,58
686	0,02774	0,01970	71,00	0,00555	20,01	0,00158	2,69	0,00092	3,31
991	0,02571	0,01809	70,36	0,00499	19,40	0,00162	6,29	0,00101	3,94
993	0,02485	0,01660	66,81	0,00583	23,47	0,00121	4,89	0,00120	4,83
995	0,03202	0,02294	71,64	0,00607	18,96	0,00240	7,50	0,00061	1,90
966	0,03151	0,02369	75,19	0,00550	17,47	0,00176	5,59	0,00055	1,75
266	0,03067	0,02301	75,00	0,00572	18,63	0,00138	4,50	0,00057	1,87
866	0,03010	0.02268	75.34	0.00564	18.73	0.00118	3.93	0.00060	2.00

Fuente: Fundación BBVA, INE y elaboración propia.

2. Dotaciones de capital físico

La acumulación de capital físico ha sido, junto con el progreso técnico, la principal fuente de crecimiento de la economía española ³⁴. Aunque todas las provincias han experimentado crecimientos positivos, y en general muy importantes, en las dotaciones de capital, la magnitud de sus tasas de variación ha sido muy desigual. El gráfico III.5 ilustra que se ha producido un proceso de divergencia de las dotaciones de capital por provincias, tanto en el agregado como en cada uno de sus componentes: público, residencial y privado no residencial.

Sin embargo, algunos hechos importantes merecen ser destacados. En primer lugar, las desigualdades en las dotaciones de capital público son claramente inferiores a las de los dos componentes privados, y por lo tanto también a las del total. Este hecho refleja, desde otra perspectiva, el comportamiento compensador del sector público puesto de manifiesto por el análisis de la renta familiar neta disponible.

En segundo lugar, obsérvese que todas las formas de capital han presentado un comportamiento divergente, aunque de distinta intensidad. De todos ellos, el capital público ha sido el que ha experimentado unas tasas más elevadas de divergencia, mientras que el capital privado no residencial muestra la práctica estabilización de las desigualdades interprovinciales. En el cuadro III.4 se comprueba que la tasa de crecimiento de la dispersión en las dotaciones de capital público ha sido la más elevada de las tres formas de capital que se está considerando. Este hecho puede interpretarse al menos en dos direcciones. Por una parte, puede leerse como un comportamiento discriminador del sector público favoreciendo a un determinado número de provincias a lo largo del tiempo. Pero por otra, si se tiene en cuenta que las dotaciones de capital público deben acompañar al nivel de actividad privado, no resulta sorprendente que hayan experimentado crecimientos de la desigualdad similares a los presentados por la población y el empleo.

Esta última razón explica también el crecimiento en la dispersión del capital residencial. Conforme la población abandonaba las provincias de origen e incrementaba la demanda de

³⁴ Véase volumen I, capítulo VI.

alojamientos en las provincias receptoras de flujos migratorios, se ampliaba la brecha en el parque de viviendas residenciales de las distintas provincias. Además, algunas de las más dinámicas en la atracción de población han visto reforzadas sus dotaciones de capital residencial como resultado de la expansión de las actividades turísticas. De acuerdo con las informaciones contenidas en el gráfico III.5 y en el cuadro III.4, este componente del stock de capital ha sido el que ha presentado una mayor dispersión interprovincial, siendo, además, tras el capital público, el que ha experimentado una tasa de divergencia mayor, especialmente en el primer subperiodo 1964-1979

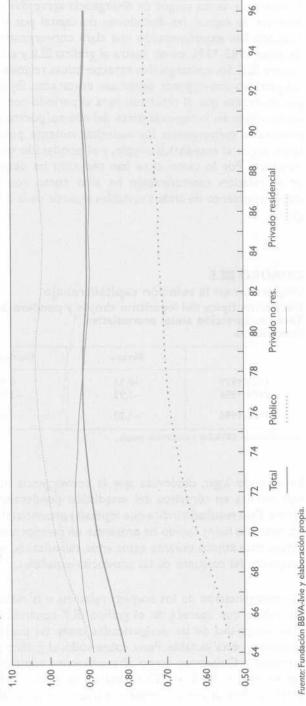
El perfil más estable corresponde al capital privado no residencial. Dado el peso que este componente tiene en el agregado, no es sorprendente la coincidencia de los niveles de dispersión que presentan ambas variables, especialmente desde mediados de los años setenta. Sin embargo, resulta más sorprendente que en este componente del capital agregado no se hava producido un incremento de la dispersion similar al experimentado por el VAB, la población y el empleo. Como se observa en el cuadro III.4. el incremento de las diferencias interprovinciales entre los años 1964 y 1996 fue un modesto 0,07 % anual, muy alejado del 0,6 % de la ocupación. Además, mientras que en la primera parte del periodo experimentó una modesta divergencia, a partir de 1979 se estabilizaron las diferencias entre las provincias, circunstancia ésta no compartida por las otras formas de capital, ni tampoco de la ocupación. Sobre este punto volveremos en el capítulo siguiente.

CUADRO III.4

Dispersión en capital total, público, privado no residencial y privado residencial Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

rale -	Total	Público	Privado no residencial	Privado residencia
1964-1979	0,83	1,86	0,15	1,03
1979-1996	-0,01	0,42	0,00	0,03
1964-1996	0,38	1,09	0,07	0,50

Dispersión en capital total, público, privado no residencial y privado residencial Desviación típica del logaritmo GRÁFICO 皿.5 1,00



A diferencia de los rasgos de divergencia agregadas en las dotaciones de capital, las dotaciones de capital por trabajador ocupado han experimentado una clara convergencia durante los años 1965-1996, como ilustra el gráfico III.6 y cuantifica el cuadro III.5. Sin embargo, dos características relativas al ritmo del proceso convergente deben ser destacadas. En primer lugar, obsérvese que el resultado para el periodo completo tiene su origen en la segunda parte del mismo, puesto que en la primera la convergencia fue cuantitativamente poco importante según el estadístico simple, y el ponderado muestra divergencia. Por lo tanto, si se han reducido las desigualdades en la relación capital/trabajo ha sido como resultado del comportamiento de ambas variables a partir de la crisis energética.

CUADRO III.5 Dispersión en la relación capital/trabajo Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa

	Simple	Ponderada
1965-1979 1979-1996	-0,33 -1,92	0,48 -3,75
1965-1996	-1,20	-1,86

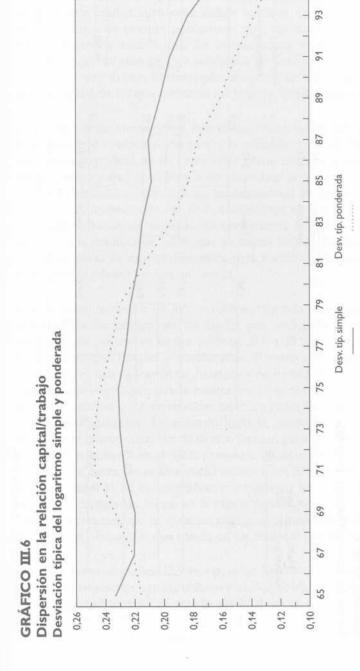
Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

Porcentajes

En segundo lugar, obsérvese que la convergencia fue mucho más intensa en términos del estadístico ponderado que del simple. Este resultado indica que alguna(s) provincia(s) de tamaño reducido ha(n) debido de presentar un comportamiento relativamente atípico durante estos años, ralentizando así la convergencia del conjunto de las provincias españolas.

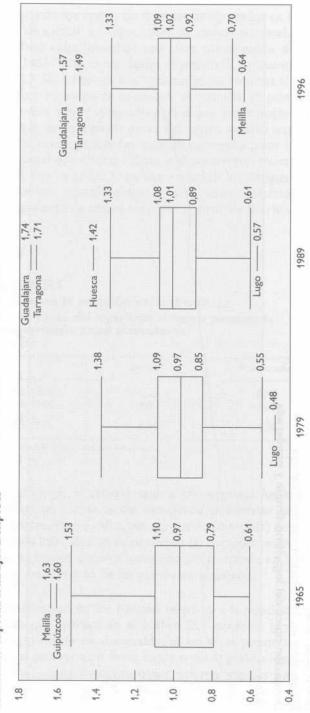
La representación de los boxplots relativos a la relación capital/trabajo que aparece en el gráfico III.7 confirma la reducción progresiva de las desigualdades entre las provincias españolas en esta variable. Pero, sobre todo, el gráfico identifica a Melilla y Guipúzcoa como observaciones atípicas superiores en el año 1965, y a Guadalajara, Tarragona y Huesca en 1989. Las dos primeras también aparecen como outliers supe-

96 56



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

GRÁFICO III.7 Relación capital/trabajo. Boxplots



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

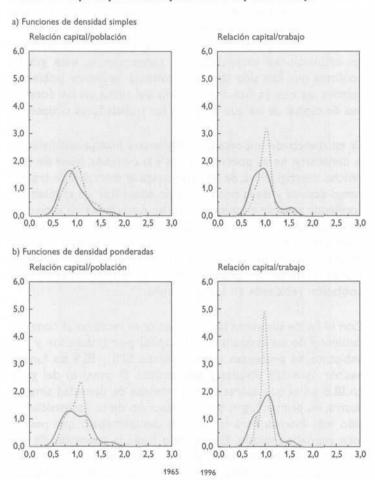
riores en el año 1998. Por el contrario, Lugo se descuelga como valor atípico inferior en los años 1979 y 1989, mientras que Melilla realiza todo el recorrido, apareciendo en 1998, ahora como outlier inferior. Sin embargo, los resultados respecto a esta ciudad autónoma deben tomarse con reservas dado su reducido tamaño poblacional que, sin duda, afecta a las estimaciones estadísticas. En consecuencia, este gráfico confirma que han sido algunas provincias de menor población relativa las que se han desmarcado del resto en las dotaciones de capital de las que disfrutan los trabajadores ocupados.

La existencia de importantes diferencias interprovinciales en la dimensión de su población total y la ocupada, fruto de diferencias demográficas, de incorporación al mercado de trabajo como activos y de la posibilidad de encontrar un empleo, recomienda analizar conjuntamente las dotaciones de capital en términos de ambas variables. El interés estriba en que es posible que se hayan aproximado las condiciones en las que se desarrolla la producción, pero que se hayan alejado las dotaciones relativas de capital disponible para ser utilizado por la población residente en una provincia.

Con el fin de sintetizar las informaciones relativas al comportamiento de las dotaciones de capital por trabajador y por habitante, se presentan en los gráficos III.8 y III.9 las funciones de densidad simples y ponderadas. El panel a) del gráfico III.8, en el que aparecen las funciones de densidad simples, ilustra, en primer lugar, que la reducción de la desigualdad ha sido más intensa para la relación capital/trabajo que para la ratio capital/población. En segundo lugar, la aparición de una joroba en el tramo superior de la distribución para las dos variables es la consecuencia de la presencia de dos observaciones atípicas, tanto en el año inicial como en el final. Por otra parte, el panel b) de dicho gráfico, relativo a las funciones de densidad ponderadas, incide en la mayor convergencia de ambas relaciones cuando se tiene en cuenta el tamaño de la población, o la ocupación, que reside en las distintas provincias.

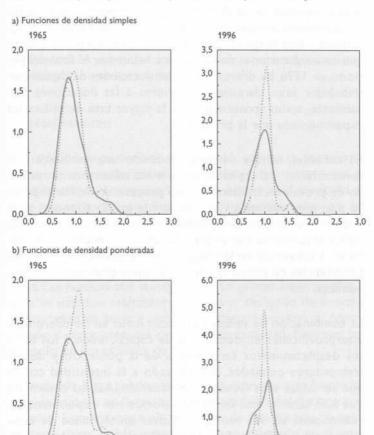
Por otra parte, el gráfico III.9 compara las funciones de densidad de las relaciones capital/trabajo y capital/población con el fin de detectar en cuál de ellas la desigualdad es mayor para todos los tramos de la distribución. El panel a) relativo a las funciones de densidad simples indica que en el año 1965 las

GRÁFICO III.8 Funciones de densidad Relación capital/población y relación capital/trabajo



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

GRÁFICO III.9 Funciones de densidad Relación capital/población y relación capital/trabajo



0,0

Capital/trabajo

1,0 1,5

3,0

Fuente: Fundación BBVA-Ivie, INE y elaboración propia.

Capital/población

1,0

0,0

diferencias en la segunda variable eran sólo ligeramente superiores a las de la primera. Además, el hecho de que el máximo local, correspondiente a las dos observaciones en el extremo superior de la distribución, sea mayor en la relación capital/trabajo simplemente indica que las diferencias de Tarragona y Guadalajara en esta variable eran más pronunciadas que en las dotaciones de capital por habitante. Al final del periodo, en 1996, las diferencias en las dotaciones de capital por trabajador eran claramente inferiores a las dotaciones por habitante, como consecuencia de la mayor tasa de reducción experimentada por la primera.

En definitiva, aunque se haya producido una tendencia a la concentración del capital en un número relativamente reducido de provincias, la intensidad del proceso de deslocalización ha sido muy inferior en este factor de producción que en la población, el empleo o la producción agregada. Este resultado refleja el hecho de que se trata de un factor relativamente inmóvil, a diferencia de las magnitudes restantes, con mayores posibilidades de ajustarse a las cambiantes circunstancias económicas.

La combinación de relativo estancamiento en las diferencias interprovinciales en dotaciones de capital, unido a los fuertes desplazamientos territoriales de la población y de los trabajadores ocupados, han afectado a la intensidad con la que se utiliza este factor de producción. Así, las provincias que han atraído más flujos migratorios han experimentado reducciones en sus ventajas relativas en términos de capital/trabajo y capital/población, mientras que entre las que se despoblaban, o avanzaban a un ritmo más lento, ocurría lo contrario. Como resultado, se ha producido una clara convergencia en esas *ratios*, aunque más intensa en la primera que en la segunda, fruto de las diferencias en el tamaño de la población dependiente.

3. Capital humano y público

Las dotaciones de capital público y la mejora en la formación de los trabajadores, obtenida a través del sistema educativo o del aprendizaje en el puesto de trabajo, han sido con frecuencia identificadas como fuentes adicionales de crecimiento ³⁵. En este apartado se revisan los perfiles de la convergencia interprovincial de ambas variables.

Capital humano

La medición de las mejoras en las cualificaciones de los trabajadores no es sencilla, como tampoco lo es el concepto que se desea medir. La razón estriba en que éstas son el resultado de dos procesos que, en numerosas ocasiones, pueden no ser coincidentes. Por el primero de ellos, los trabajadores adquieren cualificación en el sistema educativo. Éste es el denominado capital humano genérico. Sin embargo, no siempre esta forma de capital humano contribuye al crecimiento de las economías. Las razones son las siguientes. En primer lugar, porque el tipo de estudios realizados puede estar desligado de la actividad productiva, aunque pueda considerarse positiva su contribución a otros aspectos de la vida en sociedad. Piénsese, por ejemplo, en los estudios de teología.

En segundo lugar, pueden existir desajustes entre la formación que se imparte en las aulas y las necesidades del sistema económico. Este desajuste se manifiesta de dos formas distintas. Por una parte, puede generarse sobrecualificación de la mano de obra, por cuanto que los puestos de trabajo disponibles requieran una cualificación inferior a la generada por el sistema educativo. No es infrecuente encontrar, por ejemplo, licenciados en economía desarrollando trabajos administrativos. El segundo desajuste se encuentra entre el tipo de estudios y las demandas del sistema económico. Éste sería el caso, por ejemplo, de médicos trabajando de empleados públicos no sanitarios, como resultado de las reducidas posibilidades de consolidarse

³⁵ Aschauer (1989) destacó la importancia del capital público en el crecimiento, y Mankiw, Romer y Weil (1992) y Lucas (1988), la del capital humano. En el volumen I, cap. vI se cuantifica la importancia de estos factores en el crecimiento de las provincias españolas.

dentro de la profesión en la que realizaron los estudios superiores 36

La otra forma de capital humano es el denominado específico para un puesto de trabajo. Esta cualificación se obtiene como resultado del conocimiento de los procesos de producción de una empresa o sector concreto, de la experiencia derivada del desarrollo de tareas repetidas, como consecuencia de estar familiarizado con el marco institucional y comercial, o de haber establecido redes de relaciones con clientes o proveedores.

Las dificultades implícitas a la medición del capital humano se han intentado subsanar a partir de informaciones relativas a los sueldos y salarios percibidos por los trabajadores. Si una mayor cualificación supone mayor productividad, ésta se reflejará en mayores salarios a los trabajadores más valiosos para las empresas. Sin embargo, la información necesaria para realizar las estimaciones no siempre está disponible con la cobertura adecuada 37. Para el periodo analizado de la economía española se dispone en la actualidad de datos provinciales relativos a la población en edad de trabajar, activa y ocupada, clasificada de acuerdo con el nivel de estudios que han alcanzado 38. Pese a sus limitaciones, puesto que sólo contemplan al capital humano genérico, es la única fuente disponible actualmente con desagregación provincial y referida al periodo 1964-1998.

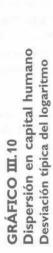
La dispersión de la población en edad de trabajar y del número de ocupados con al menos estudios medios en las provincias españolas se ha incrementado desde el año 1964. En el gráfico III.10 aparece la desviación típica de ambas variables, y en el cuadro III.6 sus tasas anuales de variación. De su observación se desprenden el distinto comportamiento de los cualificados ocupados entre el primer y segundo subperiodo. En efecto, hasta finales de los años setenta se incrementó claramente la dispersión interprovincial, presentando tasas de variación próximas al 1 % anual acumulativo. Durante estos años los niveles de cualificación de la población española eran muy reducidos, al tiempo que Madrid ofrecía las mejores oportunidades de

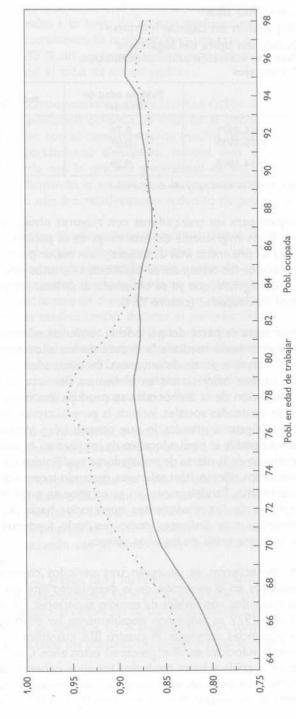
³⁶ Sobre este punto puede verse García Montalvo y Peiró (2001).

³⁷ Un intento reciente de estimación del capital humano de la economía española a través de los salarios percibidos por los trabajadores es la realizada por Pastor y Serrano (2000) para el periodo 1990-2000.

³⁸ Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1995), actualizadas en Internet: (http://www.ivie.es).

Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.





CUADRO III.6 Dispersión en capital humano Desviación típica del logaritmo

Desviación tipica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	Pobl. en edad de trabajar	Pobl. ocupada	
1964-1979	0,74	0,93	
1979-1998	-0,07	-0,49	
1964-1998	0,29	0,13	

Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

empleo para los trabajadores con mayores niveles de estudio. Los flujos migratorios de esta franja de la población ocupada hacia las provincias más dinámicas y con mayor potencial de absorción de los trabajadores cualificados contribuyeron también a la divergencia, que ya se observaba al analizar los perfiles del total de ocupados (cuadro III.1).

En la segunda parte del periodo la tendencia se invierte, especialmente hasta mediada la década de los años ochenta, para estabilizarse a partir de entonces. En estos años se producen dos hechos coincidentes en el tiempo. Por una parte, tras la instauración de la democracia se produjo una fuerte eclosión de las demandas sociales, incluida la generalización de la educación obligatoria gratuita, lo que contribuyó a incrementar de forma notable el nivel educativo de los jóvenes españoles. El incremento de la oferta de trabajadores cualificados contribuyó a reducir los diferenciales salariales, restando incentivos a su desplazamiento. Paralelamente, en estos años se produjo también un freno de los movimientos migratorios hacia las regiones/ provincias más dinámicas, como resultado, fundamentalmente, de la fuerte crisis de los años setenta.

En consecuencia, se observan tres periodos claramente diferenciados en la evolución de la desigualdad interprovincial de los ocupados con niveles de estudio superiores. Entre los años 1964 y 1979 se ampliaron notablemente las diferencias entre las provincias españolas. El cuadro III.6 cuantifica en un 0,9 % anual la velocidad de divergencia en estos años. Con el comienzo de la crisis, y hasta mediados los años ochenta, se reducen las desigualdades en el contingente de ocupados cualificados entre las provincias. Por último, a partir de 1985 se estabilizan

las diferencias en esta variable. El resultado final de los comportamientos seguidos a lo largo de los tres periodos mencionados ha sido el incremento de la dispersión a una tasa anual acumulativa del 0,13 %, un porcentaje cuatro veces inferior al experimentado por el total de los ocupados.

Frente a este comportamiento marcadamente cíclico de la dispersión en la población ocupada, el total de la población en edad de trabajar con al menos estudios medios mostró también un comportamiento divergente, aunque más decidido, como ya ocurría con la práctica generalidad de las variables agregadas, confirmando la tendencia a la concentración de la actividad en un número relativamente reducido de provincias.

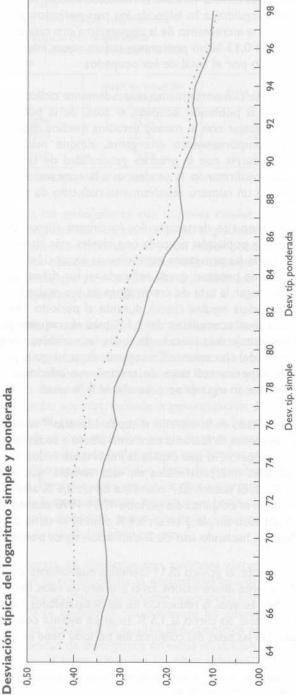
En el volumen I se destacaron los fortísimos ritmos de crecimiento de la población ocupada con niveles más altos de estudios en todas las provincias españolas sin excepción. La importancia de este proceso queda reflejada en los datos siguientes. En primer lugar, la tasa de crecimiento de los ocupados con al menos estudios medios creció, durante el periodo 1964-1998, a una tasa anual acumulativa del 7,1 % para el conjunto de España, el porcentaje más elevado de todas las variables consideradas fuentes del crecimiento. En segundo lugar, ninguna provincia española experimentó tasas de crecimiento inferiores al 5 %, mientras que en algunas se superaba el 9 % anual.

Como resultado de lo anterior, el capital humano ³⁹ se incrementó notablemente. El fuerte crecimiento afectó a todas las provincias sin excepción, lo que explica la importante reducción de las desigualdades interprovinciales en esta variable, que ilustra el gráfico III.11. El cuadro III.7 cuantifica en un 3,6 % anual la convergencia en el conjunto del periodo 1964-1998 cuando se utiliza el estadístico simple, y en un 4,4 % cuando se tiene en cuenta la población, haciendo uso de la desviación típica ponderada.

Por otra parte, el gráfico III.11 identifica nuevamente dos periodos claramente diferenciados. En el primero de ellos, hasta finales de los años setenta, la reducción de las desigualdades fue muy tímida, con tasas en torno al 1,5 % anual. La intensa convergencia que apuntan las tasas del conjunto del periodo tiene su origen en

³⁹ A partir de aquí se denominará capital humano al porcentaje de ocupados con al menos estudios medios.

Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios **GRÁFICO 皿.11**



Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

CUADRO III.7

Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	Simple	Ponderada
1964-1979	-1,24	-1,51
1979-1998	-5,46	-6,65
1964-1998	-3,62	-4,42

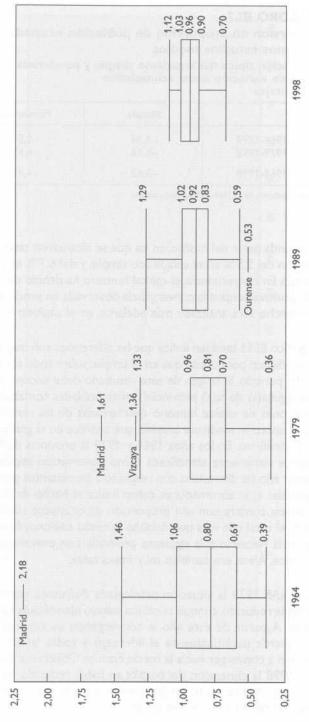
Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

la segunda parte del mismo, en las que se alcanzaron tasas de reducción del 5,5 % en el estadístico simple, y del 6,7 % en el ponderado. En consecuencia, el capital humano ha debido de contribuir positivamente a la convergencia observada en productividad. Este hecho será analizado más adelante, en el capítulo VI.

El gráfico III.11 también indica que las diferencias son mayores en el estadístico ponderado que en el simple, sobre todo al comienzo del periodo. El origen de este resultado debe encontrarse en que alguna(s) de la(s) provincia(s) más pobladas contaba(n) con dotaciones de capital humano desmarcadas de las restantes. La representación mediante boxplots que aparece en el gráfico III.12 así lo confirma. En los años 1964 y 1979 la provincia de Madrid aparece claramente identificada como observación atípica. En el primer año las diferencias con respecto a las restantes provincias españolas eran abrumadoras, como indica el hecho de que esta provincia contara con una proporción de ocupados cualificados sobre el total que más que doblaba la media nacional. Además, la distancia respecto a la siguiente provincia con porcentajes más elevados, Álava, era también muy importante.

En el año 1979 la situación privilegiada disfrutada por Madrid se había reducido, aunque continúa siendo identificada como un outlier. A partir de este año la convergencia es imparable. Madrid pierde paulatinamente el liderazgo y todas las provincias tienden a converger hacia la media común. Obsérvese que en el año 1998 la dimensión del boxplot se había reducido de forma muy importante, tanto en la dimensión de la caja como en la longitud de los valores extremos.

Proporción de población ocupada con al menos estudios medios. Boxplots **GRÁFICO 皿.12**

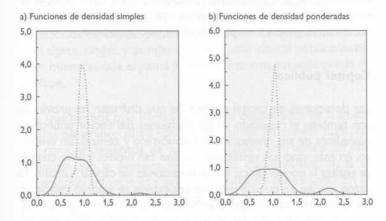


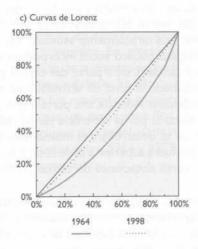
Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

Las funciones de densidad simples y ponderadas, así como las curvas de Lorenz, relativas a esta variable que aparecen en el gráfico III.13 confirman todos los resultados anteriores. En primer lugar, se aprecia claramente el estrechamiento en torno a los valores medios en el año 1998, así como la fuerte dispersión existente en el año 1964. Este resultado se observa en los tres

GRÁFICO III.13

Funciones de densidad y curvas de Lorenz Proporción de población ocupada con al menos estudios medios





indicadores, sin excepción. En segundo lugar, las funciones de densidad identifican claramente la presencia de observaciones atípicas en el año 1964, uno en este caso, correspondiente a una provincia muy poblada. Por lo tanto, en ese año España aparecía divida en dos clubs, uno formado por los habitantes de la provincia de Madrid y el otro por las restantes provincias españolas.

Por último, las curvas de Lorenz que aparecen en el panel c) confirman nuevamente la fuerte convergencia en esta variable, disfrutada por todas las provincias sin excepción. Además, la proximidad a la diagonal principal de la curva correspondiente al año 1998 confirma la práctica igualdad entre las provincias españolas en la actualidad. En definitiva, en esta variable, cuyo comportamiento depende crucialmente de la intervención del sector público, la convergencia interprovincial ha sido indudable.

Capital público

Las dotaciones de capital público de que disfrutan las provincias son también el resultado de las decisiones del sector público en cualquiera de sus niveles: local, autonómico y central. Sin embargo, en este caso los resultados no son tan nítidos como cuando se analiza la convergencia en las dotaciones de capital humano. La razón estriba en que las mejoras educativas se valoran relacionadas directamente con la población que habita un determinado territorio, mientras que las dotaciones de capital público responden a motivaciones más variadas y pueden presentar una relación con la población menos estrecha. Aunque una parte del capital público también está directamente asociada a la población (éste es el caso del capital público social incorporado en las funciones de educación y sanidad), otra parte del capital público tiene un componente asociado al nivel de actividad que se desarrolla en una determinada zona. Además, una parte importante del capital público se ve afectada por la superficie territorial. En principio, si en dos provincias se desarrollara el mismo nivel de actividad y la superficie de una fuera superior a la de la otra, la primera debería contar con mayores dotaciones de capital público.

El problema radica en que las provincias españolas presentan superficies muy distintas y también volúmenes de actividad dispares. Además, las provincias más ricas son también las de menor superficie. Esto tiene como consecuencia que su densidad de población sea muy elevada, planteándose con frecuencia

problemas de congestión. Por las razones anteriores, no es sencillo seleccionar un único indicador para analizar las desigualdades en las dotaciones de capital público entre provincias. En este apartado se ha optado por escalarlas tanto por la población como por la superficie, anticipando que los resultados serían muy diferentes, tal como confirman las informaciones que se proporcionan a continuación.

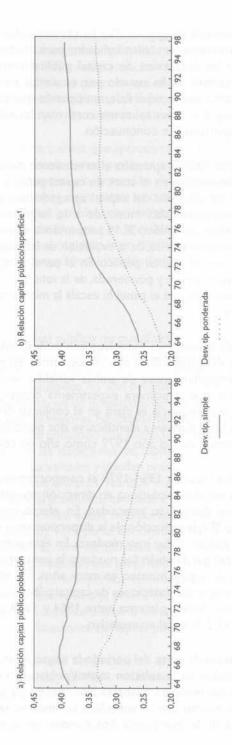
El gráfico III.5 ya apuntaba el crecimiento de las desigualdades interprovinciales en el stock de capital público total. De hecho, era el componente del capital agregado que mayor velocidad de divergencia había mostrado a lo largo del periodo 1964-1996. Ahora, el gráfico III.14 proporciona dos visiones, en principio contradictorias, de la evolución de las desigualdades en las dotaciones de capital público. En el panel a) aparece la desviación típica, simple y ponderada, de la ratio capital público/población, mientras que el panel b) escala la misma variable por la superficie.

Los tres hechos más llamativos que se desprenden de la observación del gráfico III.14 son los siguientes. En primer lugar, que los comportamientos de ambas variables son opuestos, pues mientras que la primera experimenta convergencia, en la segunda la divergencia es clara en el conjunto del periodo. En segundo lugar, vuelven a identificarse dos periodos claramente diferenciados, con el año 1979 como año de corte.

Durante los años 1964-1979 el comportamiento de ambas variables no sólo evoluciona en dirección opuesta, sino que también fue distinta su intensidad. En efecto, como cuantifica el cuadro III.8, la reducción de la dispersión en la variable escalada por la población fue muy modesta. En este punto es importante recordar que también fue modesta la convergencia en las dotaciones de capital humano en estos años. Por el contrario, la divergencia en las dotaciones de capital público en relación con la superficie fue muy intensa entre 1964 y 1979, con tasas que superan el 2 % anual acumulativo.

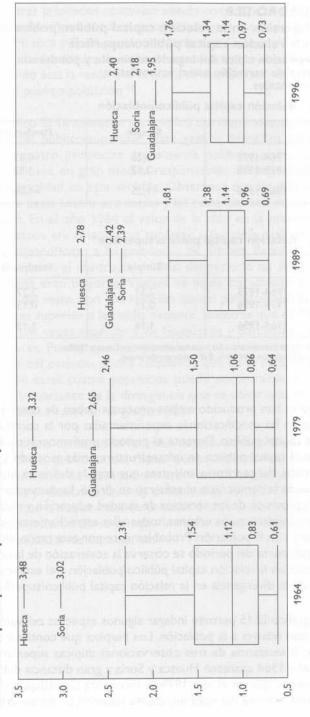
En la segunda parte del periodo la situación se invierte. Las desigualdades en la relación capital/población experimentan reducciones notables, mientras que cuando las dotaciones públicas se escalan por la superficie se observa un claro estancamiento de la divergencia. Los cambios en la intensidad con la

Dispersión en la relación capital público/población y en la relación capital público/superficie Desviación típica del logaritmo simple y ponderada GRAFICO III.14



¹ No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Fuente: Fundación BBVA-Ivie, INE y elaboración propia.

GRÁFICO 皿.15 Relación capital público/población. Boxplots



Fuente: Fundación BBVA-Ívie, INE y elaboración propia.

CUADRO III.8

Dispersión en la relación capital público/población y en la relación capital público/superficie Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa

Porcentajes

Relación capital público/población

	Simple	Ponderada
1964-1979	-0,26	-0,87
1979-1996	-2,12	-1,22
1964-1996	-1,25	-1,06

b) Relación capital público/superficie¹

	Simple	Ponderada
1964-1979	2,21	2,27
1979-1996	0,21	0,13
1964-1996	1,14	1,13

¹ No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Fuente: Fundación BBVA-Ivie, INE y elaboración propia.

que se han producido ambos procesos deben de tener su origen en las modificaciones experimentadas por la composición del capital público. Durante el periodo predemocrático se primó el capital público en infraestructuras, más asociado a la superficie del territorio, mientras que tras la definitiva instauración de la democracia el esfuerzo se dirigió, fundamentalmente, a la provisión de los servicios de sanidad, educación y también a las infraestructuras urbanas, todas ellas estrechamente relacionadas con la población. Probablemente por esta razón, en la segunda parte del periodo se observa la aceleración de la convergencia en la relación capital público/población y el estancamiento de la divergencia en la relación capital público/superficie.

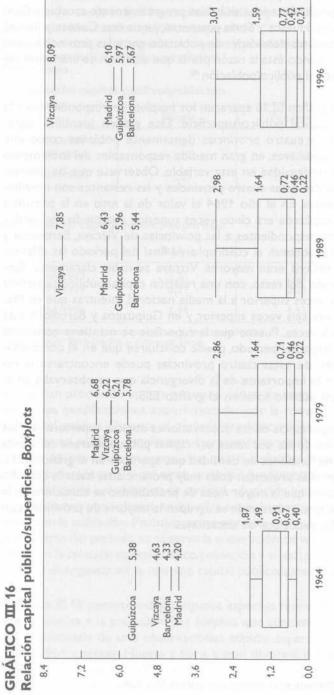
El gráfico III.15 permite indagar algunos aspectos relevantes de la ratio relativa a la población. Los boxplots que contiene destacan la existencia de tres observaciones atípicas superiores. En el año 1964 aparecen Huesca y Soria a gran distancia del resto, mientras que en el año 1979 se incorpora Guadalajara, y Soria define el límite del valor adyacente superior. En los años 1989 y

1998 las tres provincias continúan siendo consideradas *outliers*, aunque las distancias se habían progresivamente acortado. Guadalajara, Huesca y Soria presentan, junto con Cuenca y Teruel, las menores densidades de población entre las provincias españolas, siendo ésta la razón por la que disfrutan de una mayor *ratio* capital público/población ⁴⁰.

En el gráfico III.16 aparecen los boxplots correspondientes a la ratio capital público/superficie. Este gráfico identifica claramente a cuatro provincias densamente pobladas como outliers superiores, en gran medida responsables del incremento de la desigualdad en esta variable. Obsérvese que las diferencias entre estas cuatro provincias y las restantes son muy importantes. En el año 1964 el valor de la ratio en la provincia de Guipúzcoa era cinco veces superior a la media nacional, y los correspondientes a las provincias de Vizcaya, Barcelona y Madrid superan el cuádruplo. Al final del periodo las diferencias todavía eran mayores. Vizcaya se había claramente desmarcado del resto, con una relación capital público/superficie ocho veces superior a la media nacional, mientras que en Madrid era seis veces superior, y en Guipúzcoa y Barcelona más de 5,5 veces. Puesto que la superficie se mantiene constante a lo largo del periodo, puede concluirse que en el comportamiento de estas cuatro provincias puede encontrarse la razón más importante de la divergencia que se observaba en el capital público total en el gráfico III.5.

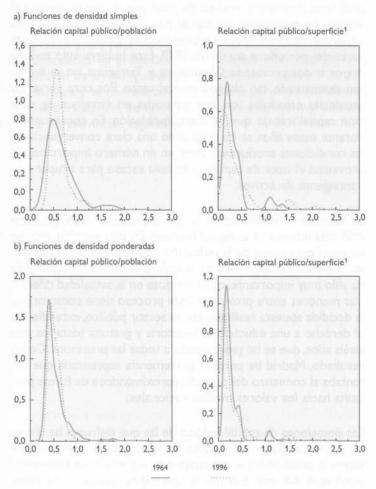
La importancia de las observaciones atípicas superiores en los perfiles de las dos ratios del capital público aparece reforzada por las funciones de densidad que aparecen en el gráfico III.17. Todas ellas presentan colas muy pronunciadas hacia la derecha, mientras que la mayor masa de probabilidad se concentra en la parte izquierda, donde se agrupan la mayoría de provincias con niveles reducidos de dotaciones.

⁴⁰ Véanse en el volumen I, los gráficos II.5 y II.26.



[†] No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Fuente: Fundación BBVA-Ívie, INE y elaboración propia.

GRÁFICO III.17 Funciones de densidad Relación capital público/población y relación capital público/superficie



¹ No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Fuente: Fundación BBVA-Ivie, INE y elaboración propia.

4. Conclusiones

En este capítulo se ha analizado la evidencia empírica relativa a la convergencia-σ en las fuentes del crecimiento: ocupación, capital físico, humano y público. Al igual que la productividad del trabajo, las dotaciones de capital por trabajador ocupado han experimentado un intenso proceso convergente en la segunda parte del periodo, a partir de 1979. Éste hubiera sido todavía mayor si dos provincias, Guadalajara y Tarragona, no se hubieran desmarcado tan claramente del resto. Por otra parte, las provincias españolas son más parecidas en términos de relación capital/trabajo que de capital/población. En consecuencia, durante estos años se ha producido una clara convergencia de las condiciones productivas, pero en un número importante de provincias el stock de capital es todavía escaso para ocupar a su contingente de activos.

La fuente de crecimiento en la que el proceso convergente ha sido más intenso es el capital humano. En esta variable, medida como el porcentaje de la población ocupada que ha completado al menos estudios medios, la reducción de las desigualdades ha sido muy importante, observándose en la actualidad diferencias menores entre provincias. Este proceso tiene como origen la decidida apuesta realizada por el sector público, extendiendo el derecho a una educación obligatoria y gratuita hasta los dieciséis años, que se ha generalizado a todas las provincias. Como resultado, Madrid ha perdido la tremenda supremacía que ostentaba al comienzo del periodo, aproximándose de forma paulatina hacia los valores medios nacionales.

Las dotaciones de capital público de las que disfrutan las distintas provincias han evolucionado de forma distinta según se considere la población que las habita o su superficie en kilómetros cuadrados. Así, mientras que la *ratio* capital/población ha experimentado una clara convergencia, especialmente intensa a partir del año 1979, la *ratio* capital/superficie ha presentado un perfil opuesto, con una divergencia igualmente clara.

El origen de la actual dispersión en las dotaciones de capital público/superficie se encuentra en las diferencias de población y de actividad que se localiza sobre cada territorio y en el hecho de que en cuatro provincias se concentran unos stocks muy superiores al resto: Barcelona, Guipúzcoa, Madrid y, sobre todo,

Vizcaya, cuya dotación era, en 1998, ocho veces superior a la media española.

En definitiva, las provincias españolas han convergido claramente en las condiciones en las que se desarrolla la actividad productiva, tanto en dotaciones de capital por trabajador, en la cualificación de la fuerza de trabajo y en las dotaciones de capital público por habitante. Todas ellas han contribuido a reducir las diferencias en productividad del trabajo. Sin embargo, si la reducción de las desigualdades en renta per cápita no ha sido tan intensa, y se ha frenado en la segunda parte del periodo, es por la persistencia de tasas de paro elevadas y muy distintas entre las provincias españolas.

the same and the s

IV. COMPOSICIÓN DE LA PRODUCCIÓN Y CONVERGENCIA EN EL SECTOR PRIVADO

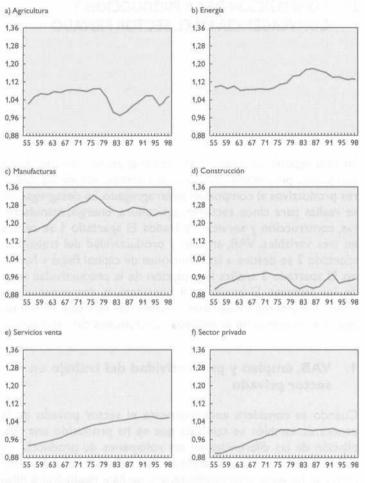
En este capítulo se analiza con detalle el sector privado de las economías provinciales, así como la contribución de los sectores productivos al comportamiento agregado. La desagregación se realiza para cinco sectores: agricultura, energía, manufacturas, construcción y servicios privados. El apartado 1 se centra en tres variables, VAB, empleo y productividad del trabajo. El apartado 2 se destina a las dotaciones de capital físico y humano. El apartado 3 analiza la evolución de la productividad total de los factores. El apartado 4 considera la convergencia en ocho subsectores industriales y nueve de servicios. El último apartado presenta las principales conclusiones del capítulo.

VAB, empleo y productividad del trabajo en el sector privado

Cuando se considera exclusivamente el sector privado de la economía, también se constata que se ha producido una ampliación de las diferencias en los volúmenes de producción y empleo que se generan en cada provincia. Este resultado indica, como se ha visto anteriormente, que se han ampliado las diferencias interprovinciales como consecuencia de la concentración de la actividad en un número reducido de provincias. Sin embargo, resulta interesante destacar la contribución de cada uno de los sectores productivos para los que existe información a esta dinámica de los agregados. Ése es el recorrido que se realiza en este apartado y los siguientes.

En el gráfico IV.1 aparece reflejada la desviación típica del logaritmo del VAB generado por el sector privado, así como de

GRÁFICO IV.1
Dispersión en VAB privado sectorial y total sector privado
Desviación típica del logaritmo



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

cada uno de los cinco sectores que lo integran. El panel f), referido al agregado, confirma la ampliación de la brecha entre provincias en esta variable desde el año 1955. El proceso divergente se produjo en la primera parte del periodo, habiéndose frenado desde mediados los años setenta. En efecto, la última columna del cuadro IV.1, en el que aparecen las tasas anuales de variación, confirma que la ampliación de las diferencias en el

CUADRO IV.1

Dispersión en VAB privado sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	Agri- cultura	Energía	Manu- facturas	Cons- trucción	Servi- cios venta	Sector privado
1955-1979	0,13	0,18	0,40	0,09	0.43	0,45
1979-1998	0,02	-0,06	-0,10	0,16	0,12	-0,01
1955-1998	0,08	0,07	0,18	0,12	0,29	0,24

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

VAB privado producido por las distintas provincias durante el periodo 1955-1979 tuvo lugar a una tasa del 0,45 % anual, mientras que en la segunda parte del periodo, entre los años 1979 y 1998, las diferencias prácticamente se estabilizaron.

Todos los sectores sin excepción han compartido el incremento de las desigualdades entre los años 1955 y 1998. Sin embargo, en el gráfico IV.1 puede observarse que, con la excepción del sector servicios, los restantes han presentado comportamientos cíclicos, especialmente pronunciados en la agricultura y la construcción. En consecuencia, la tendencia a la concentración de la actividad en un número reducido de provincias ha afectado a todos los sectores productivos, aunque previsiblemente no todos ellos se han orientado a las provincias más dinámicas del norte y este peninsular ⁴¹.

Las mayores diferencias interprovinciales en la cantidad producida las presenta el sector de las manufacturas, seguido del energético, mientras que los servicios, y sobre todo la construcción, presentan las menores desigualdades entre provincias. El que las mayores diferencias correspondan a las manufacturas no resulta sorprendente, puesto que, como ya se destacó en el volumen I (capítulo IV), estas actividades se ven más favorecidas por la existencia de rendimientos crecientes, lo que favorece la

⁴¹ Para un análisis más detallado de la tendencia a la concentración de la producción sectorial, véanse los capítulos II y IV del volumen I.

concentración de la producción en un número reducido de provincias.

El VAB correspondiente al sector de servicios privados, que debido a su peso ⁴² es el que más influye en el comportamiento agregado, ha divergido de forma continua a lo largo del periodo, aunque con más intensidad en el subperiodo 1955-1979. Precisamente este comportamiento decididamente divergente ha sido el que ha ampliado las diferencias interprovinciales a mayor velocidad que cualquiera de los cinco sectores considerados. En los restantes, la intensidad de la divergencia ha sido menor y también menos decidida.

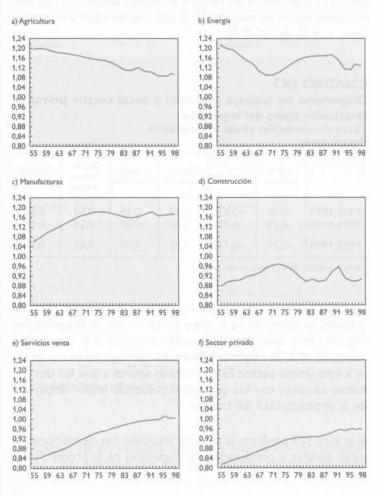
Por ejemplo, en el sector manufacturero se observa un perfil claramente marcado por la crisis de los años setenta. En la primera parte del periodo los incrementos en la dispersión interprovincial de esta variable fueron muy pronunciados, cifrándose la velocidad anual de divergencia en el 0,4 % durante el periodo 1955-1979. A partir de entonces el comportamiento se invierte, pasando a ser claramente convergente. Los sectores agrícola, energético y de la construcción presentan pautas menos decididas, siendo frecuentes los cambios de tendencia.

En definitiva, aunque el VAB de todos los sectores privados ha tendido a concentrarse en un número reducido de provincias, ha sido el sector servicios el que, como era de esperar dada su importancia, más influencia ha tenido sobre el comportamiento agregado. En los restantes, la ampliación de la dispersión entre las distintas provincias ha sido menor y también menos decidida, combinándose periodos de convergencia seguidos de etapas divergentes. Este resultado no resulta sorprendente si se tiene en cuenta que la producción del sector servicios acompaña a la población, mientras que esto no es necesariamente así para los restantes sectores económicos. Los desplazamientos de la población, especialmente intensos hasta finales de los años setenta, han llevado aparejados movimientos similares de la producción en el sector servicios, responsables del comportamiento agregado.

⁴² Como se vio en el volumen I (gráfico III.9), representaba en el año 1998 el 61 % del VAB privado.

Fluctuaciones similares se observan en la dispersión de los niveles de empleo de los sectores de la energía y construcción que aparecen en el gráfico IV.2. Sin embargo, en los tres restantes sectores la tendencia es más decidida: a la ampliación de las diferencias en el empleo de los sectores manufactureros y de servicios, y a la reducción en el sector agrícola.

GRÁFICO IV.2 Dispersión en trabajo sectorial y total sector privado Desviación típica del logaritmo



En el total del sector privado, las diferencias interprovinciales en el número de empleados se han ampliado claramente. El cuadro IV.2 estima en una tasa anual del 0,38 % la velocidad en la que se ampliaron las diferencias durante el periodo 1955-1998. Esta tasa es sólo ligeramente inferior a la experimentada por el sector servicios, el 0,42 %, y muy alejada del 0,23 % correspondiente al empleo manufacturero. En conjunto, la tendencia de la concentración de la ocupación en un grupo de provincias tiene su origen en estos dos sectores, puesto que en los restantes, la dispersión, bien se ha ampliado ligeramente como en la construcción, bien se han reducido, como en la agricultura y en el sector de la energía. Este resultado tiene su origen en la importancia del empleo en ambos sectores, ya que los servicios absorben más del 55 % del empleo total y las manufacturas más del 20 % ⁴³.

CUADRO IV.2

Dispersión en trabajo sectorial y total sector privado Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentaies

	Agri- cultura	Energía	Manu- facturas	Cons- trucción	Servi- cios venta	Sector privado
1955-1979	-0,20	-0,22	0,43	0,19	0,58	0,53
1979-1998	-0,23	-0,12	-0,01	-0,07	0,21	0,19
1955-1998	-0,21	-0,17	0,23	0,07	0,42	0,38

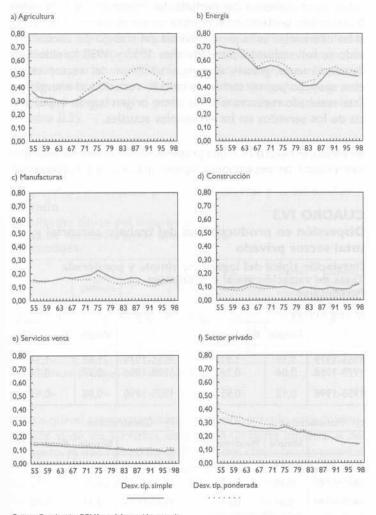
Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

Por otra parte, obsérvese que las mayores diferencias interprovinciales en términos de empleo se dan ahora en la agricultura, seguida por la energía y las manufacturas, mientras que en términos de VAB las mayores diferencias correspondían claramente a este último sector. Este resultado apunta a que los dos primeros sectores son los que deben presentar mayor dispersión en la productividad del trabajo.

El gráfico IV.3 confirma la anterior intuición. Las desviaciones típicas, simples y ponderadas, del logaritmo de la productividad

⁴³ Véanse cuadros III.12 y III.14 del volumen I.

GRÁFICO IV.3 Dispersión en productividad del trabajo sectorial y total sector privado Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

del trabajo en los sectores agrícola y energético son notablemente más elevadas que en los restantes. Además, mientras que el primero experimentaba divergencia, en el segundo se han reducido las diferencias a lo largo del periodo. Los tres restantes sectores presentan índices de dispersión muy inferiores y con perfiles temporales diferentes. Así, mientras que el sector de servicios privados ha experimentado un proceso sostenido de reducción en las diferencias de productividad en el conjunto del periodo, las manufacturas y la construcción han presentado el comportamiento inverso. De hecho, si las diferencias en la productividad del trabajo del sector privado se han reducido entre los años 1955 y 1998 ha sido, fundamentalmente, gracias al comportamiento del sector servicios, apoyado por un sector de tamaño reducido, el energético. Este resultado recurrente tiene como origen la gran importancia de los servicios en las economías actuales.

En efecto, el cuadro IV.3, que presenta las tasas anuales a las que han variado las desviaciones típicas, indica que las diferencias

CUADRO IV.3

Dispersión en productividad del trabajo sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

a)	Agricu	tura

	Simple	Ponderada
1955-1979 1979-1998	0,19 0,04	1,91 -0,26
1955-1998	0,12	0,95

c)	1.4	Long	fact	

	Simple	Ponderada
1955-1979 1979-1998	0,55 -0,66	-0,11 0,61
1955-1998	0,01	0,21

e) Servicios venta

	Simple	Ponderada
1955-1979 1979-1998	-1,01 -0,60	-1,33 -0,08
1955-1998	-0,83	-0,78

b) Energía

	Simple	Ponderada
1955-1979 1979-1998	-1,87 0,37	-1,34 0,74
1955-1998	-0,88	-0,42

d) Construcción

	Simple	Ponderada
1955-1979 1979-1998	-1,35 2,50	-0,83 2,95
1955-1998	0,33	0,82

f) Sector privado

	Simple	Ponderada
1955-1979	-1,44	-1,91
1979-1998	-2,62	-2,76
1955-1998	-1,96	-2,29

interprovinciales en las productividades del trabajo del sector privado se redujeron a un ritmo en torno al 2 % anual. Sin embargo, esta reducción se produjo a pesar del comportamiento divergente del sector agrícola, de la construcción y, también, aunque en menor medida, del manufacturero.

La distinción por subperiodos indica que la dispersión de las productividades se redujo en ambas etapas, aunque fueron más intensas a partir de 1979. Este comportamiento es similar al que se observaba para la productividad agregada (véase cuadro II.4) y el opuesto al perfil seguido por la renta per cápita (cuadro II.2).

CUADRO IV.4

Dispersión en capital privado sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	Agri- cultura	Energía	Manu- facturas	Cons- trucción	Servi- cios venta	Capital sector privado
1964-1979	0,19	0,12	-0,08	-0,74	0,87	0,15
1979-1996	0,64	0,15	-0,19	0,22	0,02	0,00
1964-1996	0,43	0,14	-0,14	-0,23	0,42	0,07

Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

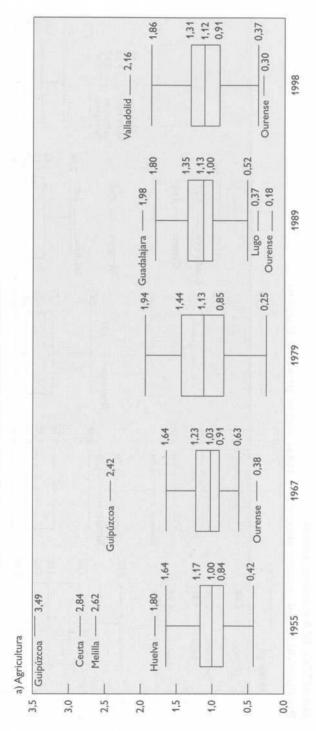
Pese a que el comportamiento del sector privado está dominado por el de los servicios, éste siguió un perfil opuesto al del agregado, ya que redujo las desigualdades con mayor intensidad entre los años 1955-1979, ralentizando la convergencia en la segunda parte del periodo. La explicación del cambio en las dos trayectorias radica en la contribución positiva de las manufacturas a la convergencia durante estos años. En efecto, las productividades en este sector han seguido un comportamiento opuesto a lo largo del periodo. Entre los años 1955 y 1979 las diferencias se ampliaron a buen ritmo, prácticamente a la misma tasa a la que se redujeron en los años posteriores.

En definitiva, la trayectoria claramente convergente de la productividad en el sector privado tiene su origen en el sector servicios, ayudado por el energético, mientras que de la aceleración de la convergencia en la segunda parte del periodo es responsable el comportamiento favorable de las manufacturas. Por el contrario, el sector agrícola ha presentado un perfil divergente a lo largo de todo el periodo.

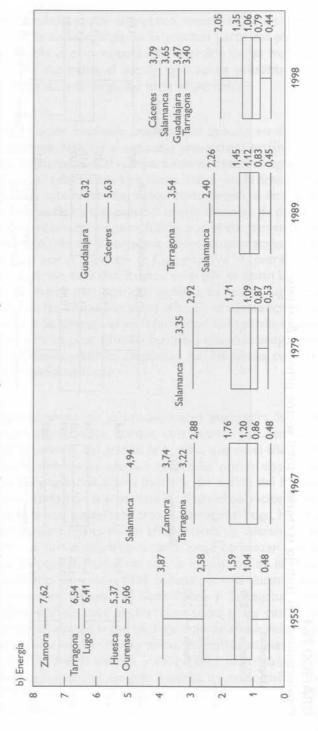
La representación mediante boxplots que aparece en el gráfico IV.4 permite detectar si alguna(s) provincia(s) está(n) afectando de forma decisiva al comportamiento sectorial agregado. Así, el panel a), relativo a la agricultura, indica que la divergencia que presenta este sector ha tenido como origen el empeoramiento relativo de las que padecen niveles menores de productividad. Este resultado viene reflejado por el alargamiento del valor extremo inferior y por el progresivo empeoramiento experimentado por la provincia de Ourense. Por el contrario, en el tramo superior de la distribución, en el que se sitúan las provincias con mayor productividad agrícola, ha tenido lugar una reducción de las diferencias entre ellas. En consecuencia, si se han ampliado las diferencias en la productividad agrícola es porque las provincias peor situadas han ido perdiendo progresivamente posiciones relativas, ampliando las diferencias con respecto a la media nacional.

El comportamiento de la productividad energética ha sido claramente convergente, aunque con algunas peculiaridades notables. El panel b) del gráfico IV.4 indica que en el año 1955 las mayores diferencias estaban originadas por la dispersión de todas las provincias, como indica la dimensión del boxplot, pero, sobre todo, por la presencia de cinco observaciones atípicas en el tramo superior: Zamora, Tarragona, Lugo, Huesca y Ourense. Hasta finales de los años setenta las diferencias se redujeron de forma importante, para luego comenzar nuevamente a divergir, coincidiendo con la instalación de las centrales nucleares. En el año 1998 todavía perviven cuatro provincias (Cáceres, Salamanca, Guadalajara y Tarragona), con productividades en este sector superiores a las restantes, pero aproximándose a la media, seguramente como resultado de la moratoria nuclear. Por lo tanto, las modificaciones sufridas en las fuentes de energía y, en especial, la instalación de centrales nucleares son, en gran medida, las responsables de las oscilaciones cíclicas mostradas por la dispersión en las productividades de este sector.

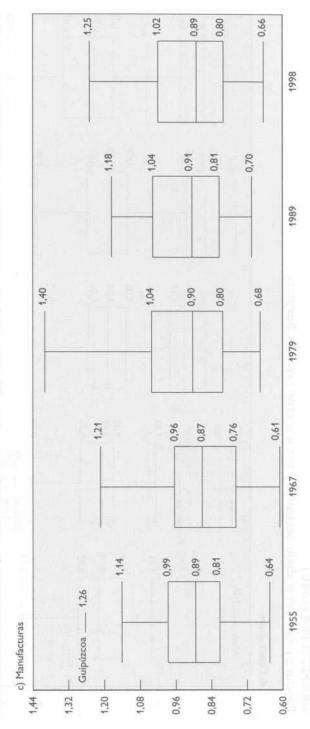
Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.4



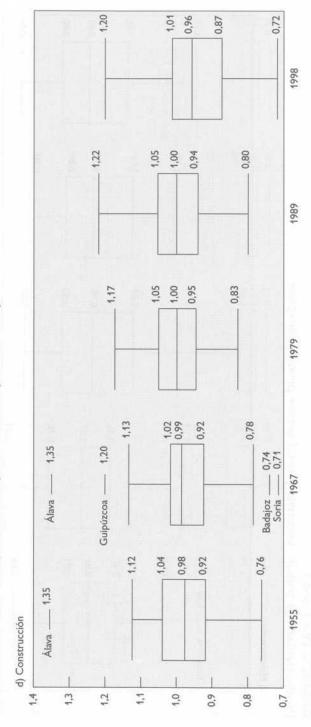
Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.4 (continuación)



Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.4 (cont.)



Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.4 (cont.)



Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.4 (cont.)

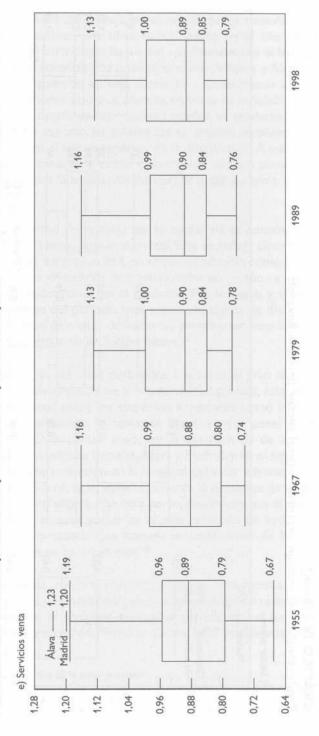
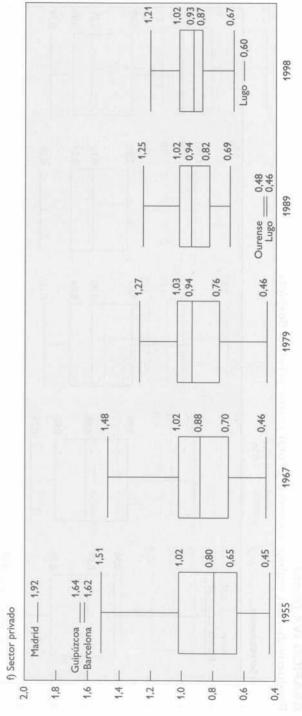


GRÁFICO IV.4 (cont.) Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots



Fuente: Elaboración propia.

La productividad del trabajo en el sector de las manufacturas sólo ha presentado una observación atípica en el año inicial, Guipúzcoa, provincia que ha perdido paulatinamente el liderazgo a favor de las otras dos provincias vascas, Vizcaya y Álava, en 1998 ⁴⁴. La dispersión en este sector no sólo es menor que en los dos anteriores, sino que, además, como se ha señalado anteriormente, muestra un pronunciado cambio de tendencia en el año 1979. En ese año, las diferencias se amplían notablemente, sobre todo en el tramo superior de la distribución. A partir de entonces, se inicia un periodo convergente, aunque poco decidido, que ilustra la ampliación del *boxplot* entre los años 1989 y 1998.

La productividad del trabajo en el sector de la construcción tiene un perfil marcadamente cíclico. Éste se refleja claramente en el panel d) del gráfico IV.4, en el que se observa cómo la ampliación de las diferencias interprovinciales en un año es acompañada de reducciones en el siguiente. Por lo tanto, y aunque en el conjunto del periodo haya mostrado signos de divergencia, la ausencia de pautas definidas no permite ser muy concluyentes respecto a su evolución futura.

En el sector de servicios destinados a la venta, el gran responsable de la convergencia en la productividad privada, ésta se ha producido tanto entre los extremos superiores como inferiores de la distribución, tal como se observa en el panel e) del gráfico IV.4. En el primer caso, por la desaparición de las dos observaciones atípicas iniciales, Álava y Madrid; y en el segundo, por la decidida reducción en la longitud del valor adyacente inferior, en el que no se ha apreciado nunca la presencia de ninguna observación atípica. Por otra parte, obsérvese que el rango de variación en este sector es el más reducido de todos los sectores, circunstancia que empaña la visualización de la convergencia que se ha producido 45.

Principalmente como consecuencia de la convergencia en la productividad del sector servicios, se ha conseguido reducir las diferencias en el conjunto del sector privado, como ilustra el panel f) del gráfico IV.4. Mientras que en 1955 podían atribuirse

⁴⁴ Véase gráfico III.18 en el volumen I.

⁴⁵ La representación de todos los boxplots sectoriales con una única escala resultaría ilegible para aquellos que, como las manufacturas, la construcción y los servicios, presentan diferencias interprovinciales poco pronunciadas.

las diferencias a tres provincias especialmente bien posicionadas (Barcelona, Guipúzcoa y, sobre todo, Madrid), en 1998 se había cerrado la brecha por el tramo superior de la distribución, mientras que una provincia gallega (Lugo), aparecía descolgada de las restantes en el tramo inferior de la misma.

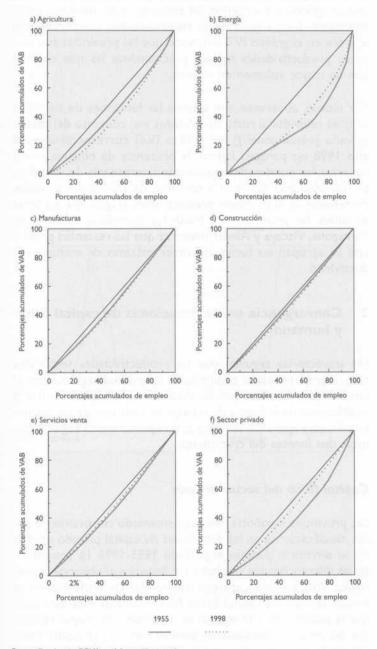
Las curvas de Lorenz correspondientes a la productividad del trabajo que aparecen en el gráfico IV.5 confirman la ampliación de las diferencias para tres de ellos: agricultura, manufacturas y construcción, así como las menores diferencias iniciales en los dos últimos. Sin embargo, aunque de forma prácticamente imperceptible, se observan también algunos hechos adicionales. En primer lugar, las curvas correspondientes al sector agrícola se han mantenido en la parte superior de la distribución, apreciándose incluso una ligera reducción de la desigualdad, mientras que en los tramos intermedios y finales se alejaban de la misma. Este resultado confirma que la ampliación de las diferencias se ha producido entre las provincias con menores niveles de productividad en este sector.

El segundo sector en el que se aprecia un cruce en las curvas de Lorenz es en el energético. Para éste, las desigualdades entre las provincias con productividades más bajas eran menores en el año 1955, mientras que en las intermedias se ha producido una reducción de las diferencias entre los años 1955 y 1998.

Por el contrario, el acercamiento a la diagonal de las curvas de Lorenz del sector privado ha sido compartida por todos los tramos de la distribución. Un comportamiento similar lo ofrece el sector servicios, aunque obsérvese que en este caso las ganancias son menos perceptibles como resultado de las menores diferencias iniciales. En la actualidad, las diferencias interprovinciales en productividad del trabajo son muy reducidas en los sectores que mayor peso tienen en la actividad económica. La agricultura y la energía son los que presentan mayor margen para contribuir a la reducción de las diferencias en la productividad agregada, mientras que en los restantes las ganancias potenciales son francamente modestas.

La reducción de las diferencias en estos dos sectores pasa por aproximar los extremos superiores de la distribución correspondientes a las provincias con productividades más elevadas.

GRÁFICO IV.5 Curvas de Lorenz Productividad del trabajo sectorial y total sector privado



El gráfico IV.6, que presenta las funciones de densidad simples, identifica varios máximos locales, aunque de altura reducida, en los extremos derechos de las funciones correspondientes al sector agrícola y energético. Sin embargo, estos máximos prácticamente desaparecen en la representación ponderada que aparece en el gráfico IV.7, indicando que las provincias con mayores productividades no son precisamente las que cuentan con un mayor volumen de empleo.

Por último, obsérvese que aunque las funciones de densidad simples referidas al resto de sectores y al conjunto del sector privado [véase panel f) del gráfico IV.6] correspondientes al año 1998 no parecen índicar la presencia de ninguna joroba superior, las ponderadas sí detectan la presencia de dos clubs en manufacturas, servicios y conjunto de actividades privadas. Pertenecerían al de mayor productividad, al igual que en otras variables, las provincias de Madrid y Barcelona (además de Tarragona, Vizcaya y Álava), mientras que las restantes provincias se agrupan en torno al primer máximo de menor productividad

Convergencia en las dotaciones de capital físico y humano

Las trayectorias seguidas por las productividades sectoriales son, en gran medida, el resultado de los perfiles seguidos por el empleo, pero también por las dotaciones de capital físico y la cualificación de la fuerza de trabajo en cada una de las provincias. En este apartado se revisa el comportamiento seguido por estas dos fuentes del crecimiento.

Capital físico del sector privado

Las provincias españolas han experimentado relativamente pocas modificaciones en las dotaciones de capital privado situado en su territorio durante el periodo 1955-1998. La ampliación de las diferencias, que resultaba tan llamativa al observar las variables VAB y empleo, aparece mucho más atenuada cuando se analiza el stock de capital físico. Este resultado está indicando que la producción y el trabajo se desplazan con mayor rapidez que un recurso relativamente inmóvil como es el capital. Paralelamente, también indica que la intensidad con la que se utiliza

GRÁFICO IV.6 Funciones de densidad simples Productividad del trabajo sectorial y total sector privado

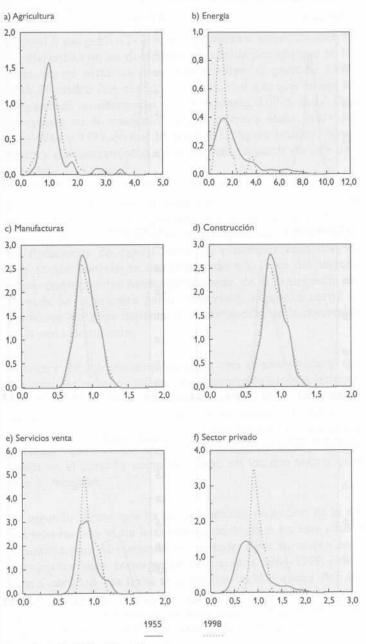
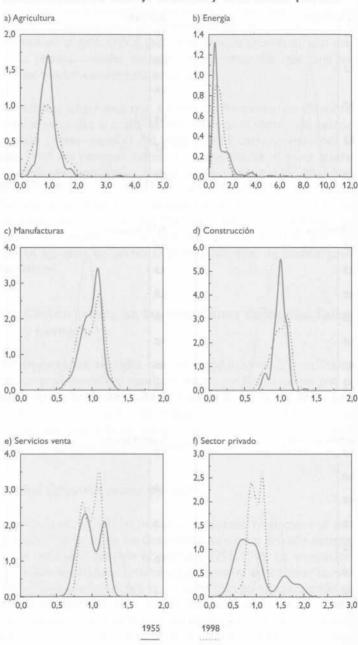


GRÁFICO IV.7 Funciones de densidad ponderadas Productividad del trabajo sectorial y total sector privado



el capital instalado debe de haber experimentado cambios importantes a lo largo del periodo. Una forma de abordar este problema es a través de la relación capital/trabajo que se analiza más adelante.

El panel f) del gráfico IV.8 ilustra el práctico estancamiento de las diferencias en las dotaciones de capital privado que se localiza en las distintas provincias durante el periodo 1964-1996. El cuadro IV.4 cuantifica la velocidad a la que se han incrementado las diferencias en un modesto 0,07 % anual. Este porcentaje es el resultado de una primera etapa, entre los años 1964 y 1979, en que se produjo un ligero proceso divergente, y el estancamiento experimentado a partir de este último año.

Como en las restantes variables que se han analizado hasta el momento, los perfiles mostrados por el sector servicios tienen una influencia decisiva en el agregado. Las diferencias en las dotaciones de capital entre las provincias españolas en este sector también se han ampliando a lo largo del periodo como consecuencia, fundamentalmente, de la divergencia observada en la primera parte del mismo, ya que, a partir de mediados los años ochenta, la estabilización de la dispersión es la nota dominante.

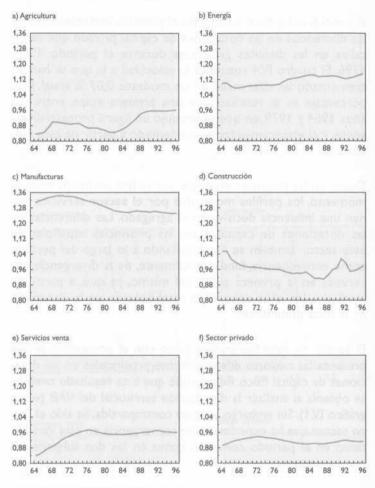
El sector de manufacturas es, junto con el energético, el que presenta las mayores diferencias interprovinciales en las dotaciones de capital físico. Recuérdese que este resultado también se obtenía al analizar la distribución territorial del VAB (véase gráfico IV.1). Sin embargo, y como contrapartida, ha sido el único sector que ha experimentado convergencia en esta variable, tanto en el periodo completo como en los dos subperiodos que lo integran.

El segundo sector que ha experimentado reducción de la dispersión ha sido el de la construcción, aunque en este caso el resultado para el conjunto del periodo tiene su origen en el comportamiento convergente de los años 1964-1979, puesto que a partir de esa fecha se ampliaron las diferencias. Por último, el sector agrícola transitó por un periodo de relativa estabilidad hasta comienzos de los años ochenta. A partir de entonces las diferencias se incrementaron de forma abrupta, para estabilizarse finalmente.

GRÁFICO IV.8

Dispersión en capital privado sectorial y total sector privado

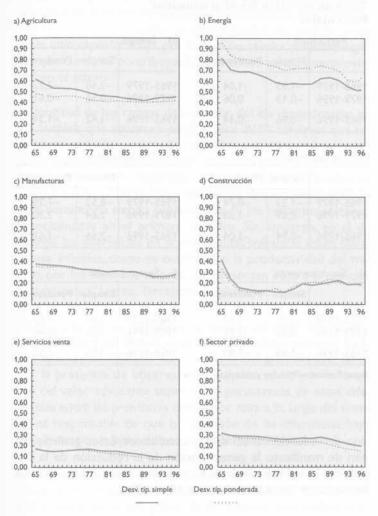
Desviación típica del logaritmo



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

En definitiva, si las diferencias en las dotaciones de capital físico instalado en las provincias españolas se han mantenido relativamente estables a lo largo del tiempo ha sido, fundamentalmente, como resultado de la combinación de un proceso divergente de los servicios, la agricultura y la energía, parcialmente compensado por la convergencia de las manufacturas y la construcción.

GRÁFICO IV.9
Dispersión en la relación capital/trabajo sectorial y total sector privado
Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia

Las dotaciones de capital por trabajador en las distintas provincias han tendido a homogeneizarse. En el gráfico IV.9 aparecen las desviaciones típicas, simples y ponderadas, de la relación capital/trabajo para el conjunto del sector privado y los cinco grandes sectores, mientras que en el cuadro IV.5 se cuantifica la

CUADRO IV.5

Dispersión en la relación capital/trabajo sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

a) Agricultura	a)	Agricu	ltura
----------------	----	--------	-------

	Simple	Ponderada
1965-1979	-1,95	-1,04
1979-1996	-0,13	0,06
1965-1996	-0,96	-0,44

b) Energía

	Simple	Ponderada
1965-1979	-2,46	-2,22
1979-1996	-0,56	-0,61
1965-1996	-1,42	-1,34

c) Manufacturas

	Simple	Ponderada
1965-1979	-1,23	-0,74
1979-1996 1965-1996	-0,69 -0.94	-1,28 -1,04

d) Construcción

	Simple	Ponderada
1965-1979 1979-1996	-8,52 2,64	-7,29 3,30
1965-1996	-2,56	-1,62

e) Servicios venta

	Simple	Ponderada
1965-1979 1979-1996	-0,65 -2,90	-1,64 -3,75
1965-1996	-1,89	-2,80

f) Sector privado

	Simple	Ponderada
1965-1979	-1,46	-1,89
1979-1996	-1,63	-2,49
1965-1996	-1,55	-2,22

Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

tasa de reducción anual de los estadísticos. Estos gráficos ponen de manifiesto la generalización de la reducción de la dispersión interprovincial en esta variable, compartida por todos los sectores durante el periodo 1964-1996.

La dispersión en la relación capital/trabajo del sector privado se redujo a tasas similares a las de la productividad del trabajo. Además, comparte con esta variable el perfil temporal, ya que también ahora la convergencia fue más intensa en la segunda parte del periodo que en la primera. Aunque en todos los sectores se ha producido un proceso de reducción en la dispersión de esta variable, la intensidad del mismo ha sido superior en los sectores de construcción y de servicios privados.

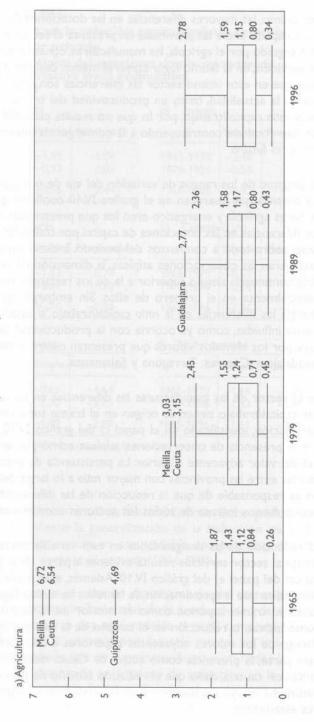
Por último, las mayores diferencias en las dotaciones de capital por ocupado entre las provincias las presenta el sector energético, seguido por el agrícola, las manufacturas, construcción, y el de servicios, en el último lugar como el menos desigual. Obsérvese que en este último sector las diferencias son muy reducidas en la actualidad, tanto en productividad del trabajo como en la *ratio* capital/trabajo, por lo que no resulta plausible esperar que continúe contribuyendo a la convergencia interprovincial en el futuro.

La longitud de los rangos de variación del eje de ordenadas en los boxplots que aparecen en el gráfico IV.10 confirma que los sectores agrícola y energético eran los que presentaban mayores diferencias en las dotaciones de capital por trabajador ocupado, sobre todo a comienzos del periodo. Incluso aunque se excluyeran las observaciones atípicas, la dimensión de sus boxplots continuaría siendo superior a la de los restantes sectores, especialmente en el primero de ellos. Sin embargo, en el de energía las diferencias en la ratio capital/trabajo sí están claramente influidas, como ya ocurría con la productividad del trabajo, por los elevados valores que presentan cuatro provincias: Guadalajara, Cáceres, Tarragona y Salamanca.

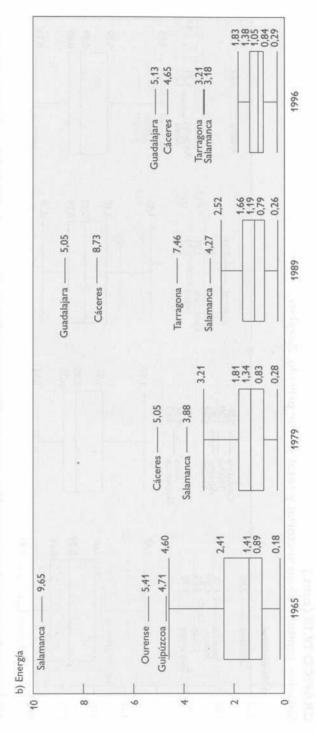
En el sector de las manufacturas las diferencias en las relaciones capital/trabajo tienen su origen en el tramo superior de la distribución, identificado en el panel c) del gráfico IV.10, tanto por la presencia de observaciones atípicas como por la longitud del valor adyacente superior. La persistencia de estas diferencias entre las provincias con mayor ratio a lo largo del tiempo es responsable de que la reducción de las diferencias haya sido la menos intensa de todos los sectores económicos.

La reducción de las desigualdades en esta variable correspondiente al sector servicios resulta evidente a partir de la observación del panel e) del gráfico IV.10. Además, este gráfico también indica que la aproximación de las ratios ha tenido lugar tanto en el tramo superior como el inferior de la distribución, como indican la reducción en el tamaño de la caja y el acortamiento de los valores adyacentes superiores e inferiores. Por otra parte, la presencia como outlier de Ceuta debe interpretarse con cautela, dado que el reducido tamaño de esta ciudad autónoma influye decisivamente en la bondad de las estimaciones estadísticas.

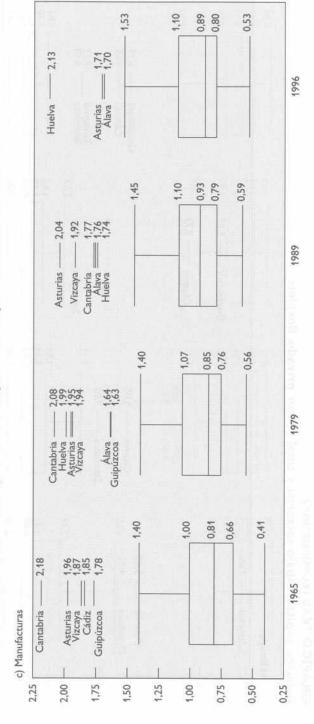
Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10



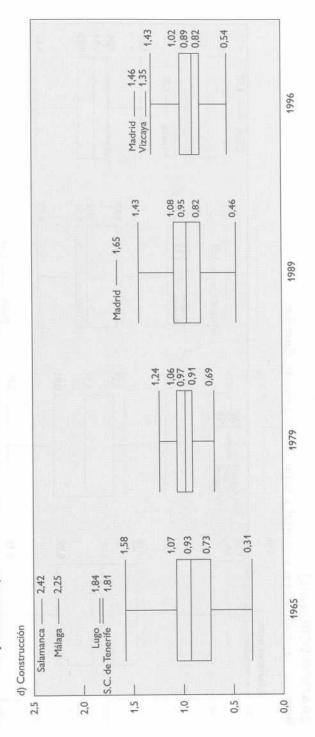
Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10 (continuación)



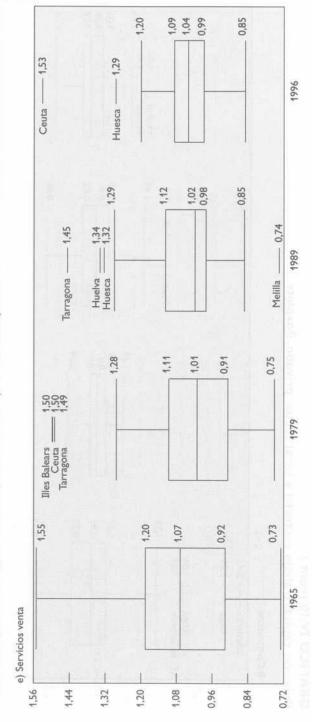
Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10 (cont.)



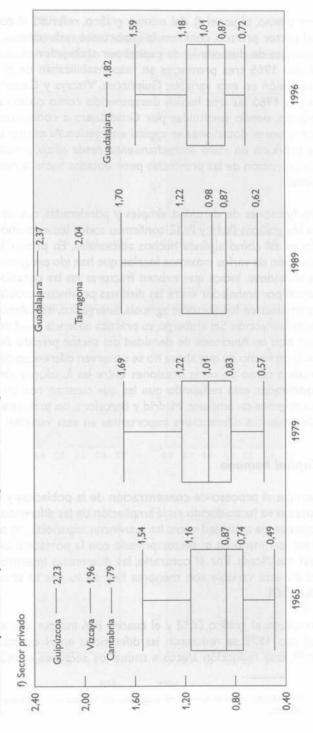
Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10 (cont.)



Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10 (cont.)



Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.10 (cont.)



Fuente: Fundación BBVA-Ivie y elaboración propia.

Por último, el panel f) del mismo gráfico, referido al conjunto del sector privado, confirma la importante reducción en las diferencias de dotaciones de capital por trabajador ocupado. En el año 1965 tres provincias se responsabilizaban de la mayor dispersión en esta variable: Guipúzcoa, Vizcaya y Cantabria. En el año 1965 las tres habían desaparecido como observaciones atípicas, siendo sustituidas por Guadalajara a consecuencia de sus mayores dotaciones en capital energético. Al mismo tiempo, se producía un claro estrechamiento desde abajo, indicando la aproximación de las provincias peor dotadas hacia la media nacional.

Las funciones de densidad, simples y ponderadas, que aparecen en los gráficos IV.11 y IV.12 confirman todos los extremos anteriores, así como algunos hechos adicionales. En primer lugar, la aparición de varios máximos locales, que han ido progresivamente alisándose, indica que existen fracturas en las dotaciones de capital por trabajador entre las distintas provincias, especialmente intensas en los sectores agrícola, energético, manufacturero y de construcción. Sin embargo, su práctica ausencia en el de servicios alisa las funciones de densidad del sector privado. Por otra parte, el hecho de que ahora no se observen diferencias tan significativas como en otras ocasiones entre las funciones simples y ponderadas, está reflejando que las que cuentan con un mayor contingente de empleos, Madrid y Barcelona, no presentan comportamientos diferenciales importantes en esta variable.

Capital humano

Aunque el proceso de concentración de la población y la producción se ha traducido en la ampliación de las diferencias en el volumen de actividad entre las provincias españolas, no ha ocurrido lo mismo en el sector privado con la población ocupada más cualificada. Por el contrario, las diferencias interprovinciales en esta variable son menores hoy de lo que lo eran en el año 1964.

En efecto, el gráfico IV.13 y el cuadro IV.6 indican que a partir del año 1979 se redujeron las diferencias en el capital humano 46. Esta reducción afectó a todos los sectores económicos,

⁴⁶ Definido como el número de ocupados que han cursado al menos estudios medios.

GRÁFICO IV.11 Funciones de densidad simples Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado

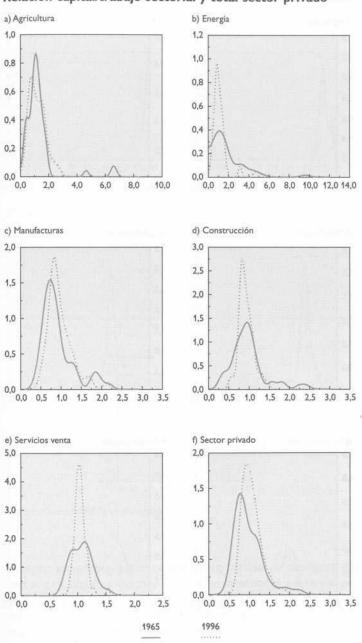


GRÁFICO IV.12 Funciones de densidad ponderadas Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado

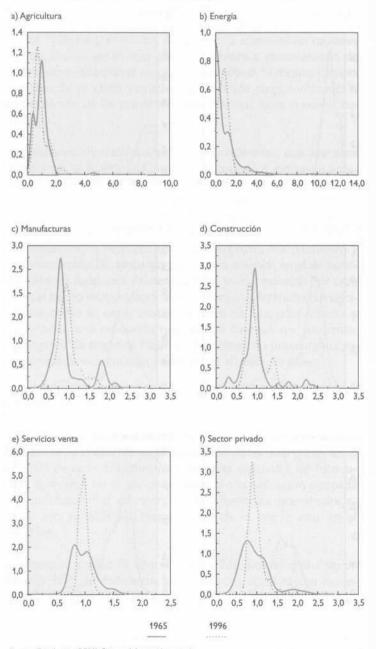
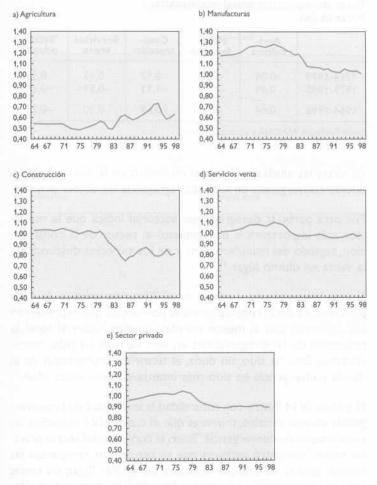


GRÁFICO IV.13

Dispersión en población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado Desviación típica del logaritmo



Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

excepto al agrícola, y por consiguiente también al conjunto del sector privado. Por tanto, y aunque en la primera parte del periodo se produjo un incremento de la dispersión, la valoración del conjunto del periodo 1964-1998 es que se ha producido una reducción de las diferencias interprovinciales, cifrada en el -0,21 % anual. Obsérvese, además, que ésta es la única variable

CUADRO IV.6

Dispersión en población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentaies

	Agri- cultura	Manu- facturas	Cons- trucción	Servicios venta	Sector privado
1964-1979	-0,04	0,42	-0,17	0,43	0,43
1979-1998	0,81	-1,13	-1,11	-0,51	-0,71
1964-1998	0,44	-0,45	-0,69	-0,10	-0,21

Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

de todas las analizadas hasta el momento en la que se ha producido convergencia en los datos agregados del sector privado.

Por otra parte, la desagregación sectorial indica que la reducción más importante la experimentó el sector de la construcción, seguido del manufacturero, y de los servicios destinados a la venta en último lugar ⁴⁷.

Si atendemos ahora al grado de cualificación relativa de cada provincia, es decir, consideramos el porcentaje que representan los ocupados con al menos estudios medios sobre el total, la reducción de las desigualdades en esta variable ha sido impresionante. Éste ha sido, sin duda, el factor de crecimiento en el que la convergencia ha sido más intensa durante estos años.

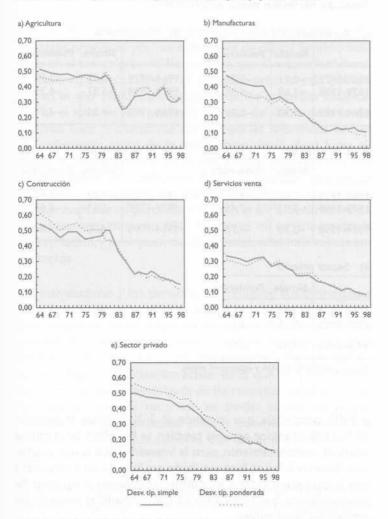
El gráfico IV.14 ilustra con rotundidad la intensidad de la convergencia en esta variable, mientras que el cuadro IV.7 cuantifica las tasas anuales de convergencia. Tanto el conjunto del sector privado, como los cuatro sectores que se consideran, comparten las mismas pautas de comportamiento. En primer lugar, en todos ellos se ha producido un proceso de reducción de las desigualdades, y también en todos ellos la reducción fue mucho más intensa a partir del año 1979. Este hecho no resulta sorprendente si se tiene en cuenta el bajo nivel del que se partía al comienzo del periodo, así como el cambio de régimen político y de ordenación administrativa del territorio que tuvo lugar en esas fechas.

⁴⁷ El sector energético ha sido excluido, porque los datos de base presentaban problemas al aparecer algunas provincias poco pobladas con valores cero en algunos años.

GRÁFICO IV.14

Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

De la intensidad del proceso convergente en esta variable dejan constancia los siguientes porcentajes. En todos los sectores, excepto el agrícola, la tasa anual de reducción de las diferencias entre provincias fue superior al 3,5 % anual entre los años 1964

CUADRO IV.7

Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa

a) Agricultura

	Simple	Ponderada
1964-1979 1979-1998	-0,81 -1,69	-0,21 -1,36
1964-1998	-1,30	-0,86

b) Manufacturas

	Simple	Ponderada
1964-1979	-3,08	-2,78
1979-1998	-5,27	-6,35
1964-1998	-4,31	-4,79

c) Construcción

	Simple	Ponderada
1964-1979	-1,03	-1,31
1979-1998	-5,81	-7,44
1964-1998	-3,73	-4,78

d) Servicios venta

	Simple	Ponderada
1964-1979	-1,93	-1,41
1979-1998	-5,61	-6,65
1964-1998	-4,00	-4,37

e) Sector privado

	Simple	Ponderada
1964-1979 1979-1998	-1,92 -5,55	-2,02 -6,53
1964-1998	-3,97	-4,57

Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

y 1998, porcentaje que asciende al 5 % durante el periodo 1979-1998. El sector agrícola también se benefició de la misma pauta de comportamiento, pero la intensidad con la que se produjo fue muy inferior. Este resultado era fácil de esperar, puesto que la ocupación agraria ha sufrido un proceso progresivo de envejecimiento que todavía no ha contaminado al resto de las actividades productivas.

Por otra parte, también es el sector agrícola el que presenta las mayores diferencias interprovinciales en el capital humano, seguido de la construcción, las manufacturas y, por último, los servicios destinados a la venta. En los tres últimos las diferencias actuales son muy poco importantes, como confirman los box-

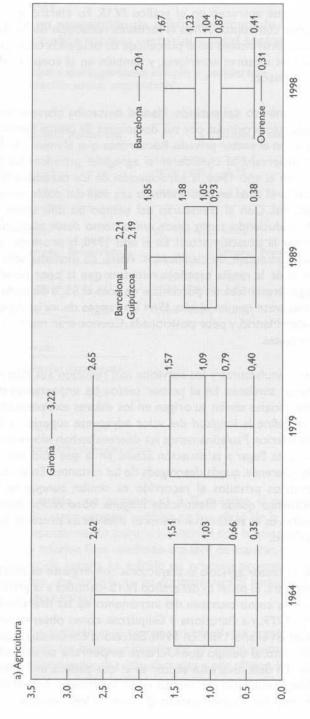
plots que aparecen en el gráfico IV.15. En efecto, este gráfico ilustra con contundencia la fortísima reducción de las desigualdades provinciales en el porcentaje de ocupados cualificados en los tres sectores anteriores, y también en el conjunto del sector privado.

Al comienzo del periodo, Madrid destacaba claramente de las restantes provincias por sus dotaciones de capital humano ocupado en el sector privado. Recuérdese que el mismo fenómeno se observaba al considerar el agregado privado más público. Así, en el año 1964, la participación de los ocupados cualificados en el total en esta provincia era más del doble de la media nacional. Con el transcurso del tiempo las diferencias se han ido reduciendo, tanto desde arriba como desde abajo, hasta alcanzar la situación actual. En el año 1998, la provincia con mayor porcentaje de cualificados, Álava, se desviaba sólo en un 14 % de la media española, mientras que la peor posicionada, Lugo, presentaba un porcentaje de sólo el 65 % de dicha media. Obsérvese que en el año 1964 los rangos de variación entre la mejor, Madrid, y peor posicionada, Cuenca, eran mucho más importantes.

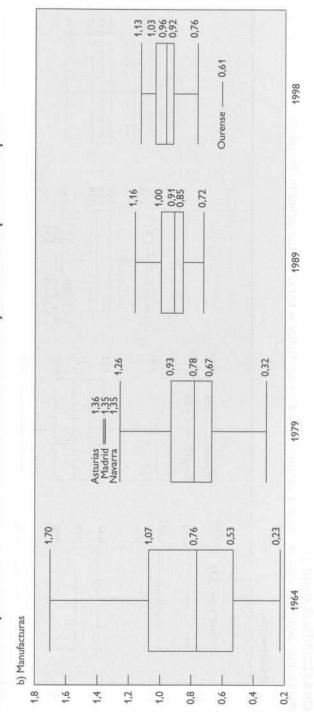
Las manufacturas y los servicios han reducido sus diferencias a ritmos similares. En el primer sector, las importantes diferencias iniciales tenían su origen en los valores extremos: Asturias, que define la longitud del valor adyacente superior, y Cuenca del inferior. Paulatinamente las diferencias han ido reduciéndose hasta llegar a la situación actual, en la que sólo una provincia, Ourense, queda descolgada de las restantes. En el sector de servicios privados el recorrido es similar, aunque en ningún momento queda identificada ninguna observación atípica. De hecho, es el sector que menores diferencias presenta en la actualidad.

En el sector agrícola la trayectoria convergente es mucho menos clara. El panel a) del gráfico IV.15 identifica a la provincia de Girona como causante del incremento de las diferencias en el año 1979, y a Barcelona y Guipúzcoa como observaciones atípicas en el año 1989. En 1998, Barcelona continuaba distanciada del resto, al tiempo que Ourense empeoraba su situación relativa. En definitiva, este sector es el que padece una peor situación y también el que menos se ha beneficiado de la convergencia que han experimentado el resto de los sectores.

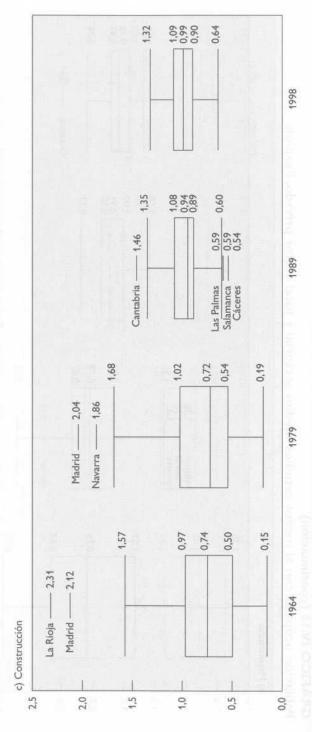
Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots **GRÁFICO IV.15**



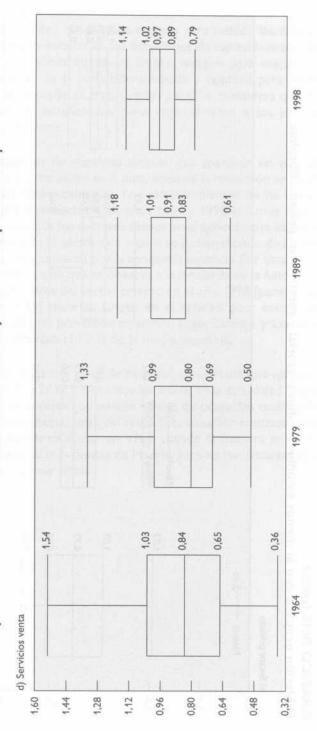
Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.15 (continuación)



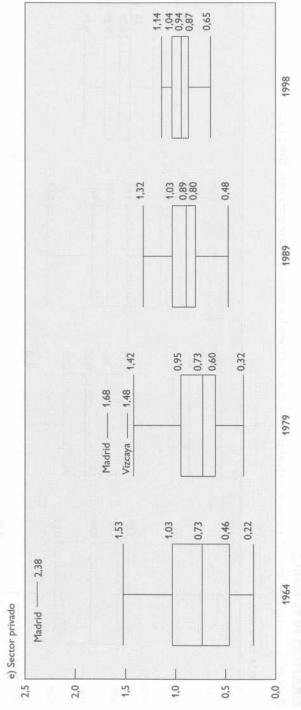
Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.15 (cont.)



Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.15 (cont.)



Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots GRÁFICO IV.15 (cont.)



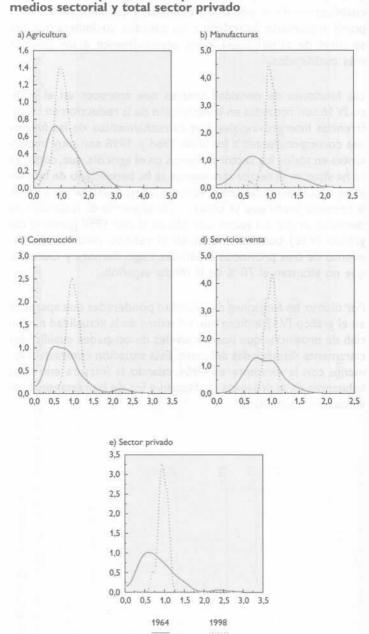
Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

En la actualidad queda poco margen para reducir las diferencias interprovinciales en las dotaciones de capital humano. Sin embargo, todavía queda un amplio margen para mejorar la cualificación de la población ocupada, y también para incorporar al mercado de trabajo a los parados, cualquiera que sea su nivel de cualificación, pero especialmente a los jóvenes más cualificados.

Las funciones de densidad simples que aparecen en el gráfico IV.16 son rotundas en la ilustración de la reducción en las diferencias interprovinciales. Los estrechamientos de las funciones correspondientes a los años 1964 y 1998 son muy importantes en todos los sectores menos en el agrícola, que, como ya se ha visto, es el sector que menos se ha beneficiado de las mejoras experimentadas por la economía española. Por otra parte, la pequeña *joroba* que se observa a la izquierda de la función de densidad simple del sector privado en el año 1998 [panel e) del gráfico IV.16] tiene su origen en el relativo peor comportamiento de tres provincias españolas, Lugo, Zamora y Ourense, que no alcanzan el 70 % de la media española.

Por último, las funciones de densidad ponderadas que aparecen en el gráfico IV.17 indican que no existe en la actualidad ningún club de provincias que posean niveles de ocupados cualificados claramente distanciadas del resto. Esta situación contrasta vivamente con la existente en 1964, cuando la fractura entre los habitantes de la provincia de Madrid y los de las restantes provincias era muy nítida.

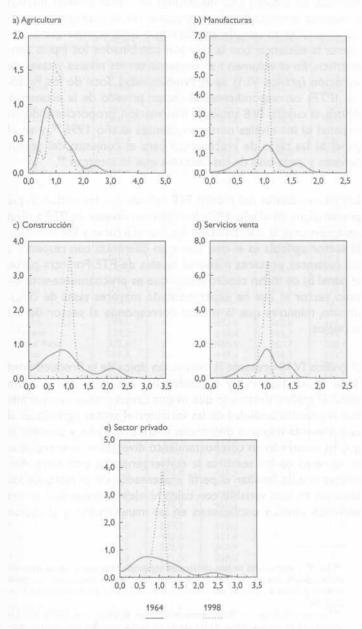
GRÁFICO IV.16 Funciones de densidad simples Proporción de población ocupada con al menos estudios



Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

GRÁFICO IV.17

Funciones de densidad ponderadas Proporción de población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado



Fuente: Fundación BANCAJA y elaboración propia.

3. Convergencia en Productividad Total de los **Factores**

Además del empleo y las dotaciones de capital privado, público y humano, la quinta fuente de crecimiento es el progreso técnico, entendido en sentido amplio como todo aquello que incrementa la eficiencia con la que son combinados los inputs productivos. En el volumen I se presentaron los niveles y tasas de variación (gráfico VI.1) de la Productividad Total de los Factores (PTF) correspondientes al sector privado de la economía. Ahora, el cuadro IV.8 amplía la información, proporcionando en el panel a) los niveles correspondientes al año 1996 48, y en el panel b) las tasas de crecimiento para el conjunto del sector privado y cada uno de los sectores que lo integran 49.

Las informaciones del cuadro IV.8 indican que los sectores que presentaban, en el año 1996, los mayores niveles de PTF a nivel agregado eran la construcción, las manufacturas y los servicios. El sector agrícola es el que, con gran diferencia con respecto a los restantes, presenta menores niveles de PTF. Por otra parte, el panel b) de dicho cuadro indica que es precisamente este último sector el que ha experimentado mayores tasas de crecimiento, mientras que la menor corresponde al sector de los servicios.

El gráfico IV.18 presenta la desviación típica de la Productividad Total de los Factores y el cuadro IV.9 sus tasas de variación anual. El gráfico destaca lo que es una característica compartida por la práctica totalidad de las variables: el sector agrícola es el que presenta mayores diferencias entre provincias y también el que ha mostrado un comportamiento divergente, mientras que en el resto de los sectores la convergencia ha sido clara. Asimismo resulta familiar el perfil presentado por el resto de los sectores en esta variable, con bajos niveles de dispersión en los servicios venta, y oscilaciones en las manufacturas y el sector

⁴⁸ Las PTF sectoriales se han construido siguiendo el procedimiento descrito en el capítulo VI del volumen I, es decir, considerando las dotaciones de capital público y humano, además del trabajo y el capital físico, en la función de producción.

⁴⁹ No se presentan los datos correspondientes al sector energético por los problemas, ya mencionados, en las series de capital humano para algunas provincias en los años iniciales.

CUADRO IV.8 Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado

a) Niveles

	1996				
	Agri- cultura	Manu- facturas	Cons- trucción	Servicios venta	Sector privado
		1207	1022 2		00200
Almería	545,0	424,1	485,8	372,1	415,4
Cádiz	277,3	426,7	413,1	373,2	378,5
Córdoba	398,8	396,7	431,3	361,3	384,4
Granada	296.4	400.9	419.7	354,8	356.7
łuelva	362,8	435,8	435,2	362,5	383,3
	507,6	376,3	418.0	358,9	401.7
ién			03/03/2013/		
lálaga	362,8	428,0	493,1	403,9	410,1
evilla	235,1	456,1	451,9	398,3	389,3
luesca	327,7	421,9	485,6	408,8	410,0
eruel	257,8	320,9	414,6	343,1	367,2
aragoza	230,4	518,7	496,6	453.2	464,9
sturias	161,4	412,6	473,7	424,5	401,0
les Balears	316.6	434,3	529,4	425,4	427,6
as Palmas	368,3	438.9	528.0	424.9	428.4
		5.75.71.65			
C. de Tenerife.	310,0	401,3	572,6	418,3	423,0
lantabria	232,0	477,7	525,0	424,2	418,7
vila	351,9	380,0	419,2	394,6	387,7
urgos	382,4	457,3	483,3	391,3	423,9
eón	165,3	414,1	465,6	382,3	353,1
alencia	440,5	457,6	442,1	365,1	417,3
alamanca	310,0	529,7	453,8	391,0	430,8
egovia	300,3	442,9	466,2	365,6	379,8
	429.4	413.7	449,4		403.0
oria		0,00,000	0.0000.000	367,1	100,000
alladolid	554,5	486,4	483,9	407,5	450,4
amora	299,2	432,0	453,8	362,6	376,1
dbacete	339,2	402,1	510,4	391,3	394,1
Ciudad Real	322,8	377,3	485,9	367,7	388,4
Cuenca	259.3	381,0	447.4	358,7	343.0
Guadalajara	387,4	500,6	525,3	360,3	436.0
oledo	326,2	402,6	519.2	367,7	391,2
arcelona	322,3	539.3	557,1	488,7	508.0
		1717 COME			172717145
irona	256,4	518,8	552,6	486,4	485,6
leida	313,3	479,9	527,4	423,6	431,2
arragona	273,3	456,1	530,3	449,5	475,0
lacant	309,6	457,6	560,1	473,2	462,7
astelló	309,5	480,1	518,8	416,6	444,8
alència	256,7	466,5	543,6	455,4	457,3
adajoz	212,6	355,8	389,8	355,2	323,4
áceres	242,3	386,8	436,5	365,6	372,1
Coruña	175.1	440.2	495.5	421.9	396.7
		- Walter Cont.		10.0355A14.Ch.	
ugo	119,9	446,7	449,5	368,3	282,4
Ourense	92,7	376,3	450,2	365,0	307,4
ontevedra	257,7	435,5	508,4	382,2	380,7
ladrid	174,6	555,2	512,0	531,4	531,4
1urcia	311,3	412,6	531,4	391,1	402,6
lavarra	350,5	505,7	503,9	440,9	468,2
lava	323,8	522,5	528,0	475,4	495,0
uinúrcoa	301.7	478,1	486,0	455,0	465.2
Guipúzcoa		525.3	500,0		
/izcaya	342,5			462,3	487,3
a Rioja	485,5	512,7	540,1	479,4	505,1
1edia nacional	286,6	485,4	502,4	445,7	446,7

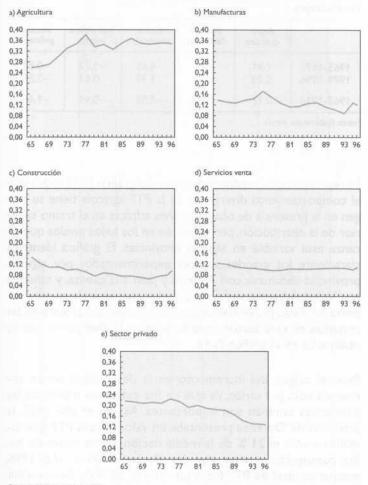
CUADRO IV.8 (continuación) Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado

b) Tasa de variación anual acumulativa. Porcentajes

	1965-1996				
	Agri- cultura	Manu- facturas	Cons- trucción	Servicios venta	Sector privado
Imeria	5,22	3,55	0,56	0.81	2,66
ádiz	3,21	3,59	0,46	0,52	2,10
órdoba	4.33	3,08	0,33	0,40	2,40
ordoba	4,24			0,53	2,37
iranada		3,59	0,31		
luelva	3,51	3,08	-0,11	0,86	2,11
én	5,16	3,03	0,04	0,88	2,95
lálaga	3,61	3,22	1,35	0,52	1,82
evilla	2,36	3,16	0,68	0,52	1,73
uesca	3,56	3,13	1,54	1,13	2,52
eruel	3,89	2,65	0,74	0,86	2,78
aragoza	2,47	3,22	1,44	0.88	2,30
sturias	2,53	3.01	0,55	0,82	2.11
les Balears	3,42	2,59	0,93	0,67	1,64
as Palmas	4,17	3,18	0,82	0,93	2,02
C. de Tenerife.	3,70	2,73	1,59	0.95	2,26
	3,30	3,17	0,77	0,86	2,46
antabria					
vila	5,59	2,89	-0,56	1,31	3,44
urgos	4,79	2,72	0,45	0,91	2,68
eón	2,45	3,34	0,64	0,95	2,29
alencia	5,09	3,36	0,44	1,00	2,82
alamanca	4,82	3,67	1,33	0,85	2,92
egovia	3,99	2,79	0,85	0,94	2,48
oria	4,96	3,10	2,03	1,20	2,94
alladolid	5,42	3,35	0,73	0,62	2,36
amora	4,18	3,51	1.39	0.87	2.95
lbacete	4.15	3.08	0.53	1.03	2.70
iudad Real	4.35	2,48	1,15	0,61	2,43
ludad Real	2.98	2,96	1,13	0,84	2,55
uenca					
iuadalajara	5,20	2,85	1,09	0,65	3,06
oledo	4,38	3,07	1,17	0,70	2,72
arcelona	2,66	2,83	0,78	0,60	1,64
irona	2,75	3,19	1,53	1,32	2,32
eida	2,79	3,25	1,26	0,93	2,29
arragona	2,14	2,81	1,18	0,98	2,26
lacant	2.24	2,69	0.67	0.79	1,92
astelló	2.87	3,38	1.01	0.86	2,57
alència	1,40	3,03	1,00	0,80	1,96
adajoz	2,81	2,95	0,57	0,82	2,33
áceres	4,12	2,85	1,07	0.89	2,95
Comiso	3,01	3,28	0.93	0.94	2,75
Coruña					
ugo	1,58	3,62	1,39	1,09	2,51
Ourense	2,17	3,02	-0,12	0,81	3,01
ontevedra	3,60	3,37	1,02	0,66	2,60
ladrid	1,79	2,85	0,80	0,69	1,35
lurcia	3,35	3,95	0,89	0,65	2,21
lavarra	3,07	3,40	0,73	0,94	2,40
lava	3.34	2,98	0.29	0,61	2,14
uipúzcoa	1,84	2,65	0,09	0,52	1,79
izcaya	3,51	3,10	0.57	0,61	1,88
a Rioja	3,93	3,56	1.04	1,15	2,74
a NiOja	3,73	3,36	1,04	1,15	2,74
ledia nacional	3,44	2,98	0,83	0,76	2,14

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO IV.18
Dispersión en la Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado
Desviación típica del logaritmo



Fuente: Elaboración propia.

de la construcción. Por otra parte, como ya ocurría con la productividad del trabajo, la PTF del sector servicios ha experimentado en el conjunto del periodo una reducción de la dispersión, originada en la primera parte del mismo, ya que en la segunda se produjo divergencia.

CUADRO IV.9

Dispersión en la Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado

Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa **Porcentaies**

	Agri- cultura	Manu- facturas	Cons- trucción	Servicios venta	Sector privado
1965-1979	1,91	-0,66	-4,65	-1,72	-0,82
1979-1996	0,20	-0,31	1,39	0,63	-2,38
1965-1996	0,97	-0,47	-1,38	-0,44	-1,68

Fuente: Elaboración propia.

La representación mediante boxplots del gráfico IV.19 indica que el comportamiento divergente de la PTF agrícola tiene su origen en la presencia de observaciones atípicas en el tramo superior de la distribución, pero también en los bajos niveles que alcanza esta variable en algunas provincias. El gráfico identifica claramente los grandes avances experimentados por algunas provincias andaluzas, con Almería y Jaén a la cabeza, y también por Valladolid, provincia en la que el sector vinícola es muy importante. Estas provincias se han desmarcado claramente de las restantes en este sector, contribuyendo a la divergencia que se observaba en el gráfico IV.18.

Pero el origen del incremento en la desigualdad no se encuentra sólo por arriba, ya que en los extremos inferiores las diferencias también son importantes. Así, en el año 1989, la provincia de Ourense presentaba un valor para la PTF que ascendía a sólo el 21 % de la media nacional. Esta provincia había conseguido acortar algo las distancias en el año 1996, aunque su nivel de PTF fuera tan sólo el 32 % de dicha media. En definitiva, el sector agrícola es en el que más claramente se producen desmarques provinciales: con algunas provincias, andaluzas la mayoría de ellas, disfrutando de una agricultura muy eficiente, y con otras, fundamentalmente gallegas, en una mala posición relativa.

En el resto de los sectores la convergencia es clara, aunque en las manufacturas y la construcción se haya producido con mayor dificultad, dadas las fluctuaciones cíclicas que se

GRÁFICO IV.19
Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots

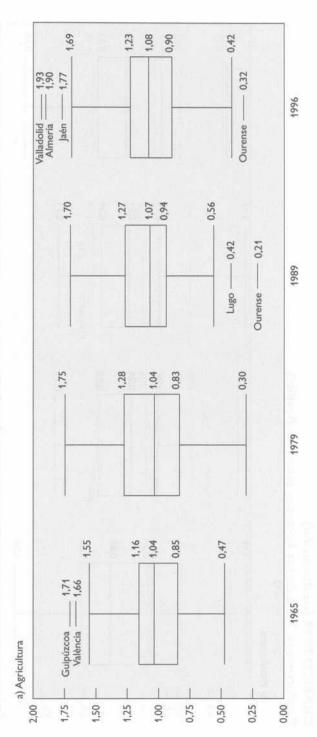


GRÁFICO IV.19 (continuación) Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots

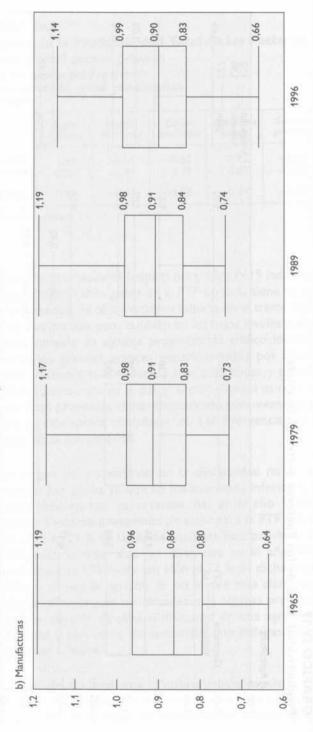


GRÁFICO IV.19 (cont.) Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots

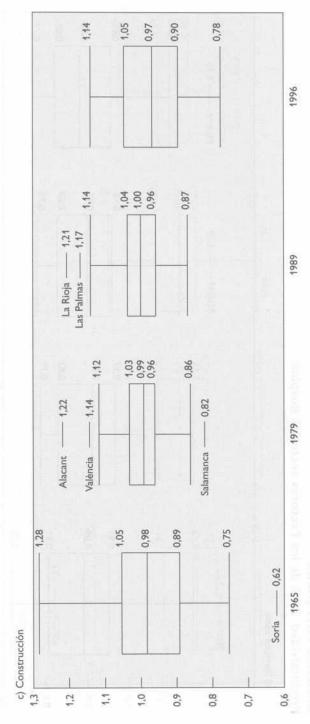


GRÁFICO IV.19 (cont.) Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots

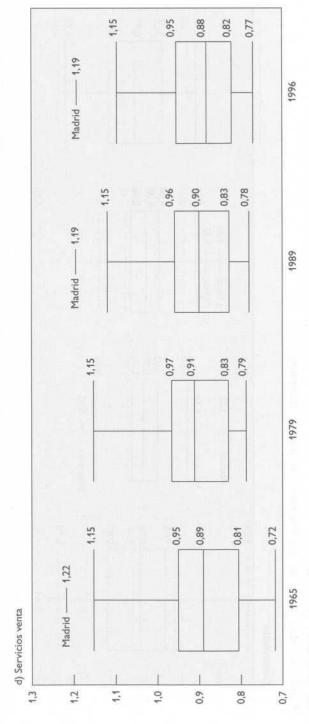
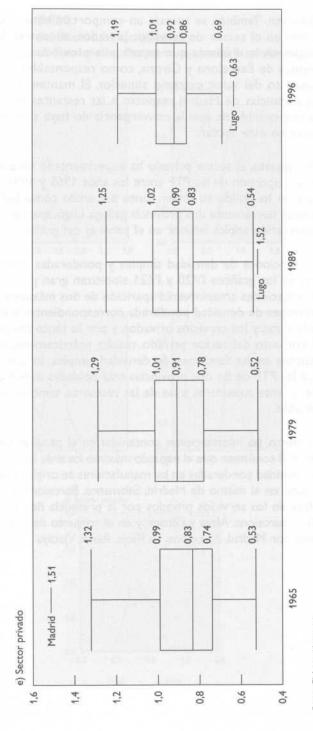


GRÁFICO IV.19 (cont.)
Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots



Fuente: Elaboración propia.

observan. También se aprecia un comportamiento poco decidido en el sector de servicios privados, encontrándose el origen en la distancia que separa a la provincia de Madrid, seguida de Barcelona y Girona, como responsables del alargamiento del valor extremo superior. El mantenimiento de las distancias de Madrid respecto a las restantes provincias es responsable de que la convergencia no haya sido más intensa en este sector.

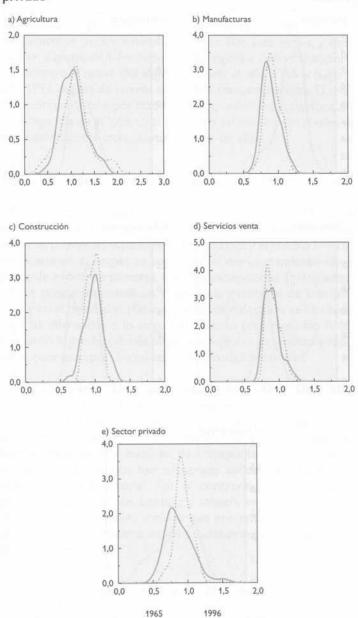
En conjunto, el sector privado ha experimentado reducciones en la dispersión de las PTF entre los años 1965 y 1996. La reducción ha tenido su origen tanto por arriba como por abajo, aunque nuevamente una provincia gallega, Lugo, aparezca como observación atípica inferior en el panel e) del gráfico IV.19.

Las funciones de densidad simples y ponderadas que aparecen en los gráficos IV.20 y IV.21 sintetizan gran parte de las informaciones anteriores. La aparición de dos máximos en las funciones de densidad ponderada correspondientes a las manufacturas y los servicios privados, y por lo tanto también en el conjunto del sector privado, resulta prácticamente imperceptible en las funciones de densidad simples, lo que indica que las PTF de las dos provincias más pobladas deben de ser claramente superiores a las de las restantes, también en esta variable.

En efecto, las informaciones contenidas en el panel *a*) del cuadro IV.8 confirman que el segundo máximo local de las funciones de densidad ponderadas en las manufacturas se origina por la inclusión en el mismo de Madrid, Salamanca, Barcelona, Vizcaya y Álava; en los servicios privados por la presencia de Madrid, La Rioja, Barcelona, Álava y Girona; y en el conjunto del sector privado por Madrid, Barcelona, La Rioja, Álava, Vizcaya y Girona.

GRÁFICO IV.20

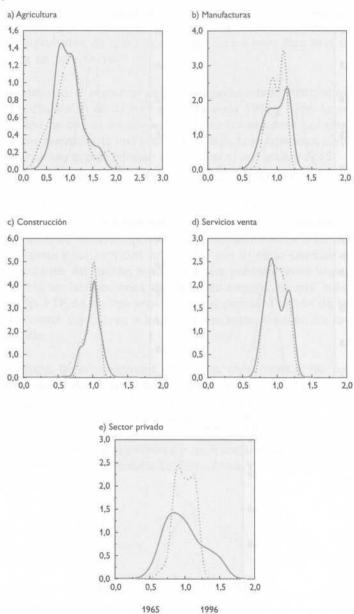
Funciones de densidad simples Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO IV.21

Funciones de densidad ponderadas Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado



Fuente: Elaboración propia.

Convergencia en los sectores industriales y de servicios⁵⁰

El sector de las manufacturas, y especialmente el de servicios privados, está integrado por un conjunto de actividades con comportamientos potencialmente distintos. Por esta razón, y dado que se dispone de información desagregada a ocho subsectores del primero y nueve del segundo, desde el año 1955 y hasta el año 1993, resulta de interés analizar su comportamiento. El análisis se circunscribirá, por razones de disponibilidad estadística, a la convergencia en el VAB total generado, así como a los niveles de productividad del trabajo en cada uno de ellos.

Sector manufacturero

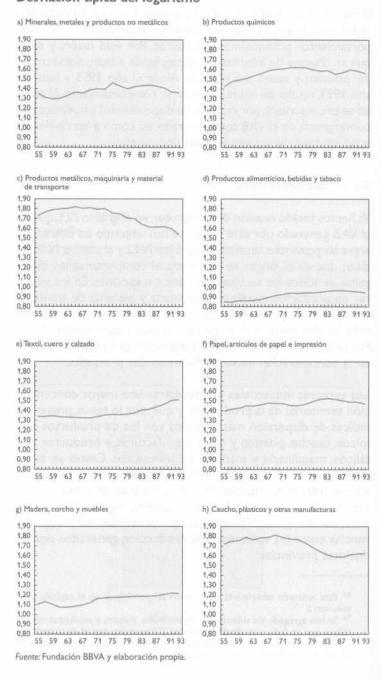
Ya hemos tenido ocasión de comprobar, en el gráfico IV.1, que en el VAB generado por este sector se han ampliado las diferencias entre las provincias españolas. El gráfico IV.22 y el cuadro IV.10 indican que en el origen se encuentra el comportamiento divergente de todos los sectores, con dos excepciones. En los sectores de productos metálicos, maquinaria y material de transporte ⁵¹, y en el de caucho, plástico y otras manufacturas se han reducido las diferencias a lo largo del periodo (véase cuadro IV.10). Por tanto, la producción de estos dos sectores ha tendido a reducir la concentración inicial en determinadas provincias.

Los sectores industriales que muestran una mayor concentración territorial de la producción y que, por lo tanto, presentan índices de dispersión más elevados son los de productos químicos, caucho, plástico y otras manufacturas, y productos metálicos, maquinaria y material de transporte. Como ya se ha dicho, los dos últimos han mostrado tendencia a reducir la concentración territorial. Por el contrario, el subsector de productos alimenticios, bebidas y tabaco, seguido del de madera, corcho y muebles son los que presentan menores diferencias entre los volúmenes de producción generados por las distintas provincias.

 $^{^{50}}$ Este apartado completa la información proporcionada en el capítulo v del volumen I.

⁵¹ Se han agregado los subsectores de minerales, metales y productos no metálicos por un lado, y productos metálicos y maquinaria con el de material de transporte por otro, porque la existencia de ceros en algunas provincias impide calcular los estadísticos de dispersión.

GRÁFICO IV.22 Dispersión en VAB. Sector manufacturas Desviación típica del logaritmo



CUADRO IV.10
Dispersión en VAB. Sector manufacturas
Desviación típica del logaritmo
Tasas de variación anual acumulativa

Porcentajes

	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Minerales, metales y productos			
no metálicos	0,16	-0,20	0,03
Productos químicos	0,47	-0,16	0,24
Productos metálicos, maquinaria			
y material de transporte	-0,06	-0.76	-0.32
Productos alimenticios, bebidas y	3		77
tabaco	0,43	0.01	0.27
Textil, cuero y calzado	0.07	0.75	0,32
Papel, artículos de papel e impre-	100000	0.0000	25/80000
sión	0.29	-0.12	0,14
Madera, corcho y muebles	0.28	0.19	0.25
Caucho, plásticos y otras manu-	-,20	-,	3,23
facturas	-0.08	-0.27	-0.15

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

El gráfico IV.23 y el cuadro IV.11 indican que la ausencia de convergencia en la productividad del trabajo de las manufacturas que se observaba en el panel c) del gráfico IV.3 tiene como origen el comportamiento divergente del subsector de productos metálicos, maquinaria y material de transporte. Este sector ha sido el único que ha incrementado las diferencias interprovinciales en productividad, puesto que los siete restantes han experimentado convergencia en esta variable durante el conjunto del periodo. Sin embargo, obsérvese también que este subsector es el que presenta menores diferencias en las productividades provinciales.

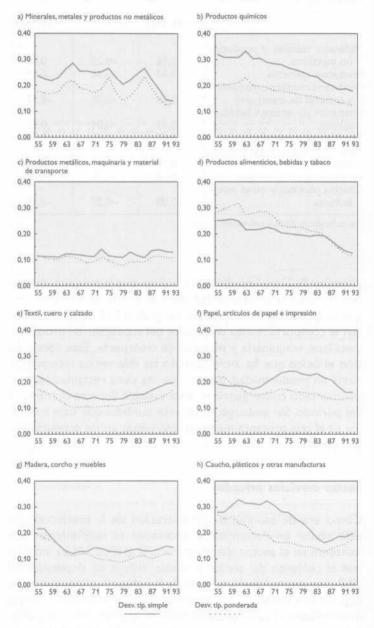
Sector servicios privados

Como era de esperar, la concentración de la producción de este sector en determinadas provincias es muy inferior a la existente en el sector manufacturero. El gráfico IV.1 ya indicaba que el conjunto del sector presenta índices de dispersión del VAB claramente inferiores a los de la industria, aunque se había seguido una tendencia a la concentración de la producción que acompañaba a los desplazamientos de la actividad y la población.

GRÁFICO IV.23

Dispersión en productividad del trabajo. Sector manufacturas

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

CUADRO IV.11

Dispersión en productividad del trabajo. Sector manufacturas

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

a) Desviación típica del logaritmo simple

	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Minerales, metales y productos			
no metálicos	-0,64	-2,70	-1,40
Productos químicos	-1.03	-2,48	-1,56
Productos metálicos, maquina-			
ria y material de transporte.	-0.18	1,26	0,35
Productos alimenticios, bebidas		5 (400 500)	(3.A.T.m.)
y tabaco	-1.08	-3,12	-1,84
Textil, cuero y calzado	-2,10	2,78	-0.33
	2,10	2,70	0,55
Papel, artículos de papel e im-	0.70	2.54	0.46
presión	0,78	-2,56	-0,46
Madera, corcho y muebles	-2,34	1,12	-1,08
Caucho, plásticos y otras manu-			
facturas	-0,68	-1,30	-0,91

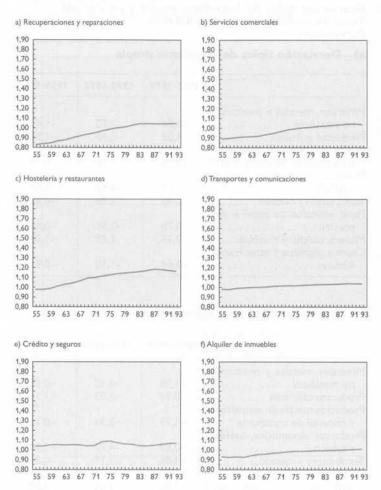
b) Desviación típica del logaritmo ponderada

	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Minerales, metales y productos		50 000 1	
no metálicos	-1,00	-0,45	-0,80
Productos químicos	-0,97	-2,03	-1,36
Productos metálicos, maquinaria y material de transporte	-1,75	2,34	-0,26
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	-0,99	-4,72	-2,38
Textil, cuero y calzado	-1,86	3,19	-0,03
Papel, artículos de papel e impre-			337.1
sión	-1,34	-1,04	-1,23
Madera, corcho y muebles	-3,36	2,17	-1,36
Caucho, plásticos y otras manu-			
facturas	-2,54	1,35	-1,12

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

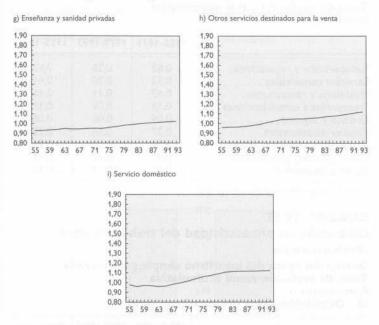
El gráfico IV.24 confirma que ambas tendencias son compartidas por los nueve sectores para los que existe información desagregada. En efecto, las desviaciones típicas presentan valores relativamente reducidos para todos ellos, siendo especialmente

GRÁFICO IV.24 Dispersión en VAB. Sector servicios venta Desviación típica del logaritmo



reducidos en la enseñanza y sanidad privadas. Ahora bien, todos ellos presentan incrementos en la dispersión a lo largo del periodo, indicando que se ha producido una tendencia a la concentración provincial de la actividad terciaria, como no podía ser menos, dadas las actividades que realiza este sector, estrechamente ligadas a la población que habita un territorio.

GRÁFICO IV.24 (continuación) Dispersión en VAB. Sector servicios venta Desviación típica del logaritmo



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

De acuerdo con las informaciones contenidas en el cuadro IV.12, el subsector de recuperaciones y reparaciones, seguido de los servicios comerciales y la hostelería y restaurantes, son los que han presentado una mayor tendencia a la concentración de la producción, mientras que en el de crédito y seguros se han mantenido prácticamente las diferencias interprovinciales desde el año 1955. Este resultado tiene probablemente su origen en que la provincia de Madrid ya disfrutaba de un gran peso en el VAB sectorial en el año 1955 y no la ha ampliado a lo largo del periodo.

Las diferencias entre provincias en las productividades del trabajo en el sector servicios no son muy importantes, habiéndose, además, reducido a lo largo del periodo (cuadro IV.13). El gráfico IV.25 confirma que las mayores diferencias en productividad las presentan el subsector de alquiler de inmuebles, seguido por el de hostelería y restaurantes. Las menores corresponden al subsector de crédito y seguros.

CUADRO IV.12

Dispersión en VAB. Sector servicios venta Desviación típica del logaritmo Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Recuperación y reparaciones	0,83	0,26	0,62
Servicios comerciales	0,53	0,20	0,41
Hostelería y restaurantes	0,67	0,11	0,46
Transportes y comunicaciones	0,19	0.09	0,15
Crédito y seguros	0,09	0,06	0,08
Alquiler de inmuebles	0,27	0,14	0,22
Enseñanza y sanidad privadas	0,24	0,29	0,26
Otros servicios para la venta	0,41	0,42	0,41
Servicio doméstico	0,45	0,21	0,36

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

CUADRO IV.13

Dispersión en productividad del trabajo. Sector servicios venta

Desviación típica del logaritmo simple y ponderada Tasas de variación anual acumulativa Porcentajes

a) Desviación típica del logaritmo simple

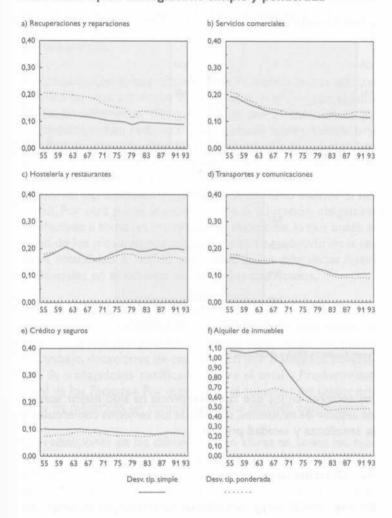
	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Recuperación y reparaciones	-1,62	0,14	-0,97
Servicios comerciales	-2,08	-0,11	-1,36
Hosteleria y restaurantes	0,72	-0,11	0,41
Transportes y comunicaciones	-1,25	-1,06	-1,18
Crédito y seguros	-0,65	-0,34	-0,53
Alquiler de inmuebles	-2,92	0.37	-1,72
Enseñanza y sanidad privadas	-1,23	-1.16	-1,21
Otros servicios para la venta	-0.55	-0.34	-0,47
Servicio doméstico	1,07	-0,24	0,59

b) Desviación típica del logaritmo ponderada

	1955-1979	1979-1993	1955-1993
Recuperación y reparaciones	-2,55	0,32	-1,50
Servicios comerciales	-2,27	0,76	-1,16
Hostelería y restaurantes	-0,02	-0,94	-0,36
Transportes y comunicaciones	-1,55	-2,26	-1,81
Crédito y seguros	0,11	0,53	0,26
Alquiler de inmuebles	-0.74	-0,79	-0,76
Enseñanza y sanidad privadas	-1,04	-2,51	-1,59
Otros servicios para la venta	-1,21	-1,19	-1,20
Servicio doméstico	1,82	-0,08	1,12

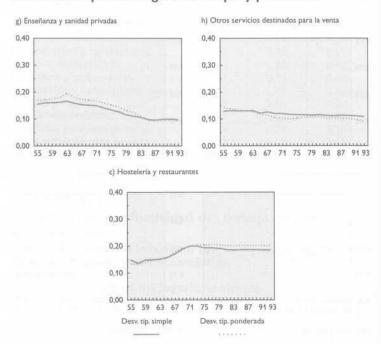
Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

GRÁFICO IV.25 Dispersión en productividad del trabajo. Sector servicios venta Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



La mayoría de los subsectores han presentado el mismo comportamiento que el agregado del sector, puesto que han experimentado convergencia en productividad en el conjunto del periodo. Las dos excepciones son el servicio doméstico, y la hostelería y restaurantes, sectores en los que las diferencias interprovinciales en productividad se han ampliado. Por último,

GRÁFICO IV.25 (continuación) Dispersión en productividad del trabajo. Sector servicios venta Desviación típica del logaritmo simple y ponderada



Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

los sectores en los que la convergencia ha sido mayor son los de alquiler de inmuebles, seguido de los servicios comerciales, y la enseñanza y sanidad privada.

5. Conclusiones

En este capítulo se ha realizado un recorrido por el comportamiento del sector privado de la economía y de los cinco subsectores que lo integran, lo que ha permitido analizar la contribución de cada uno de ellos al agregado. Las conclusiones más importantes que se pueden obtener de la revisión de la información son las siguientes.

En primer lugar, la tendencia a la concentración de la actividad en un número reducido de provincias, especialmente intensa

hasta finales de los años setenta, es notable en las variables VAB y empleo, pero no en las dotaciones de capital físico. En la relativa inmovilidad de las dotaciones de capital se encuentra una parte del origen de este resultado. La otra debe encontrarse en que todas las provincias se han capitalizado a lo largo del periodo, incrementado los relativamente reducidos niveles de los que partían.

Tampoco han tendido a concentrarse los trabajadores más cualificados en unas provincias determinadas, sino que, por el contrario, las diferencias interprovinciales en el contingente de cualificados se han reducido. Este resultado tiene un doble origen. Por una parte, la provincia más poblada, Madrid, ya disfrutaba de los porcentajes más elevados de capital humano en el año inicial. La diferencia era tan abrumadora que no podía sino reducirse, incrementando los totales a un ritmo inferior al nacional. Por otra parte, la extensión de la educación obligatoria ha afectado a todas las provincias sin excepción, lo que unido al freno de los movimientos migratorios se ha traducido en la relativa estabilidad, e incluso reducción, de las diferencias interprovinciales en el número de ocupados cualificados.

En segundo lugar, el comportamiento del sector servicios tiene una importancia fundamental en el agregado. En este sector se ha producido convergencia en todas las variables: productividad del trabajo, dotaciones de capital físico por trabajador, porcentaje de trabajadores cualificados sobre el total y Productividad Total de los Factores. Por esta razón, el conjunto del sector privado ha mostrado un comportamiento también convergente.

Las reducciones en las diferencias son claras en todos los sectores en las variables relativas al capital, tanto en la relación capital/trabajo como capital humano. Sin embargo, en productividad del trabajo y total de los factores no todos los sectores han compartido las mismas pautas. Así, los sectores agrícola, manufacturero y de la construcción han presentado divergencia en la primera variable, mientras que el agrícola lo hacía también en la Productividad Total de los Factores.

En tercer lugar, las diferencias actuales en todas las fuentes del crecimiento en el sector servicios son ya muy reducidas, por lo que las expectativas futuras de convergencia interprovincial en el conjunto del sector privado son limitadas.

En cuarto lugar, el componente que ha reducido sus diferencias entre provincias a un ritmo desconocido por las otras variables es el capital humano. En esta variable, la evidencia de convergencia es abrumadora en todos los sectores, con la única excepción del sector agrícola, en el que es menos decidida.

Por último, al descender a un mayor nivel de desagregación se comprueba que en siete de los ocho sectores industriales, y en siete de los nueve sectores de servicios, se ha producido convergencia en productividad del trabajo entre los años 1955 y 1998. Las excepciones han sido el subsector de productos metálicos, maquinaria y material de transporte, entre los industriales; y hostelería y restaurantes, y servicio doméstico, en el de servicios.

V. DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LA RENTA

En los capítulos anteriores se ha analizado la reducción de las desigualdades inteprovinciales en las variables agregadas y sectoriales. En éste, se explora la evolución de la desigualdad desde el punto de vista microeconómico, a partir de las informaciones proporcionadas por las tres grandes Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), correspondientes a los años 1973-1974, 1980-1981 y 1990-1991, referidas a individuos y familias.

Los objetivos que se persiguen en este capítulo son los siguientes. En primer lugar, analizar la desigualdad en la distribución de la renta dentro de cada provincia, identificando las posiciones relativas en que se sitúan cada una de ellas en cada momento del tiempo. En segundo lugar, explorar los cambios que se han producido con el transcurso del mismo. Las informaciones temporales indicarán en qué provincias se han ampliado/reducido las diferencias en la distribución de la renta entre ricos y pobres. En tercer lugar, indagar si se han reducido las diferencias entre provincias, haciéndose más homogéneas desde el punto de vista de la distribución. En cuarto lugar, analizar si el origen de la desigualdad en la distribución personal de la renta se encuentra entre los individuos, o en agrupaciones territoriales administrativas, provincias o Comunidades Autónomas. La cuestión es importante, ya que si las desigualdades se encuentran fundamentalmente entre los individuos, cualquier política de reducción y eliminación de la pobreza requiere algo más que transferencias entre Comunidades Autónomas y/o provincias. Por último, puesto que la renta per cápita provincial es una media que no tiene en cuenta las diferencias en la distribución, se propone la construcción de una variable indicativa del bienestar de los ciudadanos que combine ambas.

El capítulo se estructura de la forma siguiente. El apartado 1 resume los aspectos metodológicos más importantes de las tres EPF estructurales. El apartado 2 presenta los resultados de los índices de desigualdad para las provincias españolas. En el apartado 3 se elaboran índices de bienestar, obtenidos por combinación entre los índices de desigualdad y la renta per cápita. Por último, el apartado 4 resume las principales conclusiones.

1. La desigualdad en España a través de las EPF 1973-1974, 1980-1981 y 1990-1991. Aspectos metodológicos

Los índices de desigualdad en la distribución personal de la renta que se analizan en los apartados siguientes proceden de las estimaciones realizadas por Goerlich y Mas (1999a), disponibles en Internet 52. En la citada publicación puede encontrarse mayor detalle sobre la metodología seguida en las estimaciones. A continuación se resumen algunos de los aspectos más importantes.

Las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) proporcionan la información idónea para analizar la evolución de la desigualdad en España en el largo plazo. Éstas han sido explotadas por diversos autores 53, aunque sólo Martín-Guzmán et al. (1996) han comparado las tres últimas encuestas que cubren un periodo de casi veinte años. Desde el punto de vista espacial, el nivel de desagregación contemplado por todos los autores son las diecisiete Comunidades Autónomas, con la excepción de Pérez, Goerlich y Mas (1996) y Goerlich y Mas (1998c), que toman como referente las cincuenta provincias españolas en la información proporcionada por la EPF 1990-1991.

^{52 (}http://www.ivie.es).

⁵³ Véase, por ejemplo, Ruiz-Castillo (1987, 1993, 1997), Río y Ruiz-Castillo (1996, 1997), Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1993), Martín Guzmán et al. (1996), Bosch, Escribano y Sánchez (1989), Pérez, Goerlich y Mas (1996), y Goerlich y Mas (1998c).

Además de las tres encuestas estructurales, desde el año 1985 el INE comenzó a elaborar las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (ECPF). Estas encuestas, de periodicidad trimestral, partían de una muestra más reducida, alrededor de 3.200 hogares, que no permitía la desagregación territorial. En el tercer trimestre de 1997 el INE puso en marcha una nueva ECPF₁₉₉₇ que sustituyera a la ECPF₁₉₈₅. La muestra se amplió a 8.000 hogares, siendo diseñada con la finalidad de que fuera representativa a nivel de comunidad autónoma, pero no de provincia. Por esta razón, las informaciones que se presentan a continuación se restringen a las tres EPF, ya que no es posible en la actualidad, ni tampoco previsiblemente en el futuro inmediato, elaborar la información a nivel provincial.

Las EPF son diseñadas con la finalidad de estimar las ponderaciones que corresponden a cada tipo de bien en los índices de precios al consumo, así como contribuir a la formación de algunas variables macroeconómicas en la Contabilidad Nacional, en especial de la variable consumo privado. Todas las variables estimadas son netas de impuestos sobre la renta. La unidad de análisis son los hogares, excluyéndose los visitantes ocasionales y el servicio doméstico. La selección de la muestra se realiza mediante un muestreo bietápico estratificado, representativo a nivel de las cincuenta provincias españolas ⁵⁴.

La desigualdad en la distribución puede aproximarse desde la perspectiva de los ingresos o de los gastos y, dentro de éstos, entre los totales o algunos subconjuntos que se obtienen al suprimir determinadas partidas de gasto. Algunos autores, por ejemplo Slesnick (1991, 1993), recomiendan como medición más adecuada del nivel de vida el consumo de bienes, es decir, el gasto de los hogares o de los individuos que lo integran, por constituir una mejor aproximación al concepto de renta permanente.

La naturaleza de la información contenida en las EPF españolas ha inclinado a la mayoría de los autores a considerar el gasto como variable de referencia, aunque el acuerdo no es generali-

⁵⁴ Las antiguas plazas africanas de Ceuta y Melilla, en la actualidad ciudades autónomas, no fueron consideradas en la EPF de 1973-1974, por lo que han sido excluidas de la muestra.

zado. Sucintamente, estas características son las siguientes 55 : a) la finalidad de la encuesta es proporcionar las ponderaciones de los índices de precios al consumo, por lo tanto el lado de gasto recibe mayor atención que el de los ingresos; b) algunos individuos pueden tener incentivos para ocultar ingresos por razones fiscales, mientras que los incentivos para ocultar gastos son menores; y c) las estimaciones del INE de los gastos totales son superiores a los ingresos en más del 60 % de los hogares, observación que refuerza la anterior.

Tampoco hay acuerdo sobre la pertinencia de excluir determinadas partidas de gasto asociadas a la vivienda y a la adquisición de bienes de consumo duradero ⁵⁶. Por ello, en Goerlich y Mas (1999) se contemplan simultáneamente el comportamiento de tres variables: los ingresos totales, los gastos totales y los gastos monetarios exclusivamente ⁵⁷. Los últimos son el resultado de deducir de los gastos totales aquellos provenientes del autoconsumo, autosuministro y comidas gratuitas, así como el alquiler de la vivienda.

La comparación en el tiempo de los índices de desigualdad, así como su relación con los datos agregados de renta por habitante, recomienda la utilización de deflactores. El procedimiento más elaborado es el seguido por Ruiz-Castillo (1993, 1997) pero sus resultados indican que los índices de precios no introducen modificaciones importantes desde nuestra perspectiva. En Goerlich y Mas (2001) se opta por utilizar los IPC provinciales, base 1991, que toman en cuenta las variaciones temporales, pero ignoran las diferencias relativas de precios entre provincias.

La comparación entre hogares que reúnen características diferentes, sobre todo en lo relativo a número de miembros y edades de los mismos, ha recomendado la utilización de las denominadas escalas de equivalencia. El objetivo de las mismas es ajustar la renta de los hogares a sus necesidades potenciales ⁵⁸.

⁵⁵ Un análisis detallado puede encontrarse en Ruiz-Castillo (1997), Río y Ruiz-Castillo (1996), y Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1993).

Só Bosch, Escribano y Sánchez (1989) se inclinan por esta opción, mientras que Martín-Guzmán et al. (1996) optan por considerar exclusivamente los totales.
 Al imponer la condición de que las tres variables presenten valores positi-

vos, se dispone de 24.095 observaciones en la EPF 73/74; 23.636 en la EPF 80/81; y 20.931 en la EPF 90/91.

⁵⁸ Una buena descripción del problema se encuentra en Atkinson, Rainwater y Smeeding (1995). Sobre los fundamentos teóricos de los ajustes por necesida-

En la actualidad no existe acuerdo unánime sobre la escala más adecuada, por lo que la elección entre ellas es en gran medida arbitraria. Existen escalas de equivalencia que ponderan según el número de adultos y/o según la edad de los miembros del hogar, asignándoles pesos diferentes ⁵⁹, siendo la más popular la denominada escala de Oxford o de la OCDE ⁶⁰.

En el trabajo de Goerlich y Mas (2001) se ha optado por la solución, propugnada por Coulter, Cowell y Jenkins (1992a,b) y más frecuentemente utilizada por la literatura reciente, consistente en considerar que las familias difieren sólo en el número de miembros del hogar, lo que permite resumir la escala de equivalencia en un sólo parámetro. Esta opción presenta la ventaja de facilitar la interpretación de las escalas de equivalencia en términos de las economías de escala de las familias en función de su tamaño, permitiendo contemplar los casos siguientes: a) inexistencia de economías de escala: las necesidades se duplican al duplicarse el número de miembros del hogar, equivalente a cálculos en términos per cápita; b) economías de escala infinitas: las necesidades no se alteran al duplicarse el número de miembros del hogar, equivalente a cálculos en términos de hogares; y c) economías de escala variables, comprendidas entre los límites anteriores: las necesidades crecen con el número de miembros del hogar, pero menos que proporcionalmente. En los resultados agregados que se presentan en Goerlich y Mas (2001) se consideran las tres opciones, restringiéndose la opción c), siguiendo a Atkinson, Rainwater y Smeding (1995), al caso en que las necesidades crecen según N.

Teniendo en cuenta las precisiones anteriores, y algunas adicionales especificadas por Goerlich y Mas (1999a), se han calculado los índices de Gini (1912) y de Theil (1967), la Desviación Absoluta Media y el índice de Atkinson para las Comunidades Autónomas y provincias españolas, para las tres variables obje-

des, véase Deaton y Muellbauer (1980), y Río y Ruiz-Castillo (1996). Una revisión histórica del análisis de las escalas de equivalencia se encuentra en Nelson (1993). Sobre la utilización de escalas de equivalencia en el contexto de la elaboración de series de capital humano puede verse Basu y Foster (1998). 59 Véase McClements (1977), Goodman, Johnson y Webb (1989) y las referen-

cias allí citadas, o Bosch, Escribano y Sánchez (1989), entre otros.

⁶⁰ La escala de Oxford asigna el coeficiente 1 al primer miembro del hogar, 0,5 a cada uno de los miembros adicionales adultos, y 0,3 a cada menor de 14 años, aunque estas ponderaciones han sufrido modificaciones en el tiempo.

to de estudio: ingresos y gastos totales, así como gastos monetarios exclusivamente. En los resultados que se presentan a continuación se ha seleccionado un único índice, el índice de Gini, relativo a la variable gasto total per cápita ⁶¹.

2. Desigualdad en la distribución personal de la renta en las provincias españolas

Los índices de Gini provinciales correspondientes a la variable gasto total por habitante para las cincuenta provincias españolas y los tres periodos para los que se elaboraron las encuestas aparecen en el gráfico V.1. En la parte inferior del mismo se ofrece el dato para el agregado nacional. Las informaciones relativas a cada año permiten presentar el ranking de las provincias en términos de la desigualdad interna entre sus ciudadanos, mientras que la observación temporal ilustra si en una provincia determinada las desigualdades internas han aumentado o disminuido a lo largo de los tres años en los que se dispone de información.

Las observaciones que sugiere la observación de este gráfico son las siguientes. En primer lugar, como indica la parte inferior del mismo, se ha producido una pequeña reducción de la desigualdad en la distribución personal de la renta a nivel agregado, pasando el índice de Gini de un valor 0,34 en 1974 a 0,32 en 1991. Por lo tanto, para el conjunto de los ciudadanos españoles, la distribución era más igualitaria en el año 1991 que en 1974.

En segundo lugar, se observa una cierta movilidad en la distribución geográfica de la desigualdad. En efecto, el panel izquierdo de este gráfico sitúa a las provincias de acuerdo con un ordenamiento decreciente del índice de Gini en el año 1974. Las tramas más oscuras identifican a las provincias con mayores niveles de desigualdad interna, ostentando Cáceres la posición más desfavorable y Vizcaya la más igualitaria. El orden inicial de las provincias se mantiene en los dos paneles restantes, correspondientes a los años 1981 y 1991, pero se

⁶¹ Se ha seleccionado el índice de Gini por su popularidad. Sin embargo, la utilización de otros índices no modifica sustancialmente los resultados.

GRÁFICO V.1 Índice de Gini. Gasto total per cápita Niveles

Cáceres	0,3980	0,3267	0,3079
Salamanca	0,3761	0;3533	0,3277
Málaga	0,3728	0,3071	0,3226
C. de Tenerife	0,3689	0,3409	0,3098
Granada	0,3643	0,3573	0,3185
Huelva	0,3577	0,3584	0,337
Lugo	0,3548	0,3698	0,3022
Burgos	0,3476	0,3081	0,3194
Ciudad Real	0,3440	0,3401	0,3194
Cádiz	0,3436	0,3438	0,3178
Ávila	0,3429	0,3368	0,3167
Soria	0,3429	0,3254	0,2945
León	0,3424	0,3406	0,3014
Madrid	0,3417	0,3249	0,2981
Albacete	0,3395	0,3559	0,3161
Zaragoza	0,3381	0,3035	0.3070
Toledo	0,3376	0,2906	0,2899
Teruel	0,3374	0,2855	0,2621
Sevilla	0,3372	0,3473	0,2992
Valladolid	0,3331	0,2777	0,3192
Cuenca	0,3329	0,3112	0,341
Zamora	0,3325	0,3431	0,3157
Palencia	0,3323	0,3441	0,2834
Huesca	0,3258	0,3423	0,3034
Badajoz	0,3230	0,3364	0,337
Las Palmas	0,3220	0,3257	0.335
Girona	0,3218	0,3162	0,2929
Córdoba	0,3217	0,3348	0,340
Ourense	0,3210	0,3157	0,350
Álava	0,3173	0,2974	0,2629
Guipúzcoa	0,3173	0,2900	0,2729
Cantabria	0,3153	0,3396	0,3041
Almeria	0,3132	0,3398	0,328
laén	0.3128	0.3652	0.2743
A Coruña	0,3102	0,3531	0,2966
València	0.3078	0.3195	0,2817
Asturias	0,3051	0,3151	0,2751
Murcia	0,3042	0,3300	0.3178
Tarragona	0,2994	0,3025	0,3123
Guadalajara	0,2989	0.2956	0,3324
Alacant	0,2980	0.3148	0,2943
Illes Balears	0,2968	0,3659	0,2741
Pontevedra	0.2944	0.3331	0.3043
Segovia	0,2940	0,3305	0,3976
Castelló	0,2926	0,3113	0,3092
Lleida	0,2904	0,2748	0,328
La Rioja	0,2862	0,2725	0,2826
Navarra	0,2862	0.2725	0,2846
Barcelona	0,2787	0,2914	0,2639
100 Car Co			
Vizcaya	0,2744	0,2832	0,2778

Fuente; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

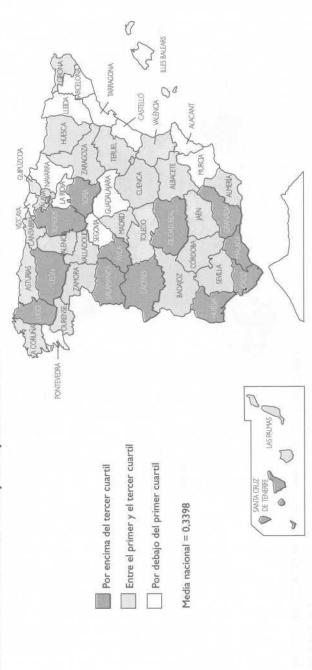
observan cambios notables en la situación de las tramas más oscuras que identifican a las provincias más desiguales. En 1991, tan sólo tres provincias (Salamanca, Málaga y Huelva) de las catorce que inicialmente presentaban índices superiores a la media nacional continuaban en el mismo grupo, mientras que Guadalajara y, sobre todo, Lleida, que figuraban como las más igualitarias en 1974, pasan a engrosar el grupo de las mas desiguales en 1991.

La misma imagen de movilidad la proporcionan los mapas V.1 a V.3. Los colores más oscuros identifican a las provincias más desiguales, y el blanco a las más igualitarias para los tres periodos muestrales. Mientras que en la variable renta per cápita la persistencia en las posiciones relativas es la nota dominante, las imágenes que proporcionan estos mapas es la de una cierta movilidad. Por eiemplo, en los años 1973-1974, tres provincias catalanas presentaban índices de Gini por debajo del primer cuartil, y el valor correspondiente a Girona se encontraba dentro del rango intercuartílico. Veinte años después, Lleida había invertido completamente su posición, incorporándose al grupo de las más desiguales, mientras que Girona había pasado a ser una de las provincias con menor desigualdad interpersonal de la renta.

Por otra parte, los mapas también indican que las relaciones de vecindad son importantes, puesto que las distintas provincias con niveles bajos (altos) de desigualdad suelen estar rodeadas por provincias pertenecientes al mismo grupo. Obsérvese, además, que las relaciones de vecindad desbordan los límites administrativos. Por lo tanto, también en esta variable importan más las relaciones de contigüidad que la pertenencia a una Comunidad Autónoma determinada.

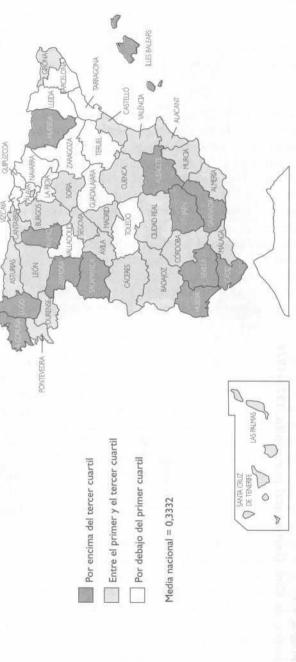
El gráfico V.1 ya indicaba que en el conjunto de España se había reducido la desigualdad interpersonal, pero el gráfico V.2 destaca que no todas las provincias han compartido la misma tendencia. De hecho, en quince de ellas (Cuenca, Badajoz, Las Palmas, Córdoba, Ourense, Almería, Murcia, Tarragona, Guadalajara, Pontevedra, Segovia, Castellón-Castelló, Lleida, Barcelona y Vizcaya) la desigualdad entre sus ciudadanos, medida por el índice de Gini relativo al gasto total per cápita, era mayor en el año 1991 que en 1974, aunque el incremento no pueda considerarse muy importante.

MAPA V.1 Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1973-1974



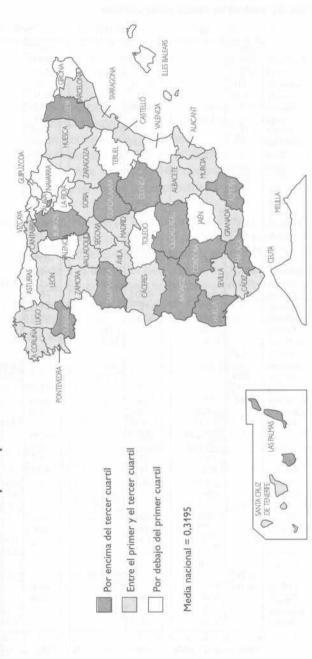
Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

MAPA V.2 Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1980-1981



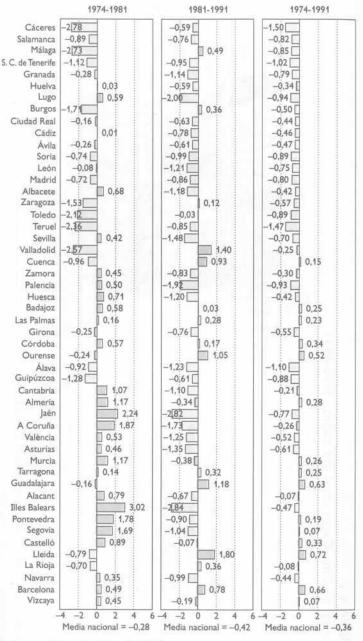
Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

MAPA V.3 Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1990-1991



Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

GRÁFICO V.2 Índice de Gini. Gasto total per cápita Tasas de variación anual acumulativa



Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

Los comentarios anteriores se refieren a la evolución de la desigualdad dentro de cada una de las provincias. Se acaba de mencionar que existen diferencias entre los índices que presentan cada una de ellas y, además, que sus trayectorias temporales tampoco han seguido una tendencia común. Por esta razón, resulta de interés analizar la convergencia/divergencia de los índices de Gini entre provincias.

El cuadro V.1 presenta algunos indicadores de síntesis relativos a la convergencia-σ interprovincial. La primera línea de este cuadro confirma el resultado ya mencionado de reducción en el nivel medio ⁶² de desigualdad en la distribución personal en España entre los años 1973 y 1974, mientras que las siguientes se refieren a las diferencias *entre* provincias en esta variable.

La segunda línea recoge la desviación típica de los índices de Gini provinciales. De acuerdo con el perfil que presenta, puede afirmarse que las diferencias interprovinciales en esta variable se han reducido a lo largo del periodo, es decir, que ha existido σ -convergencia. En consecuencia, la convergencia interprovincial ha afectado no sólo a la renta per cápita (el primer momento de la distribución), sino también a la distribución personal de la misma (el segundo momento) 63 .

Sin embargo, en este punto merece la pena preguntarse cuándo fue la reducción más intensa, si durante el primer subperiodo (el comprendido entre las EPF 1973-1974 y 1980-1981) o en el segundo (el comprendido entre la EPF 1980-1981 y 1990-1991). La pregunta es pertinente porque durante la primera encuesta España estaba todavía bajo el régimen del General Franco y algunos trabajos se han planteado la importancia de las dictaduras en el proceso de crecimiento. Uno de ellos es el de Alesina y Rodrik (1994), que, sin embargo, clasifica la España de 1964 como una democracia, consideración que no muchos estarían dispuestos a suscribir.

⁶² La media del cuadro V.1 se refiere a la media aritmética de los valores provinciales y no al valor nacional que aparece en la parte inferior del gráfico V.1.
63 El modelo neoclásico de crecimiento implica que, una vez tenidos en cuenta los shocks idiosincrásicos, debería existir convergencia también en la distribución de la renta. Es decir, los países con los mismos parámetros fundamentales deberían tender hacia la misma distribución invariante de la renta y la riqueza. Nótese que este importante tema no es usualmente abordado por la literatura macroeconómica, ya que requiere disponer de datos microeconómicos como los proporcionados por las EPF.

CUADRO V.1 Índice de Gini. Gasto total per cápita Estadísticos de síntesis

U 0 U		Corte transversal		6	
	1973-1974	1980-1981	1990-1991	Period	reriodo completo
Media	0,3249	0,3235	0,3058		0,3181
Desviación típica	0,0268	0,0257	0,0220		0,0264
a) Minimo	0,2744	0,2725	0,2621		0,2621
	(Vizcaya)	(La Rioja)	(Teruel)		(Teruel 90/91)
) Máximo	0,3980	0,3698	0,3505		0,3980
	(Cáceres)	(Lugo)	(Ourense)		(Cáceres 73/74)
Rango (b - a)	0,1236	0,0973	0,0884		0,1359
c) Primer cuartil	0,3044	0,3044	0.2932		0,2980
f) Tercer cuartil	0,3423	0,3419	0,3193		0,3378
Rango intercuartílico (d - c)	0,0378	0,0375	0,0261	IIC HÇ	0,0397
Persistencia y movilidad				Niveles	0,2920
Correlación entre la posición inicial (1973) y final (1991)	v final (1991)			Rankings	0,3132

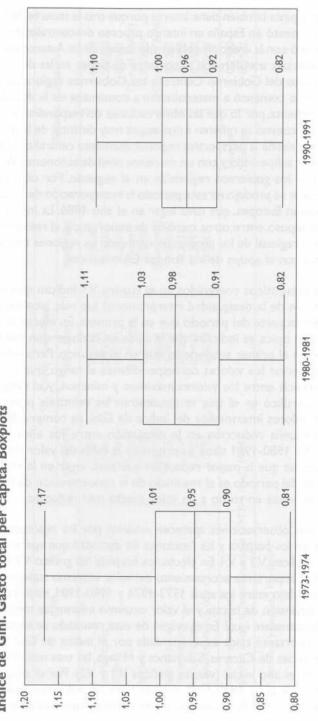
Fuente: www.ivle.es y Goerlich y Mas (2001).

La pregunta también tiene interés porque tras la muerte de Franco comenzó en España un intenso proceso descentralizador que culminó con la creación del llamado Estado de las Autonomías, que supuso una transferencia importante de poder en las decisiones de gasto del Gobierno Central a los Gobiernos regionales. Este proceso comenzó a materializarse a comienzos de la década de los ochenta, por lo que las observaciones correspondientes a las tres encuestas se refieren a dos etapas muy distintas de la vida española desde la perspectiva regional: altamente centralizada en el primer subperiodo y con un creciente nivel de autonomía de gasto por los gobiernos regionales en el segundo. Por otra parte, también se produjo en este periodo la incorporación de España a la Unión Europea, que tuvo lugar en el año 1986. La incorporación supuso, entre otros cambios de importancia, el refuerzo a la visión regional de los problemas, contando las regiones más atrasadas con el apoyo de los Fondos Estructurales.

Los estadísticos contenidos en el cuadro V.1 indican que la reducción de la desigualdad interprovincial fue más intensa en la segunda parte del periodo que en la primera. En efecto, la desviación típica ya indicaba que la caída en la dispersión fue inferior en el primer subperiodo que en el segundo. Pero, además, al observar los valores correspondientes al rango, que mide la diferencia entre los valores máximos y mínimos, y el rango intercuartílico en el que se encuentran las veintiséis provincias con valores intermedios del índice de Gini, se comprueba que la pequeña reducción en la dispersión entre los años 1973-1974 y 1980-1981 tiene su origen en la caída del valor máximo, mientras que la mayor reducción que tuvo lugar en la segunda parte del periodo es el resultado de la concentración de las observaciones en torno a un valor medio más reducido.

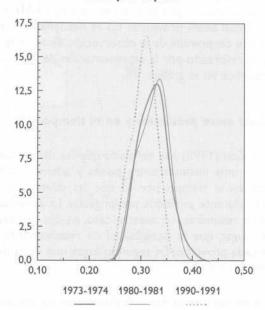
Ambas observaciones aparecen avaladas por las representaciones de los boxplots y las funciones de densidad que aparecen en los gráficos V.3 y V.4. En efecto, los boxplots del gráfico V.3 destacan el importante acortamiento del valor extremo superior, que se produjo entre los años 1973-1974 y 1980-1981, mientras que la dimensión de la caja y el valor extremo inferior se mantenían prácticamente igual. En el origen de este resultado se encuentra la importante caída experimentada por el índice de Gini en las provincias de Cáceres, Salamanca y Málaga, las tres más desiguales en el año inicial (véanse gráficos V.1 y V.2). Por el contrario, entre los años 1980-1981 y 1990-1991 se redujeron tanto los valores máximos y mínimos como el rango intercuartílico.

GRÁFICO V.3 Índice de Gini. Gasto total per cápita. Boxplots



Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

GRÁFICO V.4 Funciones de densidad Índice de Gini. Gasto total per cápita



Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

La misma imagen la proporciona el gráfico V.4 correspondiente a las funciones de densidad. Entre los periodos 1973-1974 y 1980-1981 ambas funciones prácticamente se superponen excepto en la cola derecha, correspondiente a las provincias con mayores índices de Gini (Cáceres, Salamanca y Málaga). Sin embargo, entre estos años y el último disponible, 1991, el estrechamiento de la función es claro, como también lo es el desplazamiento del valor máximo hacia la izquierda, confirmando la reducción de la desigualdad apuntada anteriormente. Por lo tanto, todos los estadísticos confirman que la reducción experimentada entre los años 1973-1974 y 1990-1991 es el resultado de lo ocurrido durante la etapa democrática, en la que, además, se creó el Estado de las Autonomías y tuvo lugar la integración de España en la Unión Europea.

Por último, la parte inferior del cuadro V.1 recoge la correlación existente entre los valores y la posición en el ranking, inicial y final, de los índices de Gini. El signo más indica que existe una correlación positiva, es decir, que, en conjunto, las provincias más desiguales en el año 1973 continuaban siéndolo en 1991. Sin embargo, su reducido valor, tanto en niveles (0,29) como al considerar la posición en el ranking (0,31), confirma que la movilidad entre provincias no es desdeñable ⁶⁴. Este hecho, que ya se desprendía de la observación de los mapas anteriores, se ve reforzado por la representación de las correlaciones que aparece en el gráfico V.5.

Desigualdad entre provincias y en el tiempo

Li, Squire y Zou (1998) han señalado que las distribuciones de la renta son muy distintas entre países y, además, varían muy lentamente en el tiempo, por lo que las diferencias pueden mantenerse durante periodos prolongados. La apreciación anterior puede resumirse, en nuestro caso, en dos proposiciones. En primer lugar, que la desigualdad es relativamente estable dentro de cada provincia. En segundo lugar, que varía de forma importante entre provincias.

Con el fin de contrastar las dos proposiciones anteriores, se plantea un análisis de varianza, a partir de la siguiente ecuación

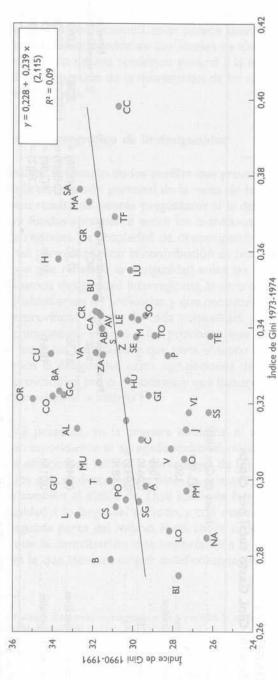
$$g_{it} = \alpha + \lambda_i + \mu_t + u_{it} \tag{V.1}$$

donde g_{it} representa el índice de Gini; λ_i un efecto fijo individual; μ_i el efecto fijo temporal; y u_{it} es la perturbación aleatoria. Se introducen como restricciones de identificación, con el fin de evitar problemas de multicolinealidad (Goerlich, 2000), las restricciones lineales $\sum_{i=1}^{50} \lambda_i = 0$ y $\sum_{t=1}^{3} \mu_t = 0$.

El cuadro V.2 presenta los resultados de la estimación de (V.1), permitiendo confirmar que las diferencias entre provincias son más importantes que dentro de una provincia en el tiempo. En efecto, el cuadro V.2 indica que los efectos fijos, provinciales y temporales, explican el 58,4 % de la variabilidad total de los índices de Gini. Sin embargo, el 47,5 % de la

⁶⁴ Este resultado contrasta con la persistencia, o relativa inmovilidad, de las posiciones relativas en renta per cápita. En esta variable, el coeficiente de correlación simple entre los años 1973 y 1991 asciende a 0,91, muy superior al 0,29 del índice de Gini.





Entre paréntesis el estadístico L Fuente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

CUADRO V.2 Índice de Gini. Gasto total per cápita

					Nivel de significatividad	2,28 0,0003	12,81 0,0000 38,22 0,0000
						11	F(2,98) = 1.833 F(2,98) = 12 CHI(2) = 38
					Porcentaje sobre SCT	47,50	10,88
					Porcentaje sobre Po SCE	81,36	18,64
Índice de Gini. Nivel	1973-1991	0,1045	0,0610	0,5838		0,0496	0,0114
Serie:	Periodo:	Total (SCT)	Explicada (SCE)	R ²		Factores provinciales	Factores temporales

Noto: Los estadísticos F(...) hacen referencia a inferencia estándar, y los estadísticos CHI(.) a inferencia robusta frente a la heterocedasticidad. Fuente: www.lvie.es y Goerlich y Mas (2001).

varianza en g_{it} tiene como origen diferencias interprovinciales, mientras que sólo el 10,9 % ⁶⁵ se explica por variaciones a lo largo del tiempo. En consecuencia, todo parece apuntar a que las provincias oscilan alrededor de sus niveles de desigualdad a largo plazo, dentro de una tendencia general a la reducción del nivel y de la dispersión de la distribución de las rentas per cápita entre provincias ⁶⁶.

Descomposición geográfica de la desigualdad

Antes de finalizar la revisión de los perfiles que presenta la desigualdad en la distribución personal de la renta de las provincias españolas, resulta de interés preguntarse si la desigualdad se encuentra fundamentalmente entre los individuos, las provincias o las regiones. La propiedad de descomponibilidad del índice de Theil permite analizar la contribución de tres componentes: a) uno que reflejaría la desigualdad entre las CC. AA., que denominamos desigualdad interregional; b) otro que reflejaría la desigualdad entre las provincias, y que constituye la desigualdad interprovincial dentro de cada comunidad; y c) finalmente, un componente interno a las provincias que refleja la desigualdad entre los individuos, y que sería el único existente si elimináramos la desigualdad entre agrupaciones de los mismos, tanto provinciales como regionales, y que llamaremos desigualdad interpersonal o interna ⁶⁷.

El cuadro V.3 presenta, en la primera columna, el índice de Theil (0) correspondiente al agregado nacional, mientras que las restantes ofrecen los valores y porcentajes de los tres elementos en los que se descompone éste. La primera observación es que también el índice de Theil confirma la reducción de la desigualdad a lo largo del periodo, y con mayor intensidad en la segunda parte del mismo. Pero, sobre todo, el cuadro ilustra que la contribución más importante a la desigualdad global es la que tiene su origen en el componente individual.

⁶⁵ Los porcentajes anteriores representan el 81,4 y el 18,6 %, respectivamente de la variabilidad explicada.

⁶⁶ Este resultado debe tomarse con prudencia, ya que el reducido número de observaciones en la distribución temporal puede introducir sesgos en esta dirección.

⁶⁷ En el apartado 1 del capítulo I pueden encontrarse los aspectos más técnicos de esta descomposición.

CUADRO V.3
Desigualdad interregional, interprovincial e interpersona Gasto total per cápita

		Intern	Interregional	Interp	nterprovincial	Interp	interpersonal
	Indice global	Índice	Porcentaje	Índice	Porcentaje	Índice	Porcentaje
EPF 1973-1974	0,1982	0,0228	11,52	0.0046	2.32	0,1708	86.16
EPF 1980-1981	0,1884	0,0133	7,07	0,0019	1,02	0,1731	91,91
EPF 1990-1991	0,1714	0,0151	8,81	0,0019	1,12	0,1544	90,07

rente: www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001).

De hecho, la eliminación de las desigualdades internas, manteniendo constantes las diferencias provinciales y regionales, reduciría la desigualdad global en alrededor del 90 %. El segundo componente en importancia es el interregional, con valores en torno al 9 %. Por último, la reducción del componente provincial contribuiría muy poco a la reducción de la desigualdad global (aproximadamente un punto porcentual). Es decir, si mantuviéramos constantes las diferencias entre los individuos y las Comunidades Autónomas, la reducción de la desigualdad interprovincial prácticamente no tendría ningún efecto sobre la agregada. También sería muy limitado el efecto de eliminar las diferencias medias interregionales. En definitiva, el problema de la desigualdad en España no tiene fundamentalmente un origen territorial, sino que se origina entre las personas, siendo, en gran medida, independiente del territorio que habiten.

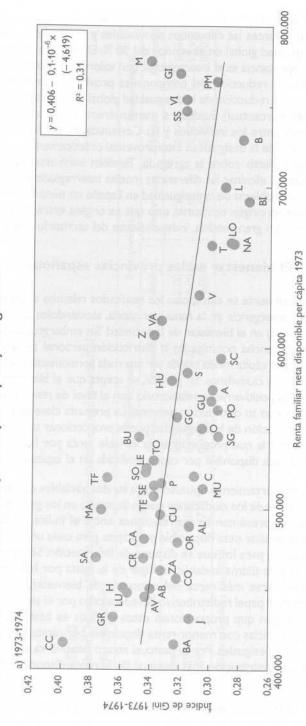
3. El bienestar en las provincias españolas

Habitualmente se extrapolan los resultados relativos al crecimiento y la convergencia en la renta per cápita, asociándolos con mejoras (pérdidas) en el bienestar de la sociedad. Sin embargo, cuando existen diferencias notables en la distribución personal de la renta, la renta per cápita media puede ser una mala aproximación del bienestar de los ciudadanos. En general, se acepta que el bienestar se encuentra positivamente relacionado con el nivel de renta, y negativamente con su distribución personal. La pregunta clave es, por tanto, si la evolución de la desigualdad puede proporcionar una imagen diferente a la que proporcionan la variable renta por habitante, o la renta neta disponible per cápita, analizada en el capítulo II.

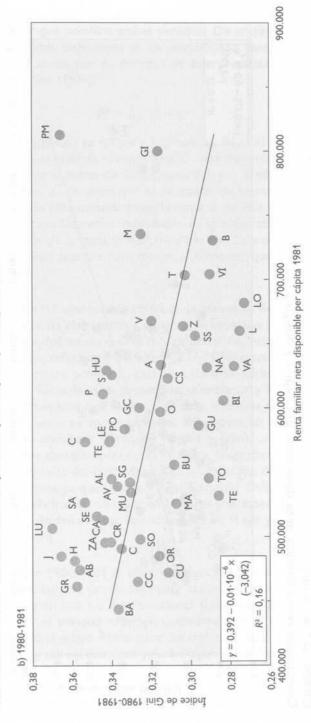
El comportamiento opuesto entre las dos variables que afectan al bienestar de los ciudadanos queda ilustrado en los gráficos V.6. En ellos se presentan las correlaciones entre el índice de Gini y la renta familiar neta disponible per cápita para cada uno de los tres periodos para los que se dispone de información. Se ha seleccionado esta última variable, en lugar de la renta por habitante, por encontrarse más cerca del concepto de bienestar, al tener en cuenta el papel redistributivo llevado a cabo por el sector público. La imagen que proporcionan estos gráficos es bastante directa: las provincias con menor renta disponible per cápita son también las más desiguales. Por lo tanto, el atraso relativo va acompañado de una distribución más desigual de la renta disponible ⁶⁸.

⁶⁸ El mismo resultado se obtiene cuando se utiliza la variable renta per cápita.

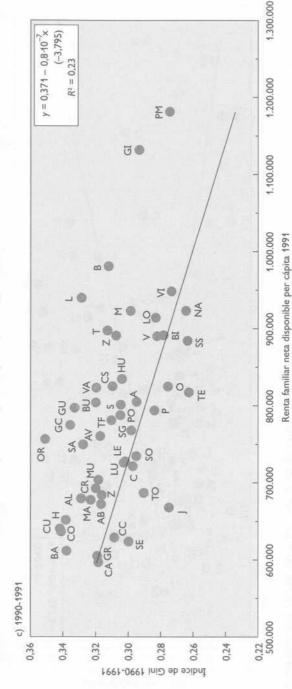
Correlación renta familiar neta disponible per cápita y desigualdad **GRÁFICO V.6**



Correlación renta familiar neta disponible per cápita y desigualdad GRÁFICO V.6 (continuación)



Correlación renta familiar neta disponible per cápita y desigualdad GRÁFICO V.6 (cont.)



Entre parêntesis el estadístico t. Fuente: Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

Por las razones anteriores, resulta de interés elaborar un índice de bienestar que combine ambas variables. De entre la amplia gama de índices disponibles se ha seleccionado, tanto por su popularidad como por su facilidad de interpretación, el propuesto por Sen (1974):

$$W_i = \mu_{d,i} (1 - g_i)$$
 (V.2)

dónde el subíndice i se refiere a la provincia; W es el índice de bienestar; μ_d el nivel de la renta familiar neta disponible media per cápita, y g el índice de Gini. Como $0 \le g \le 1$, ello implica que $0 \le W \le \mu_d$. Es decir, que el indicador de bienestar para cada provincia sólo coincidirá con la renta disponible por habitante en el caso, altamente improbable, de igualdad absoluta en la distribución de la renta $(g_i = 0)$, mientras que en todas las demás situaciones siempre será menor el bienestar que la renta disponible.

En el gráfico V.7 aparecen los índices de bienestar de las provincias españolas elaborados a partir de la ecuación (V.2) para los tres periodos en los que se realizaron las encuestas. El panel izquierdo, referido a los años 1973-1974, situaba a Illes Balears, las cuatro provincias catalanas, las tres vascas, Madrid, Navarra, La Rioja, las tres provincias valencianas y Valladolid como las provincias con mayor bienestar, mientras que en el extremo opuesto se encontraban las dos provincias extremeñas, algunas andaluzas (Granada, Huelva y Jaén), una gallega (Lugo) y dos castellano-leonesas (Ávila y Salamanca). Por lo tanto, la geografía del bienestar no es muy distinta de la de la renta per cápita, ya que las que mayor bienestar disfrutan son, además de Madrid, las situadas en el norte y el este, mientras que las más desfavorecidas se encuentran en el sur y el oeste de la península.

En el periodo 1980-1981 se observan algunos cambios, aunque de poca entidad. Las provincias mejor situadas, con niveles de bienestar superiores a la media nacional, siguen siendo las mismas que en el periodo anterior, uniéndose a ellas Huesca y abandonando el grupo Pontevedra. Sin embargo, diez años más tarde la geografía del bienestar ya sufre algunos cambios de mayor importancia. Por una parte, cae una provincia del grupo de las mejor situadas, Guadalajara, mientras que, por otra, se incorporan a este grupo Asturias, Palencia y Teruel.

GRÁFICO V.7 Bienestar¹ Miles de pesetas de 1986

	1973	1981	1991
Illes Balears	538.3	516,1	857.
Barcelona	526,0	520,4	674,7
Girona	522,4	547.5	800,0
Álava	514,9	500,6	689,1
Madrid	512,1	497,0	647,3
Guipúzcoa	510,0	461,7	651,4
Vizcaya	501,3	434,9	643,2
Lleida	496.6	479,4	630.8
Navarra	475,5	448,2	679,1
La Rioja	474.8	496,6	655,3
Tarragona	464.9	491,3	616.7
València	438,0	455,1	638,9
Castelló	419,9	429,7	569.5
Valladolid	411,4	457.6	560.0
Alacant	402,9	434,7	567,5
Zaragoza	402.3	462.9	616,8
Cantabria	400,2	413,8	557,0
Guadalaiara	397,4	413,7	531,6
Pontevedra	396.1	389.8	547,5
Huesca	390,7	414,5	580,9
Segovia	384,8	363,6	538,7
Asturias	382,1	409,5	597,5
Las Palmas	377,5	405,3	514.7
A Coruña	358.8	371,7	507,0
Murcia	356.6	358,6	479,5
Burgos	355,1	385.2	346,8
Toledo	351.1	387,5	487,2
León	345.3	379,5	507,8
Palencia	344,4	401,3	568,4
Soria	343,3	336,5	517.6
Sevilla	340,9	337.3	436.5
Teruel	336,4	380,7	602,6
Almeria	335,9	360,3	455,8
Cuenca	331.1	325,8	421.2
C. de Tenerife	327,6	378,7	538,6
Ourense	325.3	332,5	490,9
Cádiz	315,8	337.2	406.6
Málaga	313,1	364,9	458,6
Córdoba	309,8	327,0	419,2
Zamora	308,1	326,1	467.6
Ciudad Real	307,8	327,7	470.9
Albacete	297.4	306,1	459,2
Jaén	296,8	308,3	484,2
Salamanca	292.8	341,3	503.8
Ávila	292.6	358.2	519,2
Huelva	289,6	309.3	431,0
Lugo	288,8	319,8	506.0
Badajoz	281,5	294,8	404,7
Granada	275.0	297.1	411,9
Cáceres	250,7	313.7	434,8
Caccios		313,1	13.1,0

¹ Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini). Fuente: Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

La inclusión de estas tres provincias, especialmente la última, en el grupo de las más favorecidas suscita la pregunta de si el origen del cambio se encuentra en que la renta familiar neta disponible era superior a la media nacional, o en la menor desigualdad en la distribución personal de la misma. El gráfico V.8 presenta los datos de renta familiar neta disponible per cápita para los mismos años en los que se realizaron las encuestas: 1973, 1981 y 1991. La comparación de esta información con la contenida en el gráfico V.7 indica que existe un estrecho paralelismo entre ambos indicadores, la renta y el bienestar (la renta corregida por la desigualdad). En efecto, aunque se produzcan cambios en el ordenamiento de las provincias según se utilice un indicador u otro, éstos son, en general, de poca entidad. Por ejemplo, en el año 1973 Illes Balears ocupaba la primera posición en el ranking, según el indicador de bienestar, y la tercera, de acuerdo con el de renta disponible.

De las tres provincias que afloran en el periodo 1990-1991 con niveles de bienestar superiores a la media nacional (Asturias, Palencia y Teruel), la primera es identificada dentro de este grupo cuando se ordenan las provincias de acuerdo con la variable renta disponible, mientras que Palencia y Teruel se sitúan por debajo de la media aunque sólo de forma marginal. De hecho, en la primera provincia la renta disponible era en ese año el 97 % de dicha media, y en la segunda el 99,8 %.

Un caso interesante es el de la provincia de Vizcaya en el año 1981. El gráfico V.8 indica que esta provincia tenía en ese año una renta disponible inferior a la media española y, sin embargo, el gráfico V.7 la incorpora al grupo de provincias con niveles de bienestar superiores a dicha media. El origen del cambio en el ordenamiento se encuentra en que esta provincia es de las más igualitarias de España en los tres años a los que se refieren las encuestas (véase cuadro V.1).

En definitiva, lo que ambos gráficos indican es que las diferencias entre provincias en la distribución de la renta son de poca entidad, sobre todo si se las compara con las existentes en las rentas disponibles. Por esta razón, la última variable es, en nuestro caso, un buen indicador del bienestar ⁶⁹. Esta apreciación

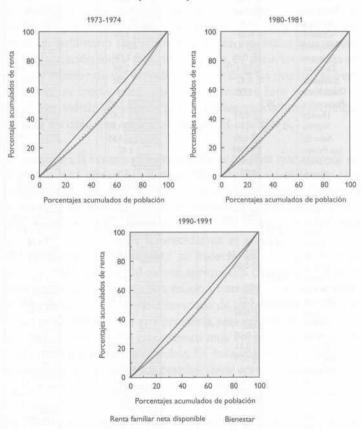
⁶⁹ El mismo resultado se obtiene cuando se analiza una muestra amplia de países utilizando los índices de desigualdad elaborados por Deininger y Squire (1996).

GRÁFICO V.8 Renta familiar neta disponible per cápita Miles de pesetas de 1986 por habitante

	1973	1981	1991
Madrid	778,0	736,3	922,2
Girona	770,4	800,8	1,131,3
Illes Balears	765.4	813.5	1181,0
Álava	754,2	705,0	947,7
Guipúzcoa	747,1	657,2	883,7
Barcelona	729,3	731,3	980,1
Lleida	699,8	661,0	939.0
Vizcaya	690.9	606,8	890,7
La Rioja	665;2	682,6	913,4
Navarra	664,5	632.5	922,6
Tarragona	663,6	704,3	896,7
València	632,8	668,7	889,5
Valladolid	616.9	633,5	822,5
Zaragoza	607.8	664,6	890,1
Castelló	593.5	624,0	824.4
Cantabria	584,5	626,6	800.5
Huesca	579,5	630,2	833,9
Alacant	574,0	634,4	804.2
Guadalajara	566,9	587,2	796,3
Pontevedra	561,4	584,5	786,9
Las Palmas	556,8	601,1	774,1
Asturias	549,9	597.9	824,2
Segovia	545,0	543,1	767,0
Burgos	544,3	556,8	803,3
Toledo	530,0	546,3	686,0
León	525,1	575,5	726,9
Soria	522,5	498,9	733,8
A Coruña	520,2	574,7	720,7
C. de Tenerife	519.1	574,6	780,3
Palencia	515,8	611,9	793,2
Sevilla	514,3	516,8	622,9
Murcia	512,5	535,3	702,9
Teruel	507,7	532,8	816,7
Málaga	499,2	526,7	677,0
Cuenca	496,3	473,0	639,6
Almería	489,1	545,8	678,7
Cádiz	481,2	513,8	596,1
Ourense	479,1	485,9	755,7
Salamanca	469;3	527,7	748,8
Ciudad Real	469;2	496,6	691,9
Zamora	461,6	496,4	683,3
Córdoba	456,7	491,6	635,7
Huelva	450,9	482.1	650,9
Albacete	450,3	475.2	671,4
Lugo	447,7	507,4	725,2
Ávila	445,2	540,1	759,8
Granada	432,6	462,3	604,4
Jaén	431,9	485,8	667,2
Cáceres	416,5	465,9	628,3
Badajoz	415.9	444,3	610,7
Ceuta	407,6	487,3	728,1
Melilla	403,8	500,8	709,9
0 5	200 800 900 900 900 900 900 900 900 900 9	000000000000000000000000000000000000000	200

queda confirmada por la superposición de las curvas de Lorenz correspondientes a la renta disponible y el bienestar que aparecen en el gráfico V.9. En los tres periodos las diferencias son prácticamente imperceptibles, sobre todo en los extremos superiores de la distribución, incidiendo nuevamente en el hecho de que las provincias más ricas son también las más igualitarias.

GRÁFICO V.9 Curvas de Lorenz Renta familiar neta disponible y bienestar

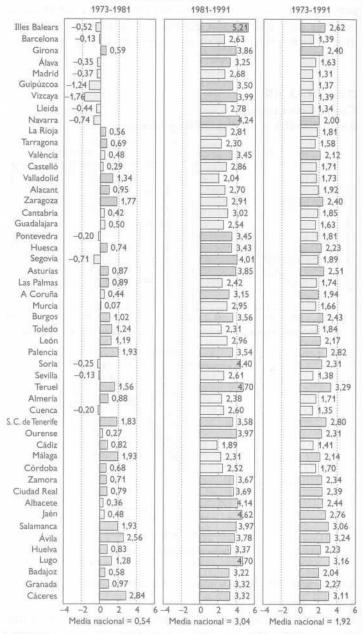


Fuente: Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

El gráfico V.10, que recoge las tasas de variación de la renta familiar neta disponible corregida por la desigualdad (el bienestar), ofrece algunas informaciones de interés. En primer lugar, el panel

GRÁFICO V.10 Bienestar¹

Tasas de variación anual acumulativa



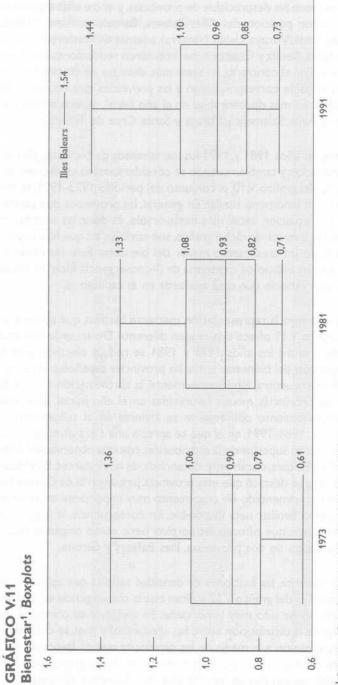
¹ Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini). Fuente; Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

izquierdo, referido al primer subperiodo 1973-1981, indica que un número no despreciable de provincias, y entre ellas algunas de las mejor posicionadas (Illes Balears, Barcelona, Álava, Madrid, Guipúzcoa, Vizcaya, Lleida, Navarra), además de Pontevedra, Segovia, Soria, Sevilla y Cuenca experimentaron reducciones en el bienestar. Por el contrario, las tasas más elevadas de crecimiento en esta variable correspondieron a las provincias que ocupaban las posiciones más desfavorables en el año inicial, especialmente Cáceres, Ávila, Salamanca, Málaga y Santa Cruz de Tenerife.

Entre los años 1981 y 1991 los incrementos de bienestar son generalizados; y también cuando se considera, como en el panel derecho del gráfico V.10, el conjunto del periodo 1973-1991, se observa un fenómeno similar. En general, las provincias que partían de una situación inicial más desfavorable, es decir, las situadas en la parte inferior de dicho gráfico, son también las que han experimentado un crecimiento mayor del bienestar. Este resultado es un primer indicio de existencia de β -convergencia interprovincial en esta variable que será analizada en el capítulo VI.

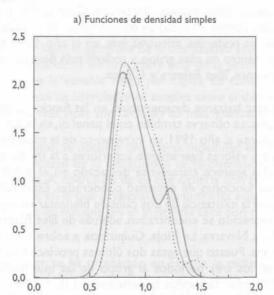
Sin embargo, la representación mediante boxplots que aparece en el gráfico V.11 ofrece una imagen diferente. De acuerdo con este gráfico, entre los años 1973 y 1981 se redujo efectivamente la dispersión del bienestar entre las provincias españolas. En el origen se encuentra, fundamentalmente, la aproximación a la media de las provincias menos favorecidas en el año inicial. Pero este comportamiento convergente se invierte en el subperiodo siguiente, 1981-1991, en el que se aprecia una clara divergencia en el extremo superior de la distribución, con una observación atípica, Illes Balears, claramente distanciada de las restantes. En el capítulo II ya se destacó que esta provincia, junto con la de Girona, habían experimentado un crecimiento muy importante en la variable renta familiar neta disponible. En consecuencia, la imagen de divergencia que ofrecen los boxplots tiene como origen la evolución atípica de dos provincias, Illes Balears y Girona.

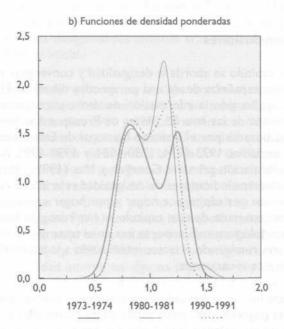
No obstante, las funciones de densidad simples que aparecen en el panel a) del gráfico V.12 indican que la convergencia en esta variable no ha sido muy importante. En efecto, si se comparan las colas de la distribución entre los años inicial y final, se constata la aproximación a la media de las provincias menos favorecidas, así como el alejamiento de dicha media de alguna(s) provincia(s) bien posicionada(s) (las ya identificadas, Illes Balears y Girona).



¹ Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita - (1-Gini). Fuente: Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

GRÁFICO V.12 Funciones de densidad Bienestar¹





¹ Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini). Fuente: Fundación BBVA; www.ivie.es y Goerlich y Mas (2001); INE y elaboración propia.

En el resto de la distribución, lo más llamativo es el alisamiento del segundo máximo local que se detecta en la función correspondiente al periodo inicial. En efecto, en el año 1973 un grupo de provincias (Illes Balears, Barcelona, Girona, Álava, Madrid, Guipúzcoa, Vizcaya y Lleida) se encontraban claramente distanciadas de las restantes, mientras que, en el año 1991, tan sólo pervivían dentro de este grupo, y todavía más desmarcadas que anteriormente, Illes Balears y Girona.

Pese a pasar bastante desapercibido en las funciones de densidad simples, se observa también en el panel a), en la función correspondiente al año 1991, un incremento de la masa de probabilidad para valores ligeramente superiores a la media nacional. Este hecho aparece claramente destacado en el panel b), que recoge las funciones de densidad ponderadas. Éstas identifican claramente la existencia de dos clubs de bienestar en España. En el más favorecido se encontraban, además de Illes Balears y Girona, Álava, Navarra, La Rioja, Guipúzcoa y, sobre todo, Madrid y Barcelona. Puesto que estas dos últimas provincias han pertenecido en los tres periodos al grupo de las que disfrutan de mayor bienestar, se explica la permanencia de los dos clubs de ciudadanos a lo largo del tiempo.

4. Conclusiones

En este capítulo se aborda la desigualdad y convergencia de las provincias españolas desde una perspectiva diferente. El punto de partida ha sido la información de datos microeconómicos procedentes de las tres Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en los periodos 1973-1974, 1980-1981 y 1990-1991. A partir de la información primaria, Goerlich y Mas (1999a) han construido diversos indicadores de desigualdad referidos a variables en términos per cápita, por hogar y por hogar equivalente. En el primer apartado de este capítulo se han recogido los aspectos metodológicos más importantes en el tratamiento de la información, remitiendo al lector interesando a la publicación anteriormente mencionada.

De entre los cinco indicadores disponibles, los tres conceptos de renta (ingreso total, gasto total y gasto monetario) y las tres escalas de equivalencia (por hogar, per cápita y per cápita equivalente), se ha seleccionado el índice de Gini referido a la variable gasto total per cápita, por las razones mencionadas en el texto.

Al observar los valores de este índice, tanto entre provincias como su evolución en el tiempo, se observan los hechos siguientes. En primer lugar, la geografía de la desigualdad sitúa a las provincias más igualitarias en el norte y este de la península, como ya ocurría con la variable renta per cápita. En consecuencia, y como confirman las correlaciones simples entre ambas variables, las provincias más ricas son también las más igualitarias.

En segundo lugar, se observa una cierta movilidad en la dispersión interprovincial de la desigualdad en la distribución personal de la renta. A diferencia de lo que ocurría con la renta per cápita, variable en la que la persistencia entre las posiciones iniciales y finales es notable, en el índice de Gini son mucho más tenues.

En tercer lugar, se ha producido en España la reducción de la dispersión en la distribución personal de la renta a lo largo de todo el periodo. En este sentido, las diferencias de renta entre los ciudadanos españoles eran menores en el año 1991 que en 1973. Sin embargo, en un número no despreciable de provincias, quince, las desigualdades internas eran mayores en el año final que en el inicial.

En cuarto lugar, la reducción de la dispersión en el conjunto del periodo se produjo fundamentalmente en la segunda parte del mismo, entre los años 1980 y 1990. Esos años conocieron cambios institucionales muy importantes, al coincidir en esta etapa la instauración de la democracia, la creación del Estado de las Autonomías, así como la incorporación de España a la Unión Europea. Además, la reducción de la dispersión afectó tanto a las provincias ricas como a las pobres, agrupándolas en torno a una media común. Por el contrario, la pequeña reducción de la dispersión que se produjo en el primer subperiodo, entre los años 1973-1974 y 1980-1981, tuvo como origen la reducción de la desigualdad interna en algunas provincias con índices de Gini elevados, especialmente Cáceres, sin que el resto de la distribución sufriera modificaciones importantes.

Por otra parte, el análisis de varianza de los índices de desigualdad para las provincias españolas indica que el origen de su variabilidad se encuentra en las diferencias interprovinciales, y no en los cambios que experimenta cada provincia con el transcurso del tiempo. En otras palabras, la dispersión entre provincias en un momento del tiempo es mayor que la existente para cada una de ellas en las tres observaciones temporales de las que se dispone. Este resultado parece apuntar a que las provincias oscilan alrededor de sus niveles de desigualdad a largo plazo, dentro de una tendencia general a la reducción del nivel y de la dispersión de la distribución de la renta per cápita entre provincias.

Al hacer uso de la propiedad de descomponibilidad del índice de Theil, se comprueba que los aspectos territoriales son poco importantes en la explicación de las diferencias en la distribución de la renta. Aproximadamente el 90 % de la desigualdad total tiene su origen en el componente interpersonal, por lo que las acciones destinadas a reducir las desigualdades en la distribución personal de la renta deben dirigirse a los individuos y no al territorio que habitan.

Habitualmente se considera que la renta per cápita es un indicador imperfecto del bienestar, porque no toma en consideración si ésta se distribuye de forma muy desigual entre los ciudadanos. De hecho, existe una correlación negativa y significativa entre la renta familiar neta disponible per cápita y el índice de Gini en las provincias españolas, confirmando que las provincias más pobres son también las más desiguales.

Sin embargo, en nuestro país, las diferencias interprovinciales en la variable renta son muy superiores a las existentes en los índices de desigualdad. Por esta razón, los perfiles que presenta el índice de bienestar de Sen (1974) elaborados en este capítulo son muy parecidos a los que se obtienen cuando se analiza la renta familiar neta disponible per cápita.

De acuerdo con la variable bienestar, todas las provincias españolas han mejorado en el periodo completo, entre los años 1973-1974 y 1990-1991, aunque en el primer subperiodo 1973-1974 y 1980-1981 algunas provincias perdieran, como consecuencia de la caída experimentada por la renta disponible. Por último, en los tres periodos se observa la existencia de dos *clubs* de provincias, perteneciendo al grupo de las de mayor bienestar Illes Balears, las cuatro provincias catalanas, las tres vascas, Madrid, Navarra y La Rioja.

En definitiva, las diferencias en renta de los ciudadanos españoles eran menores en el año 1991 que en 1973, gracias, sobre todo, a la reducción de la desigualdad que se produjo a partir de la instauración de la democracia. De esta mejora no se han beneficiado todas las provincias, puesto que en quince de ellas han aumentado los índices de Gini entre esos años. Sin embargo, dado el crecimiento positivo experimentado por la renta familiar neta disponible, en todas ellas se ha producido un crecimiento del bienestar entre los años 1973 y 1991.

VI. β-CONVERGENCIA. SÍNTESIS DE RESULTADOS

En los capítulos II a V se ha revisado la información que suministran los estadísticos asociados a la σ -convergencia para un conjunto amplio de variables. En éste se propone realizar un recorrido similar, pero acudiendo al segundo concepto de convergencia que ha hecho fortuna en la literatura actual, el de β -convergencia.

En el capítulo I se indicó que aunque existen distintos conceptos de convergencia, la $\sigma\text{-convergencia}$ y la $\beta\text{-convergencia}$ eran los más habituales. Como ya se enunció entonces, se dice que una variable presenta $\beta\text{-convergencia}$ cuando las provincias que parten de una situación inicial más desfavorable experimentan tasas más elevadas de crecimiento. Ambos conceptos no son necesariamente coincidentes, pudiendo proporcionar imágenes contrapuestas. Sin embargo, la existencia de $\beta\text{-convergencia}$ es condición necesaria, aunque no suficiente, de la $\sigma\text{-convergencia}^{70}$.

Desde nuestro punto de vista, el concepto relevante es el de σ -convergencia, fundamentalmente porque permite seguir la trayectoria de la variable a lo largo de todo el periodo, mientras que la β -convergencia restringe el análisis a la posición inicial y a la tasa de crecimiento entre el inicio y el final del periodo, sin detectar qué ha ocurrido en los años intermedios, ni tampoco si las conclusiones se ven afectadas por la existencia de *shocks* transitorios en los dos años extremos.

 $^{^{70}}$ Por otra parte, la $\sigma\text{-convergencia}$ es condición suficiente, pero no necesaria, de la $\beta\text{-convergencia}.$

Pese a ello, resulta de interés realizar un análisis sistemático de la β -convergencia en todas las variables, con el fin de resumir las conclusiones más importantes que se han obtenido en los capítulos previos. Con este objetivo de síntesis, el capítulo se estructura de la forma siguiente. El apartado 1 se destina a analizar la β -convergencia en las tres variables agregadas básicas: renta por habitante, renta familiar neta disponible per cápita y bienestar. El apartado 2 se centra en la productividad del trabajo y los indicadores de capitalización de las provincias españolas. El apartado 3 se refiere exclusivamente al sector privado y a cuatro de los grandes sectores que lo integran: agricultura, manufacturas, construcción y servicios. Por último, el apartado 4 presenta las principales conclusiones del capítulo.

Los grandes agregados: renta, renta familiar neta disponible y bienestar

Como se indicó en el capítulo I, la contrastación de la existencia de β -convergencia se realiza a partir de la estimación de ecuaciones en las que la variable dependiente es la tasa de crecimiento de la misma, y la independiente su valor en el momento inicial. Cuando existe una relación negativa entre ambas, indicando que las provincias que parten de una situación más desfavorable son las que han experimentado un crecimiento mayor, se concluye que existe β -convergencia absoluta o no condicionada. Cuando en la misma ecuación se incluyen variables adicionales, entonces se dice que la β -convergencia es condicionada o relativa.

La estimación de la ecuación de β -convergencia absoluta correspondiente a la variable renta per cápita ⁷¹ aparece en el cuadro VI.1. Según la información de este cuadro, ha existido β -convergencia absoluta en la renta por habitante de las provincias españolas entre los años 1955 y 1998. La velocidad de convergencia estimada es del 1,7 % anual. Al distinguir por subperiodos, el cuadro confirma que la reducción de las desigualdades en el conjunto del periodo tuvo como origen lo acontecido en la primera parte del mismo, entre los años 1955 y 1979, ya que a partir de entonces la velocidad se ralentiza, pasando del 2,0 % del primer subperiodo al 1,1 % anual del segundo.

⁷¹ Definida, como en el capítulo II, por la ratio PIB/población.

CUADRO VI.1 B-convergencia no condicionada en PIB per cápita

	1955-1979	626	1979-1998	8661	1955-1998	1998
	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t
Constante	0,1276 -0,0157 0,566 1,97	11,0460	0,0924 -0,0100 0,191 1,11	5,8019	0,1023 -0,0122 0,610 1,73	16,2567

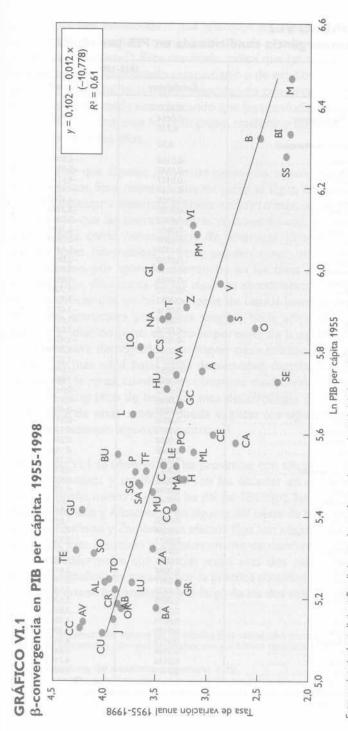
Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia. Obsérvese, además, que el estadístico R^2 sufre una drástica reducción en la estimación de la ecuación correspondiente al periodo 1979-1998, indicando que entre estos años la situación inicial tenía menor capacidad explicativa de las tasas de crecimiento posteriores que en la primera parte del mismo.

La ilustración de la existencia de β-convergencia no condicionada en renta per cápita, para el conjunto del periodo 1955-1998, la ofrece el gráfico VI.1 72. En él se observa claramente que las provincias que partían de una situación más desfavorable son, efectivamente, las que más han crecido. Este gráfico permite detectar, observando el extremo derecho del eje horizontal, las bajas de crecimiento experimentadas por las cuatro provincias con mayor renta por habitante en el año 1955: Guipúzcoa, Vizcaya, Barcelona y, sobre todo, Madrid. Este resultado confirma el que ya se obtuvo en el capítulo II cuando se indicaba que la convergencia se había producido fundamentalmente desde arriba, al aproximarse la renta per cápita de las más ricas a la media nacional. Entonces ya se señaló que en el origen de este resultado se encontraban los fuertes flujos migratorios hacia las provincias más dinámicas que no fueron acompañados de crecimientos en el producto de similar intensidad.

Aunque se acaba de comprobar que ha existido β -convergencia absoluta en renta per cápita, resulta también de interés considerar si alguna(s) característica(s) de las provincias españolas hace(n) que los equilibrios de largo plazo sean distintos. La estimación de la ecuación de convergencia, que hace uso de la estructura de panel de los datos incorporando efectos fijos tanto temporales como provinciales, aparece en el cuadro VI.2. En este caso, la β -convergencia está condicionada a características inobservables de las provincias, resumidas en una variable ficticia para cada una de ellas.

La estimación contenida en el cuadro VI.2 confirma la existencia de una relación negativa y significativa entre la renta per cápita inicial, correspondiente al año 1955, y la tasa de crecimiento posterior. Sin embargo, obsérvese que la velocidad de convergencia es ahora superior: el 4,3 en lugar del 1,7 % de la β -convergencia absoluta.

 $^{^{72}}$ En este gráfico, y en todos los relativos a la β -convergencia que siguen, las provincias son identificadas por el código que les asignaban las antiguas matrículas automovilísticas.



Entre paréntesis el estadistico t. Estadisticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

CUADRO VI.2 β-convergencia condicionada en PIB per cápita

	1955-	1998
	Coeficiente	Ratio-t
Constante	0,3007	10,0016
	-0.0414	-8.8551
og PIB per cápita		0,000
2	0,710	
elocidad (porcentajes)	4,32	
Granada	-0,0168	-6,8097
Sevilla	-0,0147	-5,0944
Badajoz	-0,0157	-4,5773
Cádiz	-0,0124	-4,4727
Ceuta	-0.0109	-3,3788
Albacete	-0,0080	-3,3108
A STATE OF THE STA	-0,0093	-3,0260
Zamora		
Ourense	-0,0095	-2,7695
.ugo	-0,0089	-2,5680
1elilla	-0,0109	-2,4415
1álaga	-0,0050	-2,0652
ontevedra	-0,0037	-1,9060
NEW PROPERTY AND ADDRESS OF THE PROPERTY OF TH	-0,0037	-1,8589
Zórdoba		-1,7065
-luelva	-0,0070	
Cuenca	-0,0063	-1,7012
A Coruña	-0,0026	-1,6755
eón	-0,0044	-1,6242
Ciudad Real	-0,0050	-1,5805
	-0,0043	-1,4562
Asturias	-0,0041	-1,3929
Ávila		-1,2213
aén	-0,0073	
Almería	-0,0050	-1,0496
Murcia	-0,0020	-1,0039
Toledo	-0,0022	-0,9476
Cáceres	-0,0040	-0,9251
Salamanca	-0,0010	-0,4721
	-0,0000	-0.0119
Segovia		DTM70707070
Cantabria	0,0003	0,1566
Las Palmas	0,0008	0,2691
Alacant	0,0008	0,3866
Soria	0,0012	0,3925
S. C. de Tenerife	0,0022	0,6759
	0,0026	0,8704
Palencia	0.0046	1,1986
Vizcaya	75.45.55.05.00	1,222
Guipúzcoa	0,0047	UM100000
Teruel	0,0063	1,5656
València	0,0038	1,6468
Valladolid	0,0044	1,7966
Huesca	0.0071	2,2568
	0,0095	2,4710
Guadalajara		2,5659
Madrid	0,0091	
Castelló	0,0087	2,6162
Zaragoza	0,0077	3,142
Tarragona	0,0129	3,5196
Barcelona	0,0098	3,530
Lleida	0,0110	3,845
	0,0074	4,195
Burgos		
Navarra	0,0110	4,290
Illes Balears	0,0172	4,447
Álava	0,0169	4,661
La Rioja	0,0116	4,710
	0,0179	5,064
Girona	MIN LEF	2,001

Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

Los efectos fijos provinciales ⁷³ que aparecen en la parte inferior del cuadro son, para un número elevado de provincias (veinticinco), significativos ⁷⁴. Este resultado indica que no todas ellas comparten el mismo estado estacionario o de equilibrio a largo plazo. En este sentido, la mayor velocidad de convergencia en la ecuación condicionada está indicando que las provincias se aproximan más rápidamente hacia su propio equilibrio y no hacia uno común para todas ellas.

El hecho de que algunas provincias presenten signos negativos en los efectos fijos, mientras que en otras el signo es positivo, permite detectar cuáles han crecido menos (o más, si son positivos) de lo que les correspondería, de acuerdo con la estimación común, como consecuencia de presentar características desfavorables (favorables) 75. Éstas pueden tener orígenes diversos, como, por ejemplo, diferencias en las tasas de ahorro y/o inversión, diferencias en las tasas de crecimiento de la población, deficiencias en las dotaciones de capital humano o público, una estructura productiva sesgada hacia actividades de bajo valor añadido (esto es, peso importante de la agricultura), una estructura demográfica con mayor peso relativo de la población de más edad, bajas tasas de actividad, distribución más desigual de la renta, condiciones climáticas desfavorables, o alejamiento geográfico de las zonas más desarrolladas de Europa. Cualquiera de estas razones puede explicar los signos negativos que presentan algunas provincias 76.

En el mapa VI.1 se observa que las provincias con efectos fijos provinciales positivos y significativos son las situadas en el norte y este de España, mientras que en las del sur (Badajoz, Sevilla, Cádiz, Málaga, Granada y Albacete) y en algunas del oeste de la península (Lugo, Ourense y Zamora) los efectos fijos son negativos y significativos. Este resultado pone nuevamente de manifiesto las importantes diferencias que existen entre esas dos partes de la geografía española destacadas por la práctica totalidad de los indicadores que se han analizado a lo largo de los dos volúmenes.

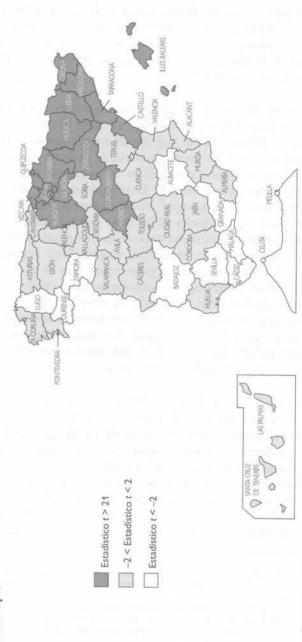
⁷³ No se ofrecen los valores de los efectos fijos temporales porque no suministran información adicional de interés, aunque fueron conjuntamente significativos.

⁷⁴ Con valores del estadístico t superiores a dos.

⁷⁵ Una lectura complementaria es que aquellas provincias que presentan efectos fijos positivos tienen unos valores de equilibrio a largo plazo superiores a la media nacional.

⁷⁶ Lo contrario ocurriria cuando los efectos fijos son positivos.





Fuente: Elaboración propia.

El comportamiento de la β-convergencia no condicionada en la variable renta familiar neta disponible per cápita aparece en el cuadro VI.3. Los resultados que proporciona este cuadro confirman la existencia de convergencia absoluta en el conjunto del periodo, que ahora se extiende entre los años 1967 y 1998 por razones de disponibilidad estadística. Al no ser el periodo común, no puede compararse directamente la velocidad de convergencia que ofrece esta variable con la de la renta por habitante del cuadro VI.1.

La división por subperiodos ofrece una imagen similar a la que proporcionaba la σ-convergencia del capítulo II (cuadro II.3). Entre los años 1967 y 1979 se produjo un intenso proceso de convergencia a una tasa anual del 4,8 %, mientras que en el segundo, la velocidad se redujo al 0,6 % anual. Obsérvese que ésta sí es comparable con la velocidad de la renta per cápita que aparecía en el cuadro VI.1. Al comparar ambas, se comprueba que entre los años 1979-1998 la velocidad de convergencia en renta per cápita fue prácticamente el doble que en renta disponible por habitante.

Además, aunque en estos años el resultado de la estimación indique la existencia de una relación negativa entre la renta disponible inicial, la del año 1979, y la tasa de crecimiento posterior, ésta, además de presentar el coeficiente un valor próximo a cero (-0.006), no es significativa. En este punto conviene recordar que en el capítulo II, al estudiar los estadísticos ligados a la σ -convergencia, se concluía que en estos años se había producido una ligera divergencia. En definitiva, tras la instauración de la democracia no se redujeron las diferencias entre provincias en la variable renta familiar neta disponible por habitante, mientras sí lo hacía la renta per cápita. En este caso, la intervención del sector público, a través de los impuestos directos y las transferencias, ha contribuido a frenar la convergencia.

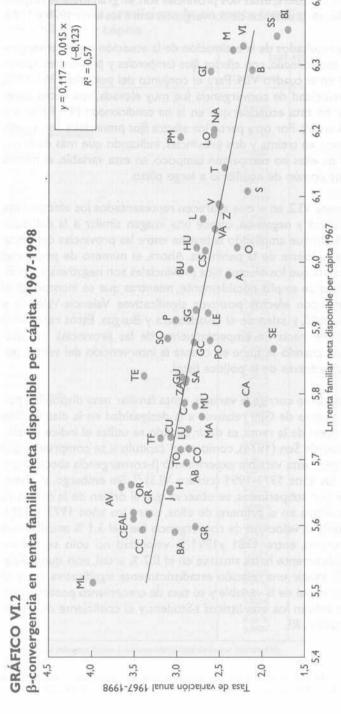
La representación gráfica de la β -convergencia absoluta en renta familiar neta disponible por habitante para el periodo 1967-1998 aparece en el gráfico VI.2. En 1967, las tres provincias vascas, junto con Madrid y dos catalanas (Barcelona y Girona), eran las que presentaban mayores niveles en esta variable. En el tramo superior de la distribución, entre el grupo de las más favorecidas, destacan las elevadas tasas de crecimiento experimentadas por dos provincias, Girona y, sobre todo, Illes Balears. Como ya se señaló

8-convergencia no condicionada en renta familiar neta disponible per cápita

	1967-1979	6261	1979-1998	8661	1967-1998	8661
	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t
Constante Log RFND per cápita R² Velocidad (porcentajes)	0,2566 -0,0366 0,672 4,83	9,6317	0,0591	2,3955	0,1167 -0,0151 0,570 2,03	10,5919

Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

Fuente: Elaboración propia.



Entre paréntesis el estadístico t. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

en el capítulo II, estas dos provincias son, en gran medida, responsables de la ausencia de convergencia entre los años 1979 y 1998.

Los resultados de la estimación de la ecuación de β -convergencia condicionada, con efectos fijos temporales y provinciales, aparecen en el cuadro VI.4. Para el conjunto del periodo 1967-1998, la velocidad de convergencia fue muy elevada, seis veces superior en esta ecuación que en la no condicionada (12,3 frente a 2 % anual). Por otra parte, los efectos fijos provinciales son significativos en treinta y dos provincias, indicando que más de la mitad de ellas no comparten tampoco, en esta variable, el mismo valor común de equilibrio a largo plazo.

El mapa VI.2, en el que aparecen representados los efectos fijos, positivos y negativos, ofrece una imagen similar a la del mapa VI.1, aunque ampliando la brecha entre las provincias del norte y el sudoeste de la península. Ahora, el número de provincias para los que los efectos fijos provinciales son negativos y significativos se amplía notablemente, mientras que se incorporan al grupo con efectos positivos significativos Valencia-València y Valladolid, y salen de él Guadalajara y Burgos. Estos resultados apuntan hacia un empeoramiento de las provincias del sudoeste cuando se tiene en cuenta la intervención del sector público a través de la política fiscal.

Cuando se corrige la variable renta familiar neta disponible por los índices de Gini relativos a la desigualdad en la distribución personal de la renta, es decir, cuando se utiliza el índice de bienestar de Sen (1974), como en el capítulo v, se comprueba que también esta variable experimentó β -convergencia absoluta entre los años 1973-1991 (cuadro VI.5) 77 . Sin embargo, al distinguir por subperiodos, se observa que el origen de la misma se encuentra en el primero de ellos, entre los años 1973 y 1981, cuando la velocidad de convergencia fue del 3,1 % anual. Por el contrario, entre 1981 y1991 la velocidad no sólo se reduce drásticamente hasta situarse en el 0,7 % anual, sino que no parece existir una relación estadísticamente significativa entre el nivel inicial de la variable y su tasa de crecimiento posterior, según indican los estadísticos t-Student y el coeficiente de determinación, R^2 .

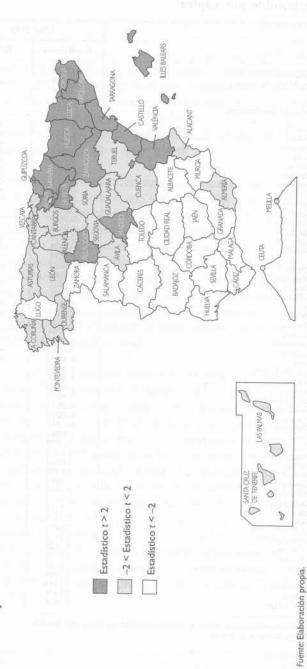
 $^{^{77}}$ En esta variable el periodo temporal está restringido por la disponibilidad de las EPF, por lo que no es estrictamente comparable con las anteriores.

CUADRO VI.4 β-convergencia condicionada en renta familiar neta disponible per cápita

	1967-	1998
- 1	Coeficiente	Ratio-t
onstante	0,7258	12,7987
og RFND per cápita	-0,1089	-12,3079
8 M NO per capita	0,794	12,507
elocidad (porcentajes).	12.28	
Hocidad (porcentajes)	12,20	
idajoz	-0,0257	-7,6603
villa	-0,0261	-6.7565
ranada	-0.0271	-6.6058
adiz	-0.0243	-5,9308
álaga	-0,0130	-5,236
bacete	-0,0179	-5,221
uelva	-0,0161	-5,1966
urcia	-0,0095	-4,5762
	-0.0169	-4,562
órdoba		
áceres	-0,0163	-3,999
iudad Real	-0,0123	-3,762
én	-0.0162	-3,3329
igo	-0.0152	-3,1774
amora	-0,0104	-2,983
euta	-0,0120	-2,6958
oledo	-0.0087	-2,668
lamanca.	-0.0080	-2.5520
uenca	-0,0121	-1,835
Coruña	-0,0053	-1,780
són	-0.0038	-1,442
elilla	-0,0073	-1,270
	-0.0068	-1,190
urense		
meria	-0,0044	-0,713
ontevedra	-0,0024	-0,610
sturias	-0.0018	-0.5929
vila	-0,0007	-0,203
C. de Tenerife	-0,0003	-0,105
govia	0.0001	0.025
oria	0.0003	0.074
		0,365
is Palmas	0,0010	
uadalajara	0,0017	0,365
acant	0,0014	0,473
antabria	0.0012	0.487
eruel	0,0065	1,497
ilencia	0,0070	1,603
zcaya	0,0074	1,711
urgos	0.0060	1,858
uesca	0.0106	2,421
		2,451
astelló	0,0083	
alladolid	0,0083	3,497
uipúzcoa	0.0129	3,917
aragoza	0,0112	4,218
		4.710
avarra	0,0170	
eida	0,0201	4,743
arragona	0.0172	5,185
alència	0,0126	6.110
a Rioja	0,0193	6,145
lava	0,0243	6,307
adrid	0.0264	6,411
rcelona	0,0217	7,192
rona	0,0379	8,873
Balears	0.0404	9.326

Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

MAPA VI.2 Renta familiar neta disponible per cápita. 1967-1998 Efectos fijos



CUADRO VI.5 8-convergencia no condicionada en bienestar

	1973-1981	1981	1981-1991	1991	1973-1991	1991
	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t
Constante	0,1681	5,5309	0,0703	1,7918	0,1018	5,0156
R* Velocidad (porcentaies)	3.09		0.66		0,271	

Estadisticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. 1 Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini).

Fuente: Elaboración propia.

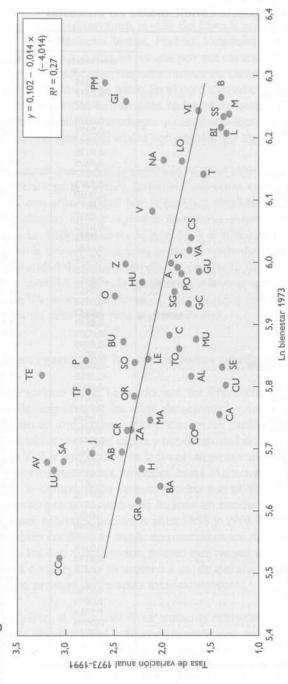
En el origen del resultado anterior se encuentra el comportamiento de uno de los componentes del bienestar, la renta familiar neta disponible y no la distribución personal de la renta. Como se acaba de ver, a partir del año 1979 se produjo un claro estancamiento de la convergencia en la primera variable, mientras que en el capítulo anterior se comprobó que la convergencia de los índices de Gini provinciales fue más intensa a partir de la instauración de la democracia. El resultado de ambos efectos es un claro dominio del primero sobre el segundo, traduciéndose en el estancamiento de la convergencia en la segunda parte del periodo.

La representación de la β -convergencia absoluta en bienestar que aparece en el gráfico VI.3 indica una menor influencia de la condición inicial sobre la tasa de crecimiento posterior de esta variable 78 . Son numerosas las provincias que partiendo de niveles bajos de bienestar han experimentado tasa de variación anuales reducidas entre los años 1973 y 1991, mientras que en otras, con similares niveles iniciales, han presentado tasas muy elevadas. Lo mismo podría decirse de las provincias mejor posicionadas en el año inicial, ya que en algunas de ellas el crecimiento ha sido modesto, como predice la hipótesis de β -convergencia, mientras que en otras, especialmente Illes Balears y Girona, la tasa de crecimiento posterior ha sido muy elevada.

El relativo mal ajuste de la ecuación de convergencia no condicionada apunta a la existencia de diferentes estados estacionarios en las distintas provincias. Así lo confirma la estimación de la ecuación de convergencia condicionada que aparece en el cuadro VI.6. En efecto, al introducir efectos fijos provinciales y temporales, el R^2 se eleva del 0,27 de la ecuación no condicionada hasta el 0,95 de la condicionada. Además, los efectos fijos provinciales son altamente significativos para todas las provincias, siendo Teruel, las dos provincias canarias, Burgos, Guadalajara y Toledo las únicas excepciones. Por lo tanto, en esta variable parece claro que alguna(s) característica(s) no identificada(s) contribuye(n) a que los equilibrios de largo plazo sean de mayor bienestar en unas provincias que en otras.

⁷⁸ Este resultado ya era anticipado por el bajo valor del coeficiente de determinación, muy inferior en esta variable que en las dos anteriores.





Entre paréntesis el estadistico t. Estadisticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

[†] Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita - (1-Gini).

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO VI.6 β-convergencia condicionada en bienestar¹

	1973-	1991
	Coeficiente	Ratio-t
onstante	0.8369	15,2745
og Bienestar	-0,1377	-14,9238
,	0.947	1 117 110 0
OMBO S		440000
idajoz	-0,0384	-14,8830
ranada	-0,0371	-14,0145
uelva	-0,0312	-13,9180
amora	-0,0225	-10,5790
áceres	-0,0305	-10,4077
udad Real	-0,0217	-10,0000
uenca	-0,0273	-9,1703
Coruña	-0,0068	-9,0256
órdoba	-0.0277	-8,9245
bacete	-0,0287	-8,3001
urcia	-0.0125	-8,2520
villa	-0.0225	-8.0284
urense	-0,0181	-7,1476
ádiz	-0,0266	-5,4213
én	-0,0255	-5,2734
mería	-0,0151	-4,8067
amanca	-0,0153	-4,7848
ón	-0,0053	-4,7449
ilaga	-0.0142	-4,5883
ria	-0.0141	-3,9921
go	-0,0205	-3,8593
la	-0,0099	-3,6166
govia	-0.0051	-2,6184
	-0,0028	-1.7838
C. de Tenerife	100.000.000.000.000	-1,7662
ledo	-0,0055	
urgos	-0,0002	-0,151
s Palmas	0,0013	0,4597
ruel	0,0034	0,6702
uadalajara	0,0049	1,8328
ntevedra	0,0016	2,8953
lencia	0,0049	3,6758
lladolid	0,0160	3,7967
turias	0,0097	4,8567
acant	0,0123	5,8000
ntabria	0.0073	5.8352
stelló	0,0118	6,0826
ragona	0.0273	6,8693
s Balears	0,0487	7,302
[7] [7] [7] [7] [7] [7] [7] [7] [7] [7]	0.0248	7,641
ıvarra	D # 50 CO - C - C - C - C - C - C - C - C - C	8,2009
zcaya	0,0200	
ida	0,0269	8,5224
idrid	0,0313	8,6908
rcelona	0,0373	9,5539
Rioja	0,0314	11,0594
iipúzcoa	0,0256	11,1492
esca	0.0094	11,5836
va	0.0351	12,7167
ona	0,0499	13,4874
encia	0.0225	13,977
goza	0,0216	14,108
OLA	0,0210	11,100.

Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini).

Fuente: Elaboración propia.

El mapa VI.3, que recoge, como los anteriores, con distintos tonos los efectos fijos provinciales, identifica claramente a las provincias del arco mediterráneo, el valle del Ebro, la cornisa cantábrica, las tres provincias vascas, Madrid, Valladolid, Palencia y Pontevedra como aquéllas en las que por sus características intrínsecas, no identificadas, mayores niveles de bienestar disfrutan en el equilibrio a largo plazo. En el otro extremo se encuentran las dos provincias extremeñas, todas las andaluzas, y la mayoría de las castellano-manchegas y castellano-leonesas, en las que los efectos fijos provinciales son negativos y significativos.

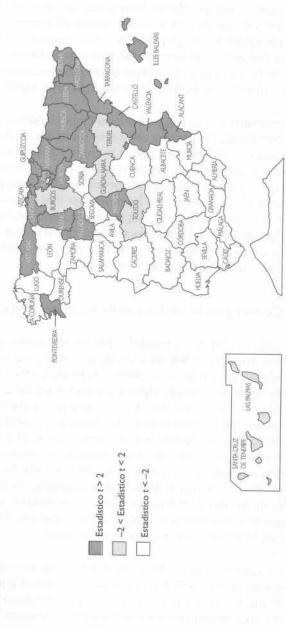
Los tres mapas que se han presentado hasta el momento sintetizan con claridad la fractura territorial existente en España, ya detectada con anterioridad por la práctica totalidad de las variables analizadas en los capítulos anteriores y también en el volumen I. La distinción entre el noreste y el suroeste peninsular sitúa en la primera zona a las provincias más dinámicas, con mayor capacidad de generar empleo, y por tanto de atraer población, y también a las más igualitarias, mientras que el alejamiento de los vecinos del norte de Europa actúa como una rémora para las provincias más septentrionales.

2. Convergencia en las condiciones productivas

Con anterioridad se ha señalado que las diferencias en la estructura demográfica, en las tasas de actividad y de ocupación se traducían en importantes diferencias en los perfiles seguidos por las variables renta per cápita y productividad del trabajo. En el cuadro VI.7, la estimación de la β -convergencia absoluta confirma todos los resultados ofrecidos hasta el momento. En primer lugar, la comparación de este cuadro con el VI.1 confirma que la convergencia ha sido más intensa en productividad que en renta por habitante entre los años 1955 y 1998. En segundo lugar, también confirma el dispar comportamiento de ambas variables en los dos subperiodos, puesto que mientras que en la primera la convergencia se aceleró a partir del año 1979, en la segunda se produjo un relativo estancamiento.

Por otra parte, el valor del R^2 así como la representación que aparece en el gráfico VI.4, y su comparación con el gráfico VI.1, indica que la condición inicial tiene mayor influencia sobre la tasa de crecimiento posterior en la variable productividad del trabajo que en la renta per cápita. En este punto resulta de





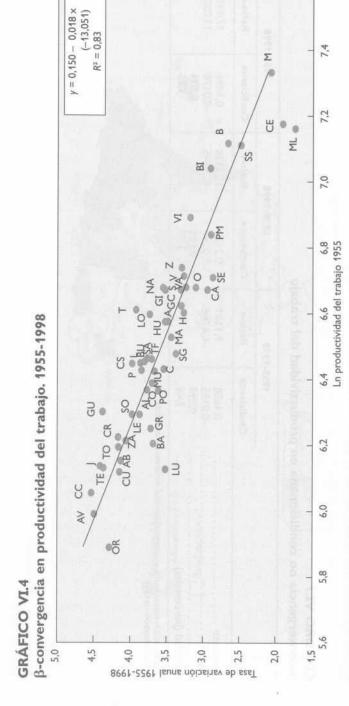
† Bienestar = Renta familiar neta disponible per cápita · (1-Gini) Fuente: Elaboración propia.

CUADRO VI.7

\(\beta\)-convergencia no condicionada en productividad del trabajo

	1955-1979	6261	1979-1998	1998	1955-1998	1998
	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t	Coeficiente	Ratio-t
Constante Log Y/L. R ² Velocidad (porcentajes)	0,1658 -0,0185 0,593 2,44	9,1101	0,2122 -0,0249 0,664 3,37	12,3174	0,1496 -0,0175 0,834 3,25	17,1955 13,0509

Estadisticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.



Entre paréntesis el estadístico L Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

interés recordar que el modelo de crecimiento de Solow se refiere a la primera variable y no a la segunda. La coincidencia entre ambas sólo ocurrirá cuando las diferencias en las tasas de actividad, de ocupación y en la estructura demográfica se mantengan constantes en el tiempo, lo que, como se ha visto, no se cumple para las provincias españolas.

La estimación de la ecuación de β-convergencia condicionada con efectos fijos para el periodo 1955-1998 que aparece en el cuadro VI.8 ofrece algunos resultados interesantes. En primer lugar, el valor del coeficiente de determinación es menor ahora que en la ecuación no condicionada (0,70 frente a 0,83), indicando que el ajuste empeora ligeramente cuando se introducen los efectos fijos. Este hecho no ocurría en ninguna de las tres variables analizadas en el apartado anterior. En segundo lugar, para un número importante de provincias los efectos fijos no son significativos. De hecho, en sólo catorce de las cincuenta y dos observaciones, son claramente significativos. De ellas, con efectos fijos negativos aparecen ocho provincias (Granada, Sevilla, Segovia, Badajoz, Lugo, Ourense, Ceuta y Melilla), mientras que en las seis restantes (Girona, Tarragona, Navarra, Álava, Vizcaya y La Rioja) son positivos. En consecuencia, sólo para algunas provincias son importantes las diferencias en los estados estacionarios de la productividad del trabajo, mientras que en la variable renta per cápita el número era superior (veinticinco), y todavía mayor (cuarenta y cuatro) en la variable bienestar.

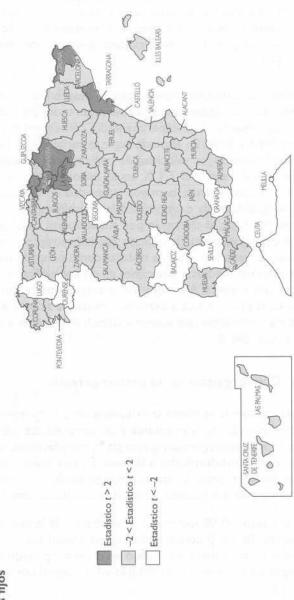
La geografía de los efectos fijos positivos y negativos que aparece en el mapa VI.4 indica que en la variable productividad del trabajo la fractura norte-sur no es tan nítida como en las variables anteriores, referidas a distintas versiones de la renta por habitante. En efecto, aunque algunas provincias del nordeste peninsular (Girona, Tarragona, Álava y La Rioja) continúan presentando efectos fijos positivos y significativos, su número es muy inferior al de las variables relacionadas con la renta. También es menor el número de provincias con efectos fijos negativos y significativos, ya que ahora sólo seis de ellas, se integran en este grupo (Lugo, Ourense, Segovia, Badajoz, Sevilla y Granada). En definitiva, como ya se ha tenido ocasión de constatar repetidamente, las diferencias en las condiciones productivas de las provincias españolas son menos importantes que las existentes en las condiciones de vida, medidas tanto por la renta per cápita, como por el bienestar.

CUADRO VI.8 β-convergencia condicionada en productividad del trabajo

	1955-	1998
	Coeficiente	Ratio-t
Constante	0.3026	8,0610
Log PIB per cápita	-0,0362	-7,1667
		-7,1007
R [*]	0,705	
Velocidad (porcentajes)	3,75	
Lugo	-0,0179	-3,4234
Ceuta	-0,0074	-3,1634
Badajoz	-0,0082	-2,8804
Melilla	-0,0112	-2,8218
	-0.0054	-2,6358
Segovia		
Granada	-0,0060	-2,5120
Ourense	-0,0123	-2,3576
Sevilla	-0,0048	-2,1690
Pontevedra	-0,0058	-1,8455
A Coruña	-0,0043	-1,7823
Cádiz	-0,0037	-1.2265
Ávila	-0.0025	-0,9427
Zamora	-0.0039	
		-0,8786
Almería	-0,0033	-0,8118
Albacete	-0,0025	-0,7997
Cuenca	-0,0032	-0,6990
León	-0,0018	-0,6655
Asturias	-0,0012	-0,4561
Córdoba	-0,0012	-0,3681
Soria	-0,0006	-0,2114
Cantabria		
	-0,0002	-0,1016
Huelva	0,0000	0,0117
Guipúzcoa	0,0009	0,2444
Murcia	0,0006	0,2453
Cáceres	0,0011	0,2899
Málaga	0,0006	0,2961
Teruel	0,0022	0,4084
Toledo	0.0009	0,4514
Madrid	0,0016	0,5437
Jaén	0,0027	0,6616
Ciudad Real	0,0020	0,6677
Huesca	0,0024	0,6791
Salamanca	0,0013	0,6799
Illes Balears	0,0014	0,6993
Las Palmas	0,0020	0,7217
Burgos	0,0021	0,7925
Palencia	0,0027	1,1899
Valladolid	0,0029	1,2070
València	0,0023	1,2792
S. C. de Tenerife	0,0036	1,3484
Castelló	0,0048	1,6752
Zaragoza	0,0034	1,8232
Barcelona	0,0044	1,8302
Alacant	0,0036	1,9402
Lleida	0,0058	1,9425
Guadalajara	0,0084	1,9847
La Rioja	0,0050	2,2354
Vizcaya	0,0068	2,2895
Álava	0.0079	2,6996
Navarra	0,0062	3,0456
그렇게 얼마나 하는데 그 아니라 아니라 이 아름다면 하는데		
Girona	0,0059	3,0564
Tarragona	0.0117	3,8000

Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

MAPA VI.4 Productividad del trabajo. 1955-1998



vente: Elaboración propia.

En el capítulo ${\rm I\! I\! I}$ se comprobó que la convergencia en productividad del trabajo ha sido posible gracias a la reducción de las desigualdades en prácticamente todos los indicadores de capitalización. Si entonces se acudió al concepto de σ -convergencia, ahora se sintetizan las principales conclusiones a partir de los resultados proporcionados por la estimación de las ecuaciones de β -convergencia no condicionada que aparecen en el cuadro VI.9.

Los mensajes más importantes que se desprenden de su observación son los siguientes. En primer lugar, todos los indicadores de capitalización han experimentado convergencia entre los años 1964 y 1996. En segundo lugar, la variable que ha experimentado una mayor velocidad de convergencia ha sido la relación capital/trabajo, el 7,1 % anual, mientras que de acuerdo con la σ-convergencia la mayor intensidad en la reducción de las desigualdades la experimentó la variable capital humano 79. En tercer lugar, al distinguir por subperiodos, se observa que para cuatro variables (la relación capital/trabajo, porcentaje de población, tanto en edad de trabajar como ocupada, con al menos estudios medios, y dotaciones de capital público por habitante) la convergencia fue mayor en la segunda parte del periodo que en la primera. Los anteriores resultados sintetizan los rasgos más relevantes que fueron analizados de forma más prolija en el capítulo III.

3. Convergencia en el sector privado

En el capítulo IV se revisó la existencia de σ -convergencia en el sector privado de la economía y en cinco de los subsectores que lo integran: agricultura, energía 80 , manufacturas, construcción y servicios destinados a la venta. En este apartado se resumen las principales conclusiones, acudiendo al concepto de β -convergencia empleado en los dos apartados anteriores.

En el cuadro VI.10 aparecen los resultados de la estimación de la ecuación de β -convergencia no condicionada, o absoluta, para la productividad del trabajo en el sector privado y en tres fuentes de crecimiento: las dotaciones de capital por trabajador

⁷⁹ Véanse los cuadros III.5 y III.7.

⁸⁰ Para algunas variables no es posible analizar el comportamiento del sector energético por problemas estadísticos.

CUADRO VI.9 \(\beta\)-convergencia no condicionada en dotaciones de capital

		Beta			R ²		Veloc	Velocidad (porcentajes)	tajes)
	1964-19791		1979-19962 1964-19963	1964-19791		1979-19962 1964-19963	1964-19791	1964-19791 1979-19962	1964-19963
Capital/población	-0,018 (-3,549)	-0,012	-0,018 (-6,932)	0,155	0,263	0,385	2,12	1,38	2,60
Capital/trabajo	-0,028 (-3,097)	-0,029 (-8,298)	-0,028	0,221	0,483	0,633	3,55	3,84	7,10
Capital humano Pobl. en edad de trabajar .	-0,024	-0,033	-0,022 (-29,625)	0,580	908'0	606'0	3,02	5,15	4,11
Pobl. ocupada	-0,018	-0,038 (-24,66)	-0,023 (-27,485)	0,318	0,928	0,942	2,13	6,71	4,64
Capital público/población	-0,012	-0,025 (-8,069)	-0,014	0,111	0,540	0,577	1,26	3,28	1,93

Entre paréntesis el estadístico t. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

Periodo 1965-1996 para la relación capital/trabajo. Periodo 1979-1998 para capital humano.

Periodo 1965-1996 para la relación capital/trabajo y 1964-1998 para capital humano.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO VI.10 B-convergencia no condicionada. Sector privado¹

		Beta			R ²		Veloci	Velocidad (porcentajes)	itajes)
	1965-1979	1979-1996	1965-1979 1979-1996 1965-1996 1965-1979 1979-1996	1965-1979	1979-1996	1965-1996	1965-1996 1965-1979 1979-1996 1965-1996	1979-1996	1965-1996
Productividad del trabajo	-0,014	-0,027 (-9,822)	-0,018 (-10,524)	0,228	0,678	0,730	1,53	3,58	2,70
Capital/trabajo	-0,028 (-5,767)	-0,022 (-6,913)	-0,023 (-12,354)	0,344	0,468	0,643	3,55	2,82	3,95
Capital humano (pobl. ocupada)	-0,023 (-5,812)	-0,041 (-22,464)	-0,026 (-27,464)	0,505	0,929	0,950	2,81	6,93	5,19
PTF	-0,012 (-3,075)	-0,025 (-9,127)	-0,016 (-10,245)	0,220	0,626	0,708	1,30	3,22	2,28

Entre parêntesis el estadístico t. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla.

mente: Flahoración propia

ocupado, las dotaciones de capital humano y la productividad total de los factores 81.

La información contenida en este cuadro confirma la totalidad de las conclusiones obtenidas hasta el momento. En primer lugar, constata la importante convergencia en productividad del trabajo que se ha producido a lo largo del periodo, alcanzando una tasa anual del 2,7 % entre los años 1965-1996. Además, también confirma que, a diferencia de lo ocurrido con la variable renta por habitante, la convergencia fue más importante en la segunda que en la primera parte del periodo, a partir del año 1979. En segundo lugar, de las tres fuentes de crecimiento que identifica el cuadro VI.10, el capital humano fue la variable que experimentó la velocidad más elevada de convergencia, el 5,2 %, siendo también más intensa, como ya tuvimos ocasión de comprobar, a partir del año 1979. Tras el capital humano, la variable en la que la convergencia fue mayor fue la ratio capital/trabajo, con una velocidad del 4 %. Por último, la Productividad Total de los Factores (PTF) experimentó una menor velocidad de convergencia en el conjunto del periodo: el 2,3 % anual entre los años 1965 y 1996.

En el capítulo VI del volumen I se realizó la estimación de la función de producción correspondiente al sector privado de la economía 82, en el que se consideraban como variables explicativas del output agregado por trabajador las dotaciones de capital privado, público y humano, además de los cambios en la estructura productiva. Con estos referentes, puede seguirse un procedimiento similar al propuesto por Maudos, Pastor y Serrano (1998) y Serrano (1999b) para cuantificar la contribución de cada uno de esos elementos a la convergencia en la productividad del trabajo. Esta descomposición se presentó en las ecuaciones (I.15) a (I.18) del capítulo I.

En el cuadro VI.11 aparece la descomposición propuesta por las ecuaciones anteriores. Los resultados que proporciona este cuadro son nítidos. En primer lugar, la Productividad Total

la estimación en el cuadro VI.1.

 ⁸¹ El periodo de análisis para la productividad del trabajo se ha restringido a los años 1965-1998, en lugar de comenzar en 1955. La razón estriba en que para algunas variables no se dispone de información con anterioridad al año 1965.
 82 Véanse la ecuación (VI.6) en el capítulo VI del volumen I y los resultados de

Descomposición de la convergencia en productividad del trabajo. Sector privado¹ CUADRO VI.11

	1965	1965-1979	1979	1979-1996	1965	1965-1996
	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes
Productividad del trabajo	-0,0138	100,00	-0,0268 (-9,822)	100,00	-0,0183 (-10,524)	100,00
Capital/trabajo	-0,0057 (-2,692)	40,93	-0,0056 (-7,461)	20,95	-0,0052 (-5,280)	28,47
Capital humano	-0,0002 (-2,028)	1,64	-0,0007 (-7,560)	2,71	-0,0005 (-8,704)	2,72
Capital público productivo	0,0007	4,88	-0,0010 (-6,298)	3,89	-0,0001	0,78
PTE	-0,0086 (-2,907)	62,31	-0,0194 (-8,002)	72,44	-0,0124 (-9,122)	68,03

Entre paréntesis el estadístico L. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Meillía.

rte: Elaboración propia.

de los Factores ha sido el factor que, con diferencia, más ha contribuido a la convergencia interprovincial en la variable productividad del trabajo 83. Este resultado no resulta sorprendente, puesto que la difusión tecnológica entre economías próximas y pertenecientes a un mismo país es más rápida y menos costosa que la acumulación de capital en cualquiera de sus formas. La segunda fuente de convergencia ha sido la intensificación en el uso del capital, medida por las dotaciones de este factor por trabajador empleado. En el conjunto del periodo 1965-1996 la convergencia en PTF se responsabilizó del 68 % de la experimentada por la productividad del trabajo, mientras que la contribución de la relación capital/trabajo fue del 28,5 %.

En segundo lugar, la contribución del capital humano y público a la convergencia fue muy modesta: el 2,7 % el primero y el 0,8 % el segundo $^{84}.$ El origen de este resultado se encuentra en la escasa contribución relativa de estos dos factores al crecimiento de la productividad $^{85}.$ Por esta razón, su influencia sobre la β -convergencia es también reducida, a pesar de que el capital humano haya sido el factor que ha convergido a mayor velocidad de los cuatro considerados.

En tercer lugar, al considerar la distinción por subperiodos se observa que en ambos la contribución de la PTF ha sido el factor más importante. Sin embargo, en la primera parte del periodo, entre los años 1965 y 1979, la convergencia en la intensificación del uso del capital se responsabilizó del 41 % de la convergencia en productividad del trabajo, porcentaje inferior en veintiún puntos porcentuales al de la PTF; mientras que en la segunda parte del mismo la brecha se amplía hasta los cincuenta y un puntos porcentuales. En consecuencia, en la primera parte del periodo la influencia de la relación capital/trabajo en la convergencia fue más importante que en la segunda, en la que el protagonismo de la convergencia en la PTF es todavía más indudable.

⁸³ En Mas y Pérez (2000) se obtiene también que el catching-up tecnológico ha sido la principal fuente de convergencia entre un conjunto de países de la OCDE, aunque la influencia de esta variable no es tan importante como para las provincias españolas.

⁸⁴ Un resultado similar se obtiene en Pérez y Serrano (1998).

⁸⁵ En el cuadro VI.1 del volumen I se cuantifica la elasticidad del capital humano en 0,02, y la del capital público en 0,014.

Por último, obsérvese que las dotaciones de capital público constituyen la única fuente de crecimiento que no ha contribuido de forma sistemática a la convergencia en productividad. En efecto, como ya se ha notado, su influencia en el conjunto del periodo fue muy modesta, tan sólo el 0,8 %. Sin embargo, esta reducida participación es el resultado de una primera etapa en la que tuvo una participación divergente, mientras que sólo en la segunda revierte el signo, para actuar a favor de la convergencia en productividad.

Desagregación sectorial

En las líneas que siguen se revisa el comportamiento seguido por la β -convergencia en los distintos sectores. Para ello se toman como referencia las principales variables a las que se refirió la σ -convergencia en el capítulo IV, y a las que se acaba de revisar para el conjunto del sector privado: productividad del trabajo; dotaciones de capital por trabajador; nivel de cualificación de la fuerza de trabajo y Productividad Total de los factores. El principal resultado que se obtiene de las informaciones que se presentan a continuación es que cuando se desciende en el nivel de desagregación aumenta la probabilidad de que ambos conceptos de convergencia ofrezcan perfiles contradictorios.

En efecto, de acuerdo con la información proporcionada por la desviación típica del logaritmo, tan sólo dos sectores, energía y servicios, presentaron convergencia en la productividad del trabajo entre los años 1955-1998 (véase cuadro IV.3). Sin embargo, la estimación de ecuaciones sectoriales de β -convergencia, cuyos resultados aparecen en el cuadro VI.12, ofrece resultados diferentes. Según este segundo concepto, todos los sectores presentaron β -convergencia en productividad entre los años 1955-1998, y sólo en el sector de la energía puede considerarse que la convergencia no fue estadísticamente significativa.

Esta contradicción no aparece cuando se analiza la variable relativa a las dotaciones de capital por trabajador ocupado. La estimación de las ecuaciones de β -convergencia sectoriales, que aparece en el cuadro VI.13, ofrece los mismos resultados que los de la σ -convergencia. En efecto, de acuerdo con el último concepto (véase cuadro IV.5), todos los sectores convergieron en esta variable entre los años 1965 y 1996, resultado que

β-convergencia no condicionada en productividad del trabajo sectorial y total sector privado CUADRO VI.12

		Beta			R ²		Veloci	Velocidad (porcentajes)	tajes)
	1955-1979	1955-1979 1979-1998	1955-1998		1955-1979 1979-1998	1955-1998		1955-1979 1979-1998	1955-1998
Agricultura	-0,016 (-2,416)	-0,019 (-3,118)	-0,020 (-5,008)	0,167	0,173	0,396	1,96	2,31	4,33
Energía	-0,028 (-7,537)	-0,006	-0,016	0,602	0,567	0,032	4,60	09'0	2,82
Manufacturas	-0,014 (-2,840)	-0,017	-0,010	0,112	0,248	0,207	1,64	2,07	1,26
Construcción	-0,034	-0,020 (-2,037)	-0,012	0,574	0,062	0,200	6,84	2,51	1,73
Servicios venta	-0,013	-0,010	-0,011	0,410	0,205	0,519	1,55	1,17	1,42
Sector privado	-0,017	-0,026 (-10,428)	-0,017 (-15,180)	0,529	989'0	0,827	2,18	3,64	3,13

Fuente: Elaboración propia.

concuerda con el de β -convergencia del cuadro VI.13. Además, el ordenamiento que proporcionan ambos conceptos también es el mismo. El sector en el que la convergencia en la relación capital/trabajo fue mayor es el de la construcción, seguido de los servicios, la energía, la agricultura y las manufacturas en último lugar.

Para la variable capital humano, medida por el porcentaje de ocupados con al menos estudios medios, también existe coincidencia de los signos de acuerdo con ambos conceptos. La estimación de las ecuaciones de β -convergencia que aparece en el cuadro VI.14, y su comparación con las informaciones proporcionadas por el cuadro IV.7 relativo a la σ -convergencia, confirma la reducción de las desigualdades para todos los sectores 86 en esta variable. La reducción es más importante en la segunda parte del periodo, entre los años 1979 y 1998, que en la primera.

La última variable de interés es la Productividad Total de los Factores. Al revisar los perfiles seguidos por la σ -convergencia (cuadro IV.9) se concluía que todos los sectores, con la excepción del agrícola, habían experimentado reducción de la dispersión en esta variable en el periodo 1965-1996. Sin embargo, al observar en el cuadro VI.15 la estimación de las ecuaciones de β -convergencia para cada uno de los sectores, todos los parámetros, incluido el correspondiente a la agricultura, presentan signos negativos, indicando que se ha producido convergencia en todos ellos. No obstante, en este sector la convergencia no ha sido estadísticamente significativa, por lo que no puede afirmarse que exista contradicción entre ambos conceptos.

Como se hizo anteriormente para el conjunto del sector privado, resulta de interés realizar la descomposición de la convergencia en la productividad del trabajo para cada uno de los sectores, de acuerdo con la contribución a la misma de las cuatro fuentes de crecimiento que han sido identificadas: dotaciones de capital físico por trabajador, capital humano y capital público productivo. En la descomposición se aplica la metodología descrita con anterioridad, resumida en la ecuaciones (I.15) a (I.19).

⁸⁶ Como en todos los casos en los que se analiza esta variable, y por lo tanto también la Productividad Total de los Factores, se ha excluido el sector energético por los mencionados problemas estadísticos.

β-convergencia no condicionada en la relación capital/trabajo sectorial y total sector privado CUADRO VI.13

		Beta			R ²		Veloci	Velocidad (porcentajes)	tajes)
	1965-1979	1979-1996	1965-1996	1965-1979	1979-1996	1965-1996		1965-1979 1979-1996	1965-1996
Agricultura	-0,0276	-0,0194 (-2,953)	-0,0201 (-6,151)	0,428	0,176	0,487	3,50	2,35	3,14
Energía	-0,0342 (-7,752)	-0,0178 (-3,432)	-0,0216 (-9,577)	0,503	0,213	0,597	4,65	2,12	3,57
Manufacturas	-0,0258	-0,0142 (-3,433)	-0,0178 (-7,070)	0,304	0,215	0,461	3,20	1,63	2,60
Construcción	-0,0663	-0,0005	-0,0322 (-24,516)	0,918	00000	0,833	18,87	50'0	19,50
Servicios venta	-0,0239 (-4,261)	-0,0413 (-6,884)	-0,0262 (-9,008)	0,223	0,639	602'0	2,92	7,13	5,39
Sector privado	-0,0283 (-5,892)	-0,0214 (-6,577)	-0,0225 (-11,752)	0,345	0,441	0,628	3,61	2,65	3,86

Entre parêntesis el estadístico t. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

β-convergencia no condicionada en población ocupada con al menos estudios medios CUADRO VI.14

		Beta			R ²		Veloci	Velocidad (porcentajes)	itajes)
	1964-1979	1979-1998	1964-1998		1964-1979 1979-1998	1964-1998	1964-1979	1964-1979 1979-1998	1964-1998
Agricultura	-0,0208 (-3,390)	-0,0347 (-6,775)	-0,0218 (-10,060)	0,238	0,615	0,517	2,50	5,66	3,96
Manufacturas	-0,0347 (-7,685)	-0,0458 (-16,217)	-0,0278 (-33,624)	0,626	0,872	0,950	4,89	10,76	8,55
Construcción	-0,0189	-0,0462 (-22,407)	-0,0278 (-23,873)	0,268	868'0	0,925	2,23	11,05	8,61
Servicios venta	-0,0273 (-5,182)	-0,0418 (-21,627)	-0,0254 (-32,942)	0,445	0,901	0,945	3,52	8,32	5,84
Sector privado	-0,0217 (-5,812)	-0,0384	-0,0242 (-30,239)	0,505	0,928	0,954	2,62	88'9	5,09

Entre parêntesis el estadistico t. Estadisticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida. Fuente: Elaboración propia.

β-convergencia no condicionada en Productividad Total de los Factores. Sector privado CUADRO VI.15

		Beta			R ²		Veloc	Velocidad (porcentajes)	ıtajes)
44	1965-1979	1965-1979 1979-1996	1965-1996	1965-1996 1965-1979 1979-1996 1965-1996 1965-1979 1979-1996 1965-1996	1979-1996	1965-1996	1965-1979	1979-1996	1965-1996
Agricultura	0,0037	-0,0201	-0,0118 (-1,649)	0,0045	0,1550	0,0859	-0,36	2,46	1,46
Manufacturas	-0,0242 (-5,503)	-0,0506	-0,0119 (-4,430)	0,2256	0,2039	0,2795	2,95	2,53	1,48
Construcción	-0,0637	-0,0233 (-3,258)	100	0,7593	0,1128	0,6409	15,89	2,97	2,96
Servicios venta	-0,0197 (-7,228)	0,0003 (0,088)	-0,0083	0,4550	0,0002	0,2396	2,30	-0,03	6,0
Sector privado	-0,0119 (-3,075)	-0,0248 (-9,127)	-0,0163 (-10,245)	0,2197	0,6264	0,7081	1,30	3,22	2,28

Entre paréntesis el estadístico L. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la estimación aparecen en el cuadro VI.16, siendo las conclusiones más interesantes las siguientes. En primer lugar, para todos los sectores productivos, la contribución más importante a la convergencia en productividad del trabajo procede de la Productividad Total de los Factores (PTF). Por lo tanto, el origen de la convergencia sectorial ha descansado fundamentalmente en el catch-up tecnológico entre provincias, como resultado de la difusión del conocimiento y la homogeneización de las técnicas productivas. Lo anterior es especialmente cierto en los sectores agrícola y de la construcción, mientras que en las manufacturas y los servicios privados la contribución de la PTF ha sido, aunque muy importante, menos decisiva que en los dos primeros. Recuérdese que el mismo resultado se obtenía para el conjunto del sector privado.

En segundo lugar, resulta de interés destacar que las dotaciones de capital público productivo presentan contribuciones negativas a la convergencia (divergencia) en productividad del trabajo en todos los sectores. Sin embargo, sólo en el sector de la construcción puede considerarse que su influencia es estadísticamente significativa, mientras que en los restantes no lo es. En este punto conviene recordar que para el conjunto del sector privado (véase cuadro VI.11) se observaba una contribución prácticamente nula, y estadísticamente no significativa, del capital público en la convergencia en productividad del trabajo.

Algo similar puede decirse de las dotaciones de capital humano. Su contribución a la convergencia en productividad ha sido positiva en los cuatro sectores, como también lo era en el conjunto del sector privado. Sin embargo, su influencia es bastante modesta, y sólo en el sector de las manufacturas y especialmente en el de los servicios puede afirmarse que su contribución a la convergencia ha sido positiva y estadísticamente significativa en el conjunto del periodo 1965-1996.

CUADRO VI.16 Descomposición de la convergencia en productividad del trabajo sectorial¹, 1965-1996

	Produc del tr	Productividad del trabajo	Capital/	Capital/trabajo	Capital	Capital humano	Capital	Capital público productivo	à	PTF
	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes	Coeficiente	Porcentajes
Agricultura Contribución Ratio-t. R ²	-0,0110 (-1,597) 0,078	100,00	-0.0014 (-0.650) 0.015	12,40	-0,0001 (-0,661) 0,009	0,71	0,0001 (0,492) 0,004	-0,54	-0,0096 (-1,678) 0,073	87,43
Manufacturas Contribución Ratio-t.	-0.0107 (-4.164) 0.245	100,00	-0.0033 (-1,903) 0,056	30,53	-0,0005 (-3,760) 0,194	4,76	0,0002 (0,644) 0,014	-2,00	-0,0071 (-2,943) 0,149	66,73
Construcción Contribución Ratio-t.	-0.0185 (-4.992) 0.387	100,00	-0,0028 (-0,656) 0,011	15,39	-0,0003 (-1,063) 0,022	1,53	0,0008 (3,498) 0,154	-4,58	-0,0162 (-3,232) 0,169	87,67
Servicios venta Contribución Ratio-t.	-0,0093 (-5,177) 0,365	100,00	-0,0041 (-3,209) 0,172	44,43	-0,0006 (-5,361) 0,324	6,80	0,0002 (0,880) 0,016	-2,30	-0,0047 (-2,323) 0,081	51,06

Entre paréntesis el estadístico t. Estadísticos-t robustos frente a heterocedasticidad de forma desconocida.

1 No se ha considerado a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla.

Fuente: Elaboración propia.

4. Conclusiones

En los capítulos II a v se ha utilizado el concepto de σ -convergencia, tanto en su versión más estándar, el perfil temporal de la desviación típica del logaritmo, como la ampliada por otros estadísticos que tienen en cuenta el conjunto de la distribución. En este capítulo se ha revisado la información proporcionada por el concepto alternativo de β -convergencia por dos razones. En primer lugar, porque goza de gran popularidad entre los estudiosos del crecimiento pero, sobre todo, porque permite sintetizar los resultados más importantes alcanzados en los capítulos anteriores y algunos aspectos adicionales de especial interés.

Los resultados validados por los dos conceptos de convergencia son fundamentalmente los siguientes. En primer lugar, cuando en el apartado VI.1 se analiza el comportamiento de los grandes agregados se confirma que:

- Se produjo la reducción de las desigualdades en la variable renta per cápita en el periodo 1965-1998, pero especialmente en la primera parte del mismo, hasta el año 1979.
- 2) En la variable renta familiar neta disponible la convergencia que se observa en el conjunto del periodo se debe de forma casi exclusiva a los años 1967-1979, puesto que en los restantes se detecta una ligera divergencia.
- La variable bienestar también ha presentado convergencia β y σ entre los años 1973 y 1991, pero la velocidad de convergencia fue superior también en el primer subperiodo.

En segundo lugar, cuando se consideran las condiciones productivas del conjunto de la economía, del sector público y privado, ambos conceptos proporcionan también los mismos resultados:

- Entre los años 1955 y 1998 la convergencia en productividad del trabajo fue más intensa que en renta por habitante.
- La convergencia en productividad se aceleró a partir del año 1979, mientras que en la variable renta per cápita ocurrió lo contrario.

 Todos los indicadores de capitalización muestran convergencia entre los años 1964 y 1996.

En tercer lugar, si se considera estrictamente el sector privado de la economía se concluye que:

- Tanto la productividad del trabajo como la relación capital/trabajo, el porcentaje de población con al menos estudios medios y la Productividad Total de los Factores experimentaron convergencia a lo largo del periodo 1965- 1996.
- Excepto para la relación capital/trabajo, en las restantes variables la velocidad de convergencia fue mayor en la segunda parte del periodo que en la primera.
- La variable en la que la convergencia fue mayor fue el capital humano.

En cuarto lugar, cuando se desciende en el nivel de desagregación al sector privado de la economía, considerando los cinco (cuatro en algunas variables) subsectores que lo integran se concluye que:

- Existe cierta contradicción entre los resultados de la convergencia β y σ en productividad del trabajo. De acuerdo con el primer concepto, todos los sectores presentaron convergencia; sin embargo, la σ-convergencia sólo identificaba a dos de ellos, energía y servicios, mientras que en los restantes se obtenía el resultado de divergencia.
- 2) En todos los sectores se ha producido convergencia β y σ en la relación capital/trabajo, capital humano y Productividad Total de los Factores entre los años 1965 y 1996.

Los párrafos anteriores han sintetizado los resultados más destacados obtenidos a lo largo de este volumen en lo referente a los estadísticos habituales de convergencia β y σ , aunque no de los adicionales, boxplots, funciones de densidad y curvas de Lorenz. Sin embargo, en este capítulo también se han proporcionado dos tipos de informaciones adicionales de interés. En primer lugar, la estimación de las ecuaciones de β -convergencia condicionada para las cuatro variables más relevantes, renta por habitante, renta familiar neta disponible per cápita, bienestar y

productividad del trabajo, ha permitido analizar si existen diferencias en los estados estacionarios de equilibrio a largo plazo de las distintas provincias.

La respuesta ha sido positiva para las cuatro variables, aunque su importancia es muy distinta según cuál sea la variable analizada. De acuerdo con los resultados que se han ofrecido, el bienestar es la variable en la que claramente las diferencias en los estados estacionarios de las provincias son más importantes, y en la productividad del trabajo en la que menos. Esta conclusión incide en un aspecto que ha sido destacado a lo largo de los dos volúmenes: las diferencias en las condiciones productivas de las provincias españolas son mucho menos importantes que las existentes en las condiciones de vida, medidas por cualquiera de los tres conceptos de renta.

Por otra parte, la geografía de los efectos fijos relativos a los tres conceptos de renta por habitante apunta a la existencia de una fractura entre la España del noreste y del suroeste. En la primera de ellas se enmarcan las provincias más dinámicas, cuyas características propias (no identificadas por las ecuaciones de regresión) las sitúan en valores superiores de equilibrio a largo plazo. Este hecho es especialmente notable para la variable bienestar, pero también en las dos restantes. Por el contrario, la geografía de los efectos fijos en la variable productividad del trabajo no ofrece una división territorial tan clara. En este caso, pertenecer a una zona determinada del territorio, el noreste, no parece tan relevante como en las tres variables restantes.

La segunda información de interés, no contemplada en los capítulos anteriores, se refiere a la contribución de las cuatro fuentes de crecimiento a la β -convergencia en productividad del trabajo. Este ejercicio de contabilidad de la convergencia se ha realizado para el conjunto del sector privado y de los subsectores que lo integran. El resultado general es que el factor que, con gran diferencia, más ha contribuido a la convergencia en productividad, agregada y sectorial, de las provincias españolas ha sido la convergencia en la Productividad Total de los Factores, seguido por la de las dotaciones de capital por trabajador ocupado. La reducción de las diferencias en la cualificación de la fuerza de trabajo también ha tenido un efecto positivo, aunque cuantitativamente muy inferior a la de los dos primeros. Por último, las dotaciones de capital público no pa-

recen haber tenido un efecto significativo durante el periodo 1965-1996.

Cuando se combinan los siguientes resultados relativos a la variable productividad del trabajo:

- 1) importante convergencia;
- menor importancia relativa de los efectos fijos provinciales;
- geografía de los efectos fijos poco concentrada territorialmente;
- 4) importancia de la PTF en la convergencia,

puede obtenerse una visión más optimista sobre el futuro de las provincias más atrasadas. En efecto, de esta evidencia se desprende que lo importante, además del procedimiento siempre costoso de acumular capital, es aprovechar las ventajas derivadas de la difusión del conocimiento en su sentido más amplio, incorporando las mejoras en los procesos productivos y la aparición de nuevos productos. Estas mejoras pueden alcanzarse mediante el procedimiento de aprender de las experiencias ajenas (catching up tecnológico) y también impulsando aquellas actividades de I + D que potencien las características particulares de la estructura productiva en cada provincia.

Sin embargo, aunque la visión sobre la evolución de la productividad sea relativamente optimista, con respecto a la renta por habitante no lo es tanto. Para esta variable la fractura territorial es evidente, y difícilmente podrá cerrarse si las provincias más atrasadas no consiguen reducir el volumen de población dependiente, formada por inactivos y parados. Para ello, resulta imprescindible incrementar las dotaciones de capital físico (sobre todo privado) en cuantía suficiente en muchos territorios, con el fin de proporcionar ocupación a un contingente de mano de obra potencial que en la actualidad está excluido del proceso productivo.

The second secon

are displayed the second of th

Control of the second of

The same of the sa

and the state of t

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAMOVITZ, M. (1986): «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», Journal of Economic History, 46, 385-406.
- (1994): «Catch-up and Covergence in the Postar Growth Boom and After», en W. J. Baumol, R. R. Nelson y E. N. Wolff (eds.), cap. 4.°, 86-125.
- AHN, S. C. y P. SCHMIDT (1995): «Efficient estimation of models for dynamic panel data», *Journal of Econometrics*, 68, 5-27.
- ALESINA, A. y D. RODRIK (1994): «Distributive Politics and Economic Growth», Quarterly Journal of Economics, 109, 2, mayo, 465-490.
- ÁLVAREZ DE TOLEDO, P., et al. (2000): «Convergencia: Un análisis conjunto de los sectores. Aplicación al caso de las regiones españolas», Documento de Trabajo 2000-06, febrero, FEDEA.
- ANDRÉS, J. y R. DOMÉNECH (1995): «La convergencia real en Europa», Documento de Trabajo D-95010, diciembre, Dirección General de Planificación, Secretaría de Estado de Hacienda, Ministerio de Hacienda.
- ARELLANO, M. y S. BOND (1991), «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», Review of Economic Studies, 58, 277-297.
- ASCHAUER, D. A. (1989), «Is Public Expenditure Productive?», Journal of Monetary Economics, 23, 117-200.

- ATKINSON, A. B., L. RAINWATER y T. M. SMEEDING (1995): Income Distribution in OECD Countries: Evidence from Luxembourg Income Study, París, OECD.
- AYALA, L., R. MARTÍNEZ y J. RUIZ-HUERTA (1993): «La distribución de la renta en España en los años ochenta: Una perspectiva comparada», en J. Almunia y L. Gutiérrez (eds.): La distribución de la renta (I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza), vol. II, Madrid, Fundación Argentaria.
- BARRO, R. J. (1991): «Economic Growth in a cross section of countries», The Quarterly Journal of Economics, 106, mayo, 407-443.
- y X. SALA-I-MARTÍN (1991): «Convergence across states and regions», Brookings Papers on Economic Activity, 1, abril, 107-182.
- y X. SALA-I-MARTÍN (1992): «Convergence», Journal of Political Economy, 100, 2, 223-251.
- y X. SALA-I-MARTIN (1995): Economic Growth, McGraw-Hill.
- BASU, K. y J. E. FOSTER (1998): «On measuring literacy», Economic Journal, 108, 451, noviembre, 1733-1749.
- BAUMOL, W. J. (1986): «Productivity Growth, Convergence and Welfare», American Economic Review, 76, diciembre, 1072-1085.
- R. R. Nelson y E. N. Wolff (eds.) (1994): Convergence of Productivity, Oxford, Oxford University Press.
- Bernard, A. B. y S. N. Durlauf (1992): «Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis», Mimeo, Stanford University.
- y C.I. JONES (1996a): «Comparing apples to oranges: Productivity convergence and measurement across industries and countries», American Economic Review, 86, 5, diciembre, 1216-1238.
- y C. I. JONES (1996b): «Productivity and convergence across
 U. S. states and industries», Empirical Economics, 21, 1, 113-135.
- y C. I. JONES (1996c): «Productivity across industries and countries: Time series theory and evidence», Review of Economics and Statistics, 78, 1, febrero, 135-146.

- BLUNDELL, R. y S. BOND (1998): «Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- BOSCH, A., C. ESCRIBANO e I. SÁNCHEZ (1989): Evolución de la desigualdad y la pobreza en España. Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- CARNICERO GONZÁLEZ, I. J. (1999): «Comercio y convergencia regional: Un análisis sectorial del caso español», Mimeo, noviembre. Presentado en las I Jornadas de Economía Fundación Caixa Galicia, Crecimiento y Convergencia Regional, Santiago de Compostela 16 y 17 de junio de 2000.
- CASELLI, F., G. ESQUIVEL y F. LEFORT (1996): «Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics», Journal of Economic Growth, 1, septiembre, 363-389.
- CASS (1965): «Optimum growth in an agregative model of capital accumulation», Review of Economic Studies, 32, julio, 233-240.
- COULTER, F., F. COWELL y JENKINS (1992a): «Differences in needs and assessment of income distributions», Bulletin of Economic Research, 44, 77-124.
- F. COWELL y JENKINS (1992b): «Equivalence scale relativities and the extend of inequality and poverty», Economic Journal, 102, 414, septiembre, 1067-1082.
- CUADRADO, J. R. y B. GARCÍA-GRECIANO (1995): «Las diferencias internacionales en España. Evolución y perspectivas», *La economía es un escenario abierto*, Madrid, Fundación Argentaria-visor.
- B. GARCÍA-GRECIANO y J. L. RAYMOND (1999): «Regional convergence in productivity and productive structure: The Spanish case», *International Regional Science Review*, 2, 1, abril, 35-53.
- DEATON, M. y J. MUELLBAUER (1980): Economics and Consumer Behavior, Cambridge, Cambridge University Press.

- DECRESIN, J. y A. FATÁS (1995): «Regional labor market dynamics in Europe», European Economic Review, 39, 1627-1655.
- Deininger, K., y L. Squire (1996): «New Data Set Measuring Income Inequality», World Bank Economic Review, 10, septiembre, 565-591.
- DE LONG, J. B. (1988): «Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment», *American Economic Review*, 78, diciembre, 5, 1138-1154.
- DOLADO, J. J., J. M. GONZÁLEZ-PÁRAMO y J. M. ROLDÁN (1994): «Convergencia entre las provincias españolas. Evidencia empírica», Moneda y Crédito, 198.
- DURLAUF, S. N. (1996): «On the convergence and divergence of growth rates: an introduction», *The Economic Journal*, 106, 437, 1016-1018.
- y D. Quah (1998): «The new empirics of economic growth», National Bureau of Economic Research, Working Paper 6422, febrero.
- FUENTE, A. DE LA (1994): «Crecimiento y convergencia», en J. M. Esteban y X. Vives (eds.): Crecimiento y convergencia regional en España y Europa, Barcelona, Instituto de Análisis Economico (CSIC).
- (1997): «On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions», Documento de Trabajo D-97006, Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos.
- (1998): «What kind of regional convergence», D-98010, junio, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria.
- y M. J. Freire Serén (2000): «Estructura sectorial y convergencia regional», Documentos de Economía 2, Centro de Investigación Económica y Financiera, Fundación Caixa Galicia.
- GALTON, F. (1875): «Statistics by intercomparison, with remarks on the Law of Frequency Error», *Philosophical Magazin*, Series 4, 49, 33-46.
- (1877): «Typical laws of heredity», Nature, 15, 492-495, 512-514, 532-533. También publicado en Proceedings of the Royal Institution of Great Britian, 8, 282-301.

- GALTON, F. (1883): Inquiries into Human Faculty and Its Development, Londres, MacMillan.
- (1886): «Regression towards mediocrity in hereditary stature», Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland, 15, 246-263.
- GARCÍA MONTALVO, J. y J. M. PEIRÓ (2001): Capital humano, El mercado laboral de los jóvenes: formación, transición y empleo, Fundación Bancaja.
- GARCÍA-GRECIANO, B., J. L. RAYMOND y J. VILLAVERDE (1995): «La convergencia de las provincias españolas», Papeles de Economía Española, 64.
- GINI, C. (1912): «Variabilitá e mutabilitá, contributo allo studio delle distribuzioni e relazioni statistiche», Studi Economico-Giuridici dell'Universiti di Cagliari, 3, parte 2, 1-158.
- GOERLICH, F. J. (1998): «Dinámica de la distribución provincial de la renta. I: Un enfoque desde la óptica de la desigualdad», Quaderns de Treball 69 (nova època), Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Valencia.
- (2000): «Dinámica de la distribución provincial de la renta. II: La forma externa de la distribución —evolución histórica—», Universidad de Valencia.
- y M. Mas (1998a): «Desigualdad y convergencia en el área de la OCDE», WP 98-09, Valencia, Ivie.
- y M. Mas (1998b): «Japan/USA: The (apparent) miracle of convergence», Working Paper EC 98-20, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- y M. Mas (1998c): «Medición de las desigualdades: variables, indicadores y resultados», Moneda y Crédito, segunda época, 207, 59-86.
- y M. MAS (1999a): «Medición de la desigualdad: Contribución a una base de datos regional», Monografía, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

- GOERLICH, F. J. y M. MAS (1999b): «Desigualdad y convergencia», Working Paper EC 99-07, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- y M. Mas (2001): «Inequality in Spain 1973-1991: Contribution to a Regional Database», Review of Income and Wealth, 47 (3), septiembre.
- GOODMAN, A., P. JOHNSON y S. WEBB (1989): Inequality in the UK, Oxford, Oxford University Press.
- GOULD, D. M. y R. J. RUFFIN (1993): «What determines economic growth?», *Economic Review*, Second Quarter, Federal Reserve Bank of Dallas, 25-40.
- HALL, R. E.y C.I. JONES (1996): «The productivity of nations», National Bureau of Economic Research, Working Paper 5812, noviembre.
- y C.I. Jones (1997): «Levels of economic activity across countries», American Economic Review, Papers and Proceedings, 87, 2, mayo, 173-177.
- —y C. I. Jones (1999): «Why do some countries produce so much more output per worker than others?», The Quarterly Journal of Economics, 114, 1, febrero, 83-116.
- HSIAO, C. (1986) Analysis of panel data, Cambridge University Press, pág. 56.
- INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS: http://www.ivie.es/bdatos/index.html
- Islam, N. (1995): «Growth empirics: A panel data approach», The Quartetly Journal of Economics, 110, 4, noviembre, 1127-1170.
- JONES, C.I. (1997a): «On the evolution of the world income distribution», Journal of Economic Perspectives, 11, 3 (verano), 19-36.
- (1997b): «Convergence revisited», Journal of Economic Growth,
 2, junio, 131-153.
- y R. E. MANUELLI (1997a): «Endogenuos growth theory: An introduction», Journal of Economics Dynamics and Control, 21, 1, enero, 1-22.
- y R. E. MANUELLI (1997b): «The sources of growth», Journal of Economics Dynamics and Control, 21, 1, enero, 75-114.

- KEANE, M. P. y D. E. RUNKLE (1992): «On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous», *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 1, junio, 1-29. Con comentarios de P. Schmidt, S. C. Ahn y D. Wyhowski; F. Hayashi; T. MaCurdy y G. Chamberlain y una réplica por parte de M. P. Keane y D. E. Runkle.
- KOOPMANS, T. C. (1965): «On the concept of optimal economic growth», The Econometric Approach to Development Planning, Amsterdam, North Holland.
- KORN, E. L. y B. I. GRAUBARD (1995): «Examples of differing weighted and unweighted estimates from a sample survey», *The American Statistician*, 49, 291-295.
- LEVINE, R. y D. RENELT (1992): «A sensitivity analysis of cross-country growth regressions», American Economic Review, 82, 4, 942-963.
- LI H., L. SQUIRE y H. ZOU (1998): «Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality», Economic Journal, 108, 26-43.
- LORENZ, M. C. (1905): «Methods of measuring the concentration of wealth», Publications of the American Statistical Association, 9, 209-219.
- LUCAS, R. E. (1988): «On the Mechanics of Development Planning», Journal of Monetary Economics, 22, 1, junio, 3-42.
- MANKIW, N. G., P. ROMER y N. WEIL (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», Quarterly Journal of Economics, 107, 407-437.
- MARTÍN-GUZMÁN et al. (1996): Encuesta de Presupuestos Familiares. Desigualdad y Pobreza en España. Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1973-74, 1980-81 y 1990-91, Instituto Nacional de Estadística y Universidad Autónoma de Madrid.
- MAS, M. y F. PÉREZ (dirs.) (2000): Capitalización y crecimiento de la economía española (1970-1997). Una perspectiva internacional comparada, Bilbao, Fundación BBV.
- J. MAUDOS, F. PÉREZ y E. URIEL (1994): «Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas españolas», Revista de Economía Aplicada.

- MAS, M., F. PÉREZ, E. URIEL y L. SERRANO (1995): Capital humano. Series históricas, 1964-1992, Valencia, Fundación Bancaja.
- F. PÉREZ, E. URIEL y L. SERRANO (1998): Capital humano. Series históricas, Valencia, Fundación Bancaja.
- MAUDOS, J., J. M. PASTOR y L. SERRANO (1998): «Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad», Revista Española de Economía, 15, 2, 235-264.
- McClements, L. (1977): «Equivalence scales for children», Journal of Public Economics, 8, 191-210.
- NELSON, J. A. (1993): «Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence», *Econometrica*, 56, 6, 1301-1314.
- PASTOR, J. M. y L. SERRANO (2000): El capital humano en España 1990-2000. Una estimación a partir de los ingresos laborales, Fundación Bancaja [en prensa].
- PÉREZ, F. y L. SERRANO (1998), Capital humano, crecimiento económico y desarrollo regional en España (1964-1997), Valencia, Fundación Bancaja.
- F. J. GOERLICH y M. MAS (1996): Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 1955-1995, Bilbao, Fundación BBV.
- PRITCHETT, L. (1997): «Divergence, big time», Journal of Economic Perspectives, 11, 3 (verano), 3-17.
- QUAH, D. (1996a): «Regional cohesion from local isolated actions: I. Historical outcomes», Working Paper, diciembre, Economics Department, LSE.
- (1996b): «Regional convergence clusters across Europe», European Economic Review, 40, 3/5, abril, 951-958.
- (1996c): «Empirics for economic growth and convergence», European Economic Review, 40, 1353-1375.
- RABADÁN, I. y R. SALAS (1996): «Convergencia y redistribución intertemporal en España: Efectos de los impuestos directos, cotizaciones sociales y transferencias», *Economía Pública*, Bilbao, Fundación BBV.

- RAMSEY, F. P. (1928): «A mathematical theory of saving», *Economic Journal*, 38, diciembre, 543-559.
- RAYMOND, J. L. (1994): «La distribución regional del PIB per cápita y su evolución en el tiempo: un análisis de la hipótesis de convergencia», Revista Asturiana de Economía.
- (2000): «Convergencia regional en España», La investigación económica en España, 1990-2000. Una década de cambios, Valencia, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- REBELLO, S. (1991): «Long-run Policy analysis and Long-Run Growth», Journal of Political Economy, 99, 3, junio, 500-521.
- Río, C. DEL y J. RUIZ-CASTILLO (1996): «Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91», La desigualdad de recursos (II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza), vol. VI, Madrid, Fundación Argentaria.
- y J. RUIZ-CASTILLO (1997): «Intermediate Inequality and Welfare. The Case of Spain, 1980-81 to 1990-91», Working Paper 97-38, Economic Series, 16, mayo, Madrid, Departamento de Economía, Universidad Carlos III.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1987): «La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-1981», Estudios Económicos, 42, Madrid, Banco de España.
- (1993): «La distribución del gasto en España de 1973 a 1980-81», en J. Almunia y L. Gutiérrez (eds.): La distribución de la renta (I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza), vol. II, Madrid, Fundación Argentaria.
- (1997): «A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An application to Spain, 1973-74 to 1980-81», Working Paper 97-37, Economic Series, 15, mayo, Madrid, Departamento de Economía, Universidad Carlos III.
- SALA-I-MARTÍN, X. (1990): On Growth and States, Harvard University (tesis doctoral no publicada).
- (1994a): «Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth», European Economic Review, 38, 739-747.

- SALA-I-MARTÍN, X. (1994b): «La riqueza de las regiones. Evidencia y teoría sobre crecimiento regional y convergencia», Moneda y Crédito.
- (1996): «Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence», European Economic Review, 40, 1325-1352.
- (1997): «I Just Ran Two Million Regressions», American Economic Review, 87, 2, 178-183.
- (2000): Apuntes de crecimiento económico, 2.ª ed., Barcelona, Antoni Bosch.
- SEN, A. (1974): «International bases of alternative welfare approaches», Journal of Public Economics, 3, 387-403.
- SERRANO, L. (1999a): «Capital humano, estructura sectorial y crecimiento de las regiones españolas», Investigaciones Económicas, 23, 2, mayo, 225-249.
- (1999b): «On Convergence Accounting», Applied Economic Letters, 6, 219-221.
- SILVERMAN, B. VV. (1986) Density Estimation for Statistics and Data Analysis, Monographs on Statistics and Applied Probability, 26, Londres, Chapman & Hall.
- SLESNICK, D. (1991): «The standard of living in the United States», The Review of Income and Wealth, 37, 4, 363-386.
- (1993): «Gaining ground: Poverty in the postwar United States», Journal of Political Economy, 10, 1-38.
- SOLOW, R. M. (1956): «A contribution to the theory of economic growth», Quarterly Journal of Economics, 70, 1, febrero, 65-94.
- (2000): «The neoclassical theory of growth and distribution», BNL Quarterly Review, 215.
- STIGLITZ, J. E. (1969): «The distribution of income and wealth among individuals», *Econometrica*, 37, 3, 382-397.
- SUMMERS, R. y A. HESTON (1984): «Improved International Comparisons of Real Product and its Composition, 1950-1980», The Review of Income and Wealth, junio, 30, 207-62.

- SWAN, T. W. (1956): «Economic growth and capital accumulation», Economic Record, 32, noviembre, 334-361.
- TAMURA, R. (1991): «Income convergence in an endogenou growth model», Journal of Political Economy, 99, 3, 522-540.
- TEMPLE, J. (1999): «The new growth evidence», Journal of Economic Literature, XXXVII, marzo, 112-156.
- (2000): «Labour reallocation and european growth, 1950-90», Euroconference on Innovation, Economic Growth and European Regional Cohesion, Barcelona, Universidad Pompeu Fabra, junio, 5-6.
- THEIL, H. (1967): Economics and Information Theory, Amsterdam, North Holland.
- WHITE, H. A. (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity», Econometrica, 48, 4, mayo, 721-746.

tou.

MARINE E COMPANION OF THE STATE OF THE STATE

ÍNDICE DE CUADROS

CUADRO I.1.	Dos distribuciones hipotéticas de renta per cápita	32
CUADRO I.2.	Evidencia convergencia sigma regional en España	55
CUADRO II.1.	Dispersión en PIB y en población. Des- viación típica del logaritmo. Tasas de va- riación anual acumulativa. Porcentajes	64
CUADRO II.2.	Dispersión en PIB per cápita. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	67
CUADRO II.3.	Dispersión en PIB per cápita y renta familiar neta disponible per cápita. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	75
CUADRO II.4.	Renta familiar neta disponible per cápita. Media nacional = 100	78
CUADRO I.5.	Dispersión en productividad del tra- bajo. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de varia- ción anual acumulativa. Porcentajes	84
CUADRO III.1.	Dispersión en población activa, ocu- pada y parada. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	98
CUADRO III.2.	Dispersión en tasa de actividad, ocu- pación y paro. Desviación típica. Tasas de variación anual acumulativa. Por- centajes	102
CUADRO III.3.	Descomposición multiplicativa de la desigualdad. Índices y porcentajes	108

CUADRO III.4.	Dispersión en capital total, público, privado no residencial y privado residencial. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	110
CUADRO III.5.	Dispersión en la relación capital/tra- bajo. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de varia- ción anual acumulativa. Porcentajes	112
CUADRO III.6.	Dispersión en capital humano. Desvia- ción típica del logaritmo. Tasas de va- riación anual acumulativa. Porcentajes .	122
CUADRO III.7.	Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	125
CUADRO III.8.	Dispersión en la relación capital públi- co/población y en la relación capital pú- blico/superficie. Desviación típica del lo- garitmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes.	132
CUADRO IV.1.	Dispersión en VAB privado sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	141
CUADRO IV.2.	Dispersión en trabajo sectorial y to- tal sector privado. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación	ry3
CUADRO IV.3.	anual acumulativa. Porcentajes Dispersión en productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación	144
CUADRO IV.4.	anual acumulativa. Porcentajes Dispersión en capital privado sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	146
CUADRO IV.5.	Dispersión en la relación capital/traba- jo sectorial y total sector privado. Des- viación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual	200000
	acumulativa. Porcentajes	164

CUADRO IV.6.	Dispersión en población ocupada con al menos estudios medios secto- rial y total sector privado. Desviación	
	típica del logaritmo. Tasas de varia- ción anual acumulativa. Porcentajes	176
CUADRO IV.7.	Dispersión en proporción de pobla- ción ocupada con al menos estu- dios medios sectorial y total sector privado. Desviación típica del loga-	
	ritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa	178
CUADRO IV.8.	Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado. Ni- veles y tasa de variación anual acu-	
CLIADDO DA	mulativa. Porcentajes	189
CUADRO IV.9.	Dispersión en la Productividad Total de los Factores sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	192
CUADRO IV.10.	Dispersión en VAB. Sector manufacturas. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumulativa. Porcentajes	203
CUADRO IV.11.	Dispersión en productividad del traba- jo. Sector manufacturas. Desviación tí- pica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual acumulativa.	
CUADRO IV.12.	Porcentajes Dispersión en VAB. Sector servicios venta. Desviación típica del logaritmo. Tasas de variación anual acumu-	205
CUADRO IV.13.	lativa. Porcentajes	208
	trabajo. Sector servicios venta. Des- viación típica del logaritmo simple y ponderada. Tasas de variación anual	
	acumulativa. Porcentajes	208
CUADRO V.1.	Índice de Gini. Gasto total per cápi- ta. Estadísticos de síntesis	226
CUADRO V.2.	Índice de Gini. Gasto total per cápita .	232
CUADRO V.3.	Desigualdad interregional, interprovincial e interpersonal. Gasto total	
	per cápita	234

CUADRO VI.1.	β-convergencia no condicionada en PIB per cápita	255
CUADRO VI.2.	β-convergencia condicionada en PIB per cápita	258
CUADRO VI.3.	β-convergencia no condicionada en renta familiar neta disponible per cápita	262
CUADRO VI.4.	β-convergencia condicionada en renta familiar neta disponible per cápita	265
CUADRO VI.5.	β -convergencia no condicionada en bienestar	267
CUADRO VI.6.	β -convergencia condicionada en bienestar	270
CUADRO VI.7.	β -convergencia no condicionada en productividad del trabajo	273
CUADRO VI.8.	β-convergencia condicionada en productividad del trabajo	276
CUADRO VI.9.	β -convergencia no condicionada en dotaciones de capital	279
CUADRO VI.10.	β -convergencia no condicionada. Sector privado	280
CUADRO VI.11.	Descomposición de la convergencia en productividad del trabajo. Sector privado	282
CUADRO VI.12.	β-convergencia no condicionada en productividad del trabajo sectorial y total sector privado	285
CUADRO VI.13.	β-convergencia no condicionada en la relación capital/trabajo sectorial y total sector privado	287
CUADRO VI.14.	β-convergencia no condicionada en población ocupada con al menos estudios medios	288
CUADRO VI.15.	β-convergencia no condicionada en Productividad Total de los Factores. Sector privado	289
CUADRO VI.16.	Descomposición de la convergencia en productividad del trabajo sectorial. 1965-1996	291

ÍNDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO I.1.		20
GRÁFICO I.2.		22
GRÁFICO I.3.		23
GRÁFICO I.4.		27
GRÁFICO I.5.	Boxplot	43
GRÁFICO I.6.	Estimación kernel de una densidad .	46
GRÁFICO II.1.	Dispersión en PIB y en población. Desviación típica del logaritmo	63
GRÁFICO II.2.	Dispersión en PIB per cápita. Des- viación típica del logaritmo simple y ponderada	66
GRÁFICO II.3.	PIB per cápita. Boxplots	69
GRÁFICO II.4.	Funciones de densidad. PIB per cápita	71
GRAFICO II.5.	Curvas de Lorenz. PIB per cápita	72
GRÁFICO II.6.	Dispersión en renta per cápita y renta familiar neta disponible per cápita. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada	74
GRÁFICO II.7.	Renta familiar neta disponible per cápita. Boxplots	77
GRÁFICO II.8.	Funciones de densidad. Renta fami- liar neta disponible per cápita	81
GRÁFICO II.9.	Curvas de Lorenz. PIB per cápita y renta familiar neta disponible per cápita	83
GRÁFICO II.10.	Dispersión en productividad del trabajo. Desviación típica del loga-	
	ritmo simple y ponderada	85

GRÁFICO II.11.	Productividad del trabajo. Boxplots .	88
GRÁFICO II.12.	Funciones de densidad. Productividad del trabajo	90
GRÁFICO II.13.	Curvas de Lorenz. Productividad del trabajo	92
GRÁFICO II.14.	Curvas de Lorenz. PIB per cápita y productividad del trabajo	93
GRÁFICO Ⅲ.1.	Dispersión en población activa, ocupada y parada. Desviación típica del logaritmo	99
GRÁFICO III.2.	Dispersión en tasa de actividad, ocupación y paro. Desviación típica	101
GRÁFICO III.3.	Tasa de actividad. Boxplots	103
GRÁFICO Ⅲ.4.	Tasa de ocupación. Boxplots	105
GRÁFICO II.5.	Dispersión en capital total, público, privado no residencial y privado residencial. Desviación típica del loga-	
	ritmo	111
GRÁFICO III.6.	Dispersión en la relación capital/ trabajo. Desviación típica del loga-	
and inte	ritmo simple y ponderada	113
GRÁFICO III.7.	Relación capital/trabajo. Boxplots	114
GRÁFICO III.8.	Funciones de densidad. Relación ca- pital/población y relación capital/ trabajo	116
GRÁFICO III.9.	Funciones de densidad. Relación capital/población y relación capital/	
	trabajo	117
GRÁFICO Ⅲ.10.	Dispersión en capital humano. Desviación típica del logaritmo	121
GRÁFICO Ⅲ.11.	Dispersión en proporción de pobla- ción ocupada con al menos estu- dios medios. Desviación típica del	
	logaritmo simple y ponderada	124
GRÁFICO Ⅲ.12.	Proporción de población ocupada con la menos estudios medios. Box-	
	plots	126
GRÁFICO Ⅲ.13.	Funciones de densidad y curvas de Lorenz Proporción de población ocu-	
	pada con al menos estudios medios .	127

GRÁFICO Ⅲ.14.	Dispersión en la relación capital público/población y en la relación capital público/superficie. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada	130
GRÁFICO Ⅲ.15.	Relación capital público/población. Boxplots	131
GRÁFICO III.16.	Relación capital público/superficie. Boxplots	134
GRÁFICO Ⅲ.17.	Funciones de densidad. Relación capital público/población y relación capital público/superficie	135
GRÁFICO IV.1.	Dispersión en VAB privado sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo	140
GRÁFICO IV.2.	Dispersión en trabajo sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo	143
GRÁFICO IV.3.	Dispersión en productividad del tra- bajo sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo sim- ple y ponderada	145
GRÁFICO IV.4.	Productividad del trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots	149
GRÁFICO IV.5.	Curvas de Lorenz. Productividad del trabajo sectorial y total sector privado	157
GRÁFICO IV.6.	Funciones de densidad simples. Productividad del trabajo sectorial y total sector privado	159
GRÁFICO IV.7.	Funciones de densidad ponderadas. Productividad del trabajo sectorial y total sector privado	160
GRÁFICO IV.8.	Dispersión en capital privado sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo	162
GRÁFICO IV.9.	Dispersión en la relación capi- tal/trabajo sectorial y total sector privado. Desviación típica del loga-	
	ritmo simple y ponderada	163

Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado. Boxplots	166
Funciones de densidad simples. Re- lación capital/trabajo sectorial y to- tal sector privado	173
Funciones de densidad ponderadas. Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado	174
Dispersión en población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo	175
Dispersión en proporción de población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada	177
Población ocupada con al menos estudios medios sectorial y total sector privado. Boxplots	180
Funciones de densidad simples. Pro- porción de población ocupada con al memos estudios medios sectorial y total sector privado	186
Proporción de población ocupada con al menos estudios medios secto-	187
Dispersión en la Productividad Total de los Factores sectorial y total sec- tor privado. Desviación típica del lo-	191
Productividad Total de los Factores sectorial. Boxplots	193
Funciones de densidad simples. Pro- ductividad Total de los Factores sec- torial y total sector privado	199
Funciones de densidad ponderadas. Productividad Total de los Factores	200
	Funciones de densidad simples. Relación capital/trabajo sectorial y total sector privado

GRÁFICO IV.22.	Dispersión en VAB. Sector manufac- turas. Desviación típica del logarit-	
	mo	202
GRÁFICO IV.23.	Dispersión en productividad del trabajo. Sector manufacturas. Desviación típica del logaritmo simple y ponderada	204
GRÁFICO IV.24.	Dispersión en VAB. Sector servicios venta. Desviación típica del logarit-	201
GRÁFICO IV.25.	mo	206
	ponderada	209
GRÁFICO V.1.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. Niveles	219
GRÁFICO V.2.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. Tasas de variación anual acumulativa.	224
GRÁFICO V.3.		227
	Índice de Gini. Gasto total per cápita. Boxplots	228
GRÁFICO V.4.	Funciones de densidad. Índice de Gini. Gasto total per cápita	229
GRÁFICO V.5.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. Posición inicial (1973-1974) y final (1990-1991)	231
GRÁFICO V.6.	Correlación renta familiar neta dis- ponible per cápita y desigualdad	236
GRÁFICO V.7.	Bienestar. Miles de pesetas de 1986 .	240
GRÁFICO V.8.	Renta familiar neta disponible per cápita. Miles de pesetas de 1986	
V	por habitante	242
GRÁFICO V.9.	Curvas de Lorenz. Renta familiar neta disponible y bienestar	243
GRÁFICO V.10.	Bienestar. Tasas de variación anual acumulativa	244
GRÁFICO V.11.	Bienestar. Boxplots	246
GRÁFICO V.11.	Funciones de densidad. Bienestar	247
GRÁFICO VI.1.	β-convergencia en PIB per cápita. 1955-	2.17
GRAFICO VI.1.	1998	257

GRÁFICO VI.2.	β-convergencia en renta familiar neta disponible per cápita. 1967-	
	1998	263
GRÁFICO VI.3.	β-convergencia en bienestar. 1973- 1991	269
GRÁFICO VI.4.	β-convergencia en productividad del trabajo. 1955-1998	274

ÍNDICE DE MAPAS

MAPA V.1.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1973-1974	221
MAPA V.2.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1980-1981	222
MAPA V.3.	Índice de Gini. Gasto total per cápita. 1990-1991	223
MAPA VI.1.	PIB per cápita. 1955-1998. Efectos fijos	260
MAPA VI.2.	Renta familiar neta disponible per cápita. 1967-1998. Efectos fijos	266
MAPA VI.3.	Bienestar. 1973-1991. Efectos fijos	272
MAPA VI.4.	Productividad del trabajo. 1955-1998. Efectos fijos	277

ÍNDICE ALFABÉTICO

ABRAMOVITZ, M.: 57, 297 AHN, S. C.: 51*n*, 297, 302 ALESINA, A.: 225, 297

ÁLVAREZ DE TOLEDO, P.: 34n, 297 ANDRÉS, J.: 28, 297

Arellano, M.: 51n, 297 Aschauer, D. A.: 119n, 297 Atkinson, A. B.: 216n, 217, 298 Ayala, L.: 214n, 216n, 298

BARRO, R. J.: 18n, 28n, 31, 34, 48, 49n, 53, 54, 57, 298

BASU, K.: 217n, 298

BAUMOL, W. J.: 25n, 28n, 52, 298

BELLIDO, N.: 214n, 303 BERNARD, A. B.: 30, 34n, 298

bienestar, boxplots: 245
— β-convergencia: 268-270

- curvas de Lorenz: 245-246

- definición: 235-239

- funciones de densidad: 245-247

— índice de Gini: 235-239

— vs. renta familiar neta disponible: 241-242

BOND, S.: 51n, 297, 299 boxplots, concepto: 39

- del bienestar: 245

— del capital humano agregado: 125

 del capital humano, privado y sectorial: 178, 179

— del capital público/población: 132

— del capital público/superficie: 133

- del índice de Gini: 227

 de la PTF (Productividad Total de los Factores) privado y sectorial: 192 de la productividad del trabajo agregada: 86

 de la productividad del trabajo sector privado: 148, 149

 de la relación capital/trabajo agregado: 112

 de la relación capital/trabajo privado y sectorial: 165

 de la renta neta familiar disponible: 73, 77

— de la renta per cápita: 67

— de las tasas de actividad: 102

— de las tasas de ocupación: 104 BLUNDELL, R.: 51n, 299 BOSCH, A.: 214n, 216n, 217n, 299

capital humano total (al menos estudios medios): 119

- boxplots: 125

— curvas de Lorenz: 127

desviación típica del logaritmo:
 124

— funciones de densidad: 127

 porcentaje (porcentaje población ocupada con al menos estudios medios): 124

capital humano, total privado y sectorial (porcentaje población ocupada con al menos estudios medios), desviación típica del logaritmo: 172, 175

capital humano, porcentaje, privado y sectorial (porcentaje población ocupada con al menos estudios medios), desviación típica del logaritmo: 176

- boxplots: 178, 179
- contribución a la β-convergencia: 281
- β-convergencia: 278
- funciones de densidad: 185
- capital privado y sectorial, desviación típica del logaritmo: 158
- capital público/población vs. capital público/superficie, desviación típica del logaritmo: 129
- boxplots: 132
- funciones de densidad: 133
- capital total/población, funciones de densidad: 115
- capital total, público, privado residencial y no residencial, desviación típica del logaritmo: 109
- capital/trabajo privado y sectorial, desviación típica del logaritmo: 163, 164
- boxplots: 165
- β-convergencia: 278
- funciones de densidad: 172
- capital/trabajo agregada, desviación típica del logaritmo 112
- boxplots: 112
- β-convergencia: 275, 278
- funciones de densidad: 115
- vs. capital/poblacion: 115, 275, 278
- CARNICERO GONZÁLEZ, I. J.: 34n, 299
- CASELLI, F.: 50, 299
- CASS: 34, 51, 51n, 299
- convergencia, definiciones: 28
- evidencia empírica en España: 54
- evidencia empírica internacional: 51
- instrumentos de medida: 31
- β-convergencia, concepto: 29
- β-convergencia del bienestar: 268-270
- del capital humano en el sector privado: 278-279
- del capital humano sectorial: 286
- concepto: 28-29
- de la descomposición: 281- 282
- de las ecuaciones: 47-51
- PTF: 278
- de la productividad del trabajo agregada: 271
- de la productividad del trabajo privado y sectorial: 278, 284

- de la relación capital/trabajo y capital/población: 278-280
- de la relación capital/trabajo privado y sectorial: 279-280, 287
- de la renta familiar neta disponible: 261-266
- de la renta per cápita: 254-260
- σ-convergencia, concepto: 28
- COULTER, F.: 217, 299
- COWELL, F.: 217, 299
- crecimiento, modelo neoclásico: 17
- endógeno: 25
- CUADRADO, J. R.: 34n, 299
- curvas de Lorenz, concepto: 44
- bienestar: 243
- capital humano agregado: 127
- capital humano, privado y sectorial: 185
- productividad del trabajo agregada: 91
- productividad del trabajo privado y sectorial: 156
- renta familiar neta disponible: 82
- renta per cápita: 72
- DEATON, M.: 217n, 299
- DECRESIN, I.: 35, 299
- DEININGER, K.: 241n, 300
- DE LONG, J. B.: 52, 300
- desigualdad: véanse índices de Gini y Theil
- geográfica, descomposición: 233
- renta per cápita, descomposición: 106
- desviación típica del logaritmo, definición: 36
- bienestar: 243
- capital humano agregado: 122
- capital humano, privado y sectorial: 178
- capital público/población: 129
- capital público/superficie: 129
- capital total, público, privado residencial y no residencial: 110
- empleo privado y sectorial: 143
- PTF privado y sectorial: 188
- productividad del trabajo agregada: 83

- productividad del trabajo privado y sectorial: 144
- PIB (Producto Interior Bruto) y población: 61
- relación capital/trabajo agregada:
 112
- relación capital/trabajo privado y sectorial: 163
- renta familiar neta disponible: 73
- renta per cápita: 65
- tasa de actividad: 100
- tasa de ocupación: 100

DOMÉNECH, R.: 28n, 297

DURLAUF, S. N.: 28n, 30, 299, 310

empleo privado y sectorial

desviación típica del logaritmo:
 143

Encuestas de Presupuestos Familiares: 213

ESCRIBANO, C.: 214n, 216n, 217n, 299

ESQUIVEL, G.: 50, 299

FATÁS, A.: 35, 299

FOSTER, J. E.: 217n, 298

FREIRE SERÉN, M. J.: 34n, 300

funciones de densidad, concepto: 44

- bienestar: 247
- capital humano agregado: 127
- capital humano, privado y sectorial: 185
- capital/población: 113
- capital público/población: 133
- capital público/superficie: 133
- capital/trabajo agregada: 113
- capital/trabajo privado y sectorial: 172
- índice de Gini: 229
- PTF privado y sectorial: 198
- productividad del trabajo agregada: 89
- productividad del trabajo privado y sectorial: 158
- renta familiar neta disponible: 81
- renta per cápita: 70

FUENTE, A. DE LA: 28n, 34n, 300

GALTON, F.: 28, 40*n*, 300, 301 GARCÍA MONTALVO, J.: 120*n*, 301 GARCÍA-GRECIANO, B.: 34*n*, 299

GINI, C.: 38, 217, 301

GOERLICH, F. J.: 36, 36n, 41, 57, 84n, 214, 214n, 216, 217, 230, 248, 301, 304

GOODMAN, A.: 217n, 301 GOULD, D. M.: 28n, 302

GRAUBARD, B. I.: 36, 303

HALL, R. E.: 28n, 302 HESTON, A.: 53, 306

índice de Gini, definición: 38

- bienestar: 235
- boxplots: 225
- Encuesta de Presupuestos Familiares: 214
- evolución: 218
- funciones de densidad: 229
- movilidad y persistencia: 230
- índice de Theil, definición: 38
- descomposición por factores multiplicativos: 39
- descomposición por subgrupos de población: 39

INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTI-GACIONES ECONÓMICAS: 120n, 214n, 301, 305

ISLAM, N.: 50, 302

JANO, N.: 214n, 303

IENKINS: 217, 299

JOHNSON, P.: 217n, 301

JONES, C. I.: 28n, 34n, 35, 302

KEANE, M. P.: 51n, 302

KOOPMANS, T. C.: 34, 51, 51n, 302

KORN, E. L.: 36, 303

LEFORT, F.: 50, 299

LEVINE, R.: 50, 53, 303

Li, H.: 230, 303

LÓPEZ, J.: 214n, 303

LORENZ, M. C.: 44, 303

LUCAS, R. E.: 119n, 303

MANKIW, N. G.: 28n, 119n, 303

MANUELLI, R. E.: 28n, 302

MARTÍN-GUZMÁN, P.: 214, 214n, 216n, 303

MARTÍNEZ, R.: 214n, 216n, 298

MAS, M.: 30n, 36, 41, 54n, 57, 57n, 84n, 120n, 214, 214n, 216, 217,

248, 283n, 301, 313, 304

MAUDOS, J.: 50, 57n, 281, 303, 304

MCCLEMENTS, L.: 217n, 304 MUELLBAUER, J.: 217n, 299

NELSON, R. R.: 28n, 217n, 298, 304

PASTOR, J. M.: 50, 120n, 281, 304

PERÓ, J. M.: 120n, 301

PÉREZ, F.: 30n, 54n, 57n, 120n, 214, 214n, 283n, 303, 304

población, desviación típica del logaritmo: 62

población total, activa, ocupada y parada

desviación típica del logaritmo:
 97

PRITCHETT, L.: 28n, 304

productividad del trabajo agregada, desviación típica del logaritmo: 83

— boxplots: 86

β-convergencia: 271

- curvas de Lorenz: 91

- funciones de densidad: 89

- vs. renta per cápita: 91

productividad del trabajo sectorial y total sector privado, desviación típica del logaritmo: 144

— boxplots: 148, 149

— β-convergencia: 278, 284

- curvas de Lorenz: 156

funciones de densidad: 158
 PTF privado y sectorial, desviación típica del logaritmo: 188

- boxplots: 192

— β-convergencia: 278

- funciones de densidad: 198

PIB, desviación típica del logaritmo: 61

población: véase renta per cápita

QUAH, D.: 12, 28n, 34, 300, 304

RABADÁN, I.: 35, 57, 304

RAINWATER, L.: 216n, 217, 298

RAMSEY, F. P.: 34, 51, 51n, 304

RAYMOND, J. L.: 34n, 62n, 299, 305 REBELLO, S.: 25n, 305

RENELT, D.: 50, 53, 303

renta familiar neta disponible per cápita, desviación típica del logaritmo: 73

— boxplots: 73, 77

— β-convergencia: 261-266

- curvas de Lorenz: 82

— funciones de densidad: 81

- vs. bienestar: 243

- vs. renta per cápita: 82

renta per cápita, desviación típica del logaritmo: 65

- boxplots: 67

— β-convergencia: 254-260

— curvas de Lorenz: 72

 descomposición de la desigualdad: 106

- funciones de densidad: 70

— vs. renta familiar neta disponible: 82

RÍO, C. DE: 214n, 216n, 217n, 305

RODRIK, D.: 225, 297

Rojo, J.: 34n, 297

ROMER, P.: 28n, 119n, 303

RUFFIN, R. J.: 28n, 302

RUIZ-CASTILLO, J.: 214n, 216, 216n, 217n, 305

RUIZ-HUERTA, J.: 214n, 216n, 298 RUNKLE, D. E.: 51n, 302

SALA-I-MARTÍN, X.: 18n, 28, 28n, 29n, 31, 34, 48, 49n, 52n, 53, 54, 57, 298, 305, 306

SALAS, R.: 35, 57, 304

SÁNCHEZ, I.: 214n, 216, 217n, 299

sector manufacturas, VAB y productividad: 201

sector servicios privados, VAB y productividad: 203

SEN, A.: 239, 250, 264, 306

SERRANO, L.: 34n, 50, 120n, 281, 283n, 304, 306

SCHMIDT: 51n, 297

SILVERMAN, B. W.: 44, 46, 306

SMEEDING, T. M.: 216n, 217, 298

SOLOW, R. M.: 17, 18, 19, 21, 24, 25, 25*n*, 26, 34, 51, 53, 58, 83, 275, 306

SQUIRE, L.: 230, 241n, 300, 303

STIGLITZ, J. E.: 34, 34n, 306

SUMMERS, R.: 53, 306

SWAN, T. W.: 18, 34, 51, 58, 83, 306

TAMURA, R.: 34, 307

tasas de actividad, desviación típica: 100

— boxplots: 102

tasas de ocupación, desviación típi-

ca: 100

- boxplots: 102

TEMPLE, J.: 27n, 28n, 34n, 52n, 307

THEIL, H.: 317, 307

TOLEDO, M. I.: 214n, 303

TORIBIO, A.: 34n, 297

URIEL, E.: 57n, 120n, 303

USABIAGA, C.: 34, 297

VAB privado y sectorial en las manu-

facturas: 201

en los servicios: 203

WEBB, S.: 217n, 301

WEIL, N.: 28n, 119n, 303

WHITE, H. A.: 307

WOLFF, E. N.: 28n, 298

Zou, H.: 230, 303



NOTA SOBRE LOS AUTORES

Equipo investigador

Investigadores:

Francisco J. Goerlich Gisbert
Universidad de Valencia e Ivie
Matilde Mas Ivars
Universidad de Valencia e Ivie

Técnicos:

Juan Carlos Robledo Domínguez

Ivie

Manuel Fornás Calviño

Universidad de Valencia

María Fuente Palmer Estevan

Ivie

Edición:

Susana Sabater Millares
Ivie

SERVICE FOR A STORY

Arminol senio-policy position is senior to be senior to b

willist manual country

Manuel Fornás Calviño. Diplomado en Ciencias Empresariales (premio extraordinario) (1994-1997) y licenciado en Ciencias Económicas (1997-1999) por la Universidad de Valencia. Actualmente es becario de investigación en el departamento de Análisis Económico de dicha Universidad.

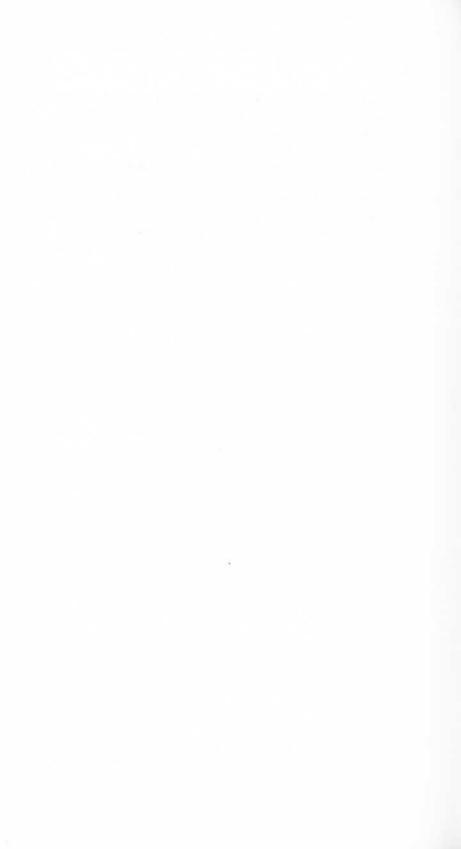
Francisco J. Goerlich Gisbert. Licenciado en Ciencias Económicas por la Universidad de Valencia, MSc in Economics por la London School of Economics y doctor por la Universidad de Valencia. Ha publicado sobre temas de macroeconomía, econometría y economía regional en diversas revistas nacionales (Investigaciones Económicas, Revista Española de Economía y Revista de Economía Aplicada) y extranjeras (Economics Letters, Applied Economics y Econometric Theory). En la actualidad, es profesor titular del Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia y profesor investigador del Ivie.

Matilde Mas Ivars. Licenciada y doctora por la Universidad de Valencia. Sus campos de especialización son el crecimiento, el cambio técnico, el capital público y la economía regional. Ha publicado diez libros y numerosos artículos en revistas especializadas nacionales (Investigaciones Económicas, Revista de Economía Aplicada y Moneda y Crédito) y extranjeras (The Review of Income and Wealth y Regional Studies, entre otras). En la actualidad, es profesora titular de Análisis Económico en la Universidad de Valencia y profesora investigadora del Ivie.

María Fuente Palmer Estevan. Licenciada en Economía por la Universidad de Valencia (1995-1999). En septiembre de 1999 entró a formar parte del equipo técnico del Ivie.

Juan Carlos Robledo Domínguez. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Valencia en el año 1993, rama de Empresariales. Desde 1994 ejerce como técnico de investigación en el Ivie y está especializado en bases de datos regionales.











Francisco J. Goerlich Gisbert es licenciado en Ciencias Económicas por la Universidad de Valencia, Msc. in Economics por la London School of Economics y doctor por la Universidad de Valencia. Ha publicado sobre temas de macroeconomía, econometría y economía regional en diversas revistas nacionales (Investigaciones Económicas, Revista Española de Economía, Revista de Economía Aplicada) y extranjeras (Economics Letters, Applied Economics y Econometric Theory). En la actualidad, es profesor titular del departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia y profesor investigador del Ivie.

Matilde Mas Ivars es licenciada y doctora por la Universidad de Valencia. Sus campos de especialización son el crecimiento, el cambio técnico, el capital público y la economía regional. Ha publicado diez libros y numerosos artículos en revistas especializadas nacionales (Investigaciones Económicas, Revista de Economía Aplicada, Moneda y Crédito) y extranjeras (The Review of Income and Wealth y Regional Studies, entre otras). En la actualidad, es profesora titular de Análisis Económico en la Universidad de Valencia y profesora investigadora del Ivie.

Fundación BBVA

La existencia de desigualdades económicas entre las provincias españolas y su acentuación o reducción a lo largo del dilatado periodo histórico que discurre entre 1955 y 1998 es el tema principal abordado en este libro, que amplía los análisis realizados hasta ahora por los numerosos autores que han tratado este problema. Mediante la correcta utilización de una extensa serie de instrumentos de medición (desviación típica de logaritmos, funciones de densidad, representaciones mediante boxplots y curvas de Lorenz), se estudia la denominada β -convergencia. También se revisa el concepto de σ -convergencia, con el fin de sintetizar los principales resultados proporcionados por ambas aproximaciones.

Este volumen es el segundo del estudio La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998) y se enmarca en un amplio proyecto de colaboración que se viene desarrollando desde hace diez años entre la Fundación BBVA y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas para estudiar los procesos de capitalización y crecimiento de la economía española y sus regiones. En el primer volumen se puso el énfasis en los aspectos ligados al crecimiento y la localización de la actividad en las provincias españolas. La importancia de los problemas de desigualdad ha motivado la elaboración de un volumen específico, complementario del anterior, utilizando muchas de las informaciones y reflexiones proporcionadas por aquél, pero orientadas a discutir la existencia de convergencia o divergencia entre las provincias.



isco I. Goerlich Gisb