

ESTUDIOS
DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

**CONVERGENCIA EN RENTA
PER CÁPITA ENTRE
LAS COMUNIDADES
AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS
(1955-2004):**

**UNA APLICACIÓN BASADA
EN MÉTODOS DE PANEL DINÁMICO**

Fernando Martín Mayoral



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS



ESTUDIOS
DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

ESTUDIOS
DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

**CONVERGENCIA EN RENTA
PER CÁPITA ENTRE
LAS COMUNIDADES
AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS
(1955-2004):**

**UNA APLICACIÓN BASADA EN MÉTODOS
DE PANEL DINÁMICO**

Fernando Martín Mayoral



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

PATRONATO

JUAN R. QUINTÁS SEOANE (*Presidente*)
JOSÉ MARÍA MÉNDEZ ÁLVAREZ-CEDRÓN (*Secretario*)
JOSÉ ANTONIO ARCOS MOYA
JULIO FERMOSE GARCÍA
JULIO FERNÁNDEZ GAYOSO
JOSEP IBERN GALLART
ROBERTO LÓPEZ ABAD
JESÚS MEDINA OCAÑA
RICARD PAGÈS FONT
ATILANO SOTO RÁBANOS

Printed in Spain

Edita: FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS (FUNCAS)
Caballero de Gracia, 28, 28013 - Madrid

© FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS (FUNCAS). Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación, así como la edición de su contenido por medio de cualquier proceso reprográfico o fónico, electrónico o mecánico, especialmente imprenta, fotocopia, microfilm, *offset* o mimeógrafo, sin la previa autorización escrita del editor.

ISBN: 978-84-89116-41-2
Depósito legal: M-29.746-2008
Imprime: Fernández Ciudad, S. L.

Esta tesis doctoral ha sido distinguida con uno de los
PREMIOS ENRIQUE FUENTES QUINTANA A TESIS DOCTORALES
en la convocatoria 2006-2007

Tesis doctoral presentada en la
Universidad de Salamanca
Departamento de Economía Aplicada

Dirigida por:
Carlos Garcimartín Alférez
Rafael Muñoz de Bustillo Llorente



PREFACIO

El estudio de la convergencia económica ha sido quizás uno de los campos de la macroeconomía más ampliamente tratados en las últimas décadas. Sin embargo, a pesar de la profusa literatura que existe al respecto, continúa la controversia respecto a su existencia y a los factores que influyen sobre la misma, siendo los resultados obtenidos de trascendental importancia, tanto desde el punto de vista académico, pues permitirían validar o desechar el modelo de crecimiento neoclásico, como desde la justificación de la actuación del Estado a través de políticas económicas enfocadas a reducir las disparidades regionales. Precisamente esta fue uno de las principales razones por las que elegí estudiar el tema de convergencia, aunque no la única. Otras motivaciones fueron, en primer lugar, porque el concepto de convergencia puede ser aplicado a un gran número de variables económicas, sociales o de cualquier otra rama del conocimiento y en segundo lugar, porque es uno de los campos de experimentación donde se han utilizado una mayor cantidad de métodos econométricos de muy diversa índole, tanto paramétricos como no paramétricos, permitiéndome adquirir una experiencia empírica necesaria, hoy en día, para iniciar nuevas líneas de investigación. En tercer lugar, por mi trayectoria investigadora en el Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Salamanca. En este sentido, el motivo por el cual elegí el ámbito regional, se remonta a diez años atrás, cuando comencé a impartir docencia en la asignatura de Economía Regional de Castilla y León, en la Facultad de Derecho. Mis clases estuvieron desde el inicio orientadas a realizar estudios comparativos regionales y a conocer la evolución de diversas variables económicas, tratando de explicar por qué las disparidades regionales tendían a mantenerse a lo largo del tiempo. Inicialmente, mis aportaciones estuvieron condicionadas por la falta de conocimiento sobre las herramientas estadísticas, de modo que se limitaban a análisis descriptivos del estado de situación de ciertas variables económicas y a la observación de su comportamiento a lo largo del tiempo. La llegada de Carlos Garcimartín al Departamento de Economía Aplicada, supuso un cambio radical para mi carrera investigadora, al proponerme realizar un estudio de convergencia regional española a través de diversos análisis de regresión de sección cruzada y de series temporales, abriendo así una línea de investigación, fruto de la cual pudimos publicar varios artículos, realizar un proyecto de investigación sobre convergencia regional financiado por la Junta de Castilla y León y finalmente, obtener el segundo premio de Investigación del Comité Económico y Social de Castilla y León. Posteriormente, cuando Rafael Bustillo pasó a ser director del Departamento, depositó su confianza en mí al aceptar dirigir

esta Tesis doctoral y siempre estuvo dispuesto a echarme una mano, sobre todo en estos últimos meses. A ambos quiero agradecerles sinceramente la ayuda prestada. También quiero darle las gracias a David Roodman, del «Center for Global Development» por supervisar mis estimaciones de datos de panel dinámicos; a los miembros del departamento de Economía de la «Facultad de Ciencias Sociales de América Latina» (FLACSO) y al «Centro de Investigaciones Sociológicas del Milenio» del «Programa de Desarrollo de las Naciones Unidas» en Ecuador, por permitirme realizar investigaciones sobre la convergencia económica en América Latina, gracias a los cuales pude adquirir experiencia en investigación aplicada; también quiero darle las gracias a mis compañeros del departamento, a quienes he molestado en repetidas ocasiones con infinidad de preguntas; a mis hermanos M.^a Elena y Alberto por ayudarme en las últimas correcciones de la tesis y finalmente, a mi esposa Rosana, que me ha apoyado incondicionalmente durante todo este tiempo, dándome ánimos en los días más oscuros; sin ella todo habría sido mucho más difícil.



INTRODUCCIÓN	15
1. Exposición de motivos	17
2. Objetivos perseguidos	21
3. Estructura de la investigación	22
I. LA TEORÍA NEOCLÁSICA DEL CRECIMIENTO: EL MODELO DE SOLOW	27
I.1. INTRODUCCIÓN	29
I.2. EL MODELO DE CRECIMIENTO DE SOLOW	29
I.2.1. Funciones de producción y acumulación de capital	30
I.2.2. Modelo en términos por trabajador efectivo	33
I.2.3. El estado estacionario	34
I.2.4. Dinámica transicional	38
I.2.5. Modelo de Solow en términos per cápita	40
I.2.6. Estimación del modelo de crecimiento de Solow en el estado estacionario	45
I.3. IMPLICACIONES DEL MODELO	46
I.3.1. Contabilidad del crecimiento	46
I.3.1.1. Críticas a la contabilidad del crecimiento	48
I.3.1.2. El modelo de Solow aumentado o modelo MRW	49
I.3.2. Convergencia económica	52
I.3.2.1. Desarrollo empírico de la convergencia beta	52
I.4. CONCLUSIONES	56
II. MODELOS DE CRECIMIENTO ALTERNATIVOS AL MODELO DE SOLOW	59
II.1. INTRODUCCIÓN	61
II.2. CRÍTICAS AL MODELO DE SOLOW	61
II.3. MODELOS ALTERNATIVOS AL MODELO DE SOLOW	63
II.3.1. Teorías de crecimiento keynesiano	63
II.3.2. Teorías de crecimiento endógeno	66
II.4. CONVERGENCIA EN EL ENTORNO DE LOS MODELOS ENDÓGENOS Y POSTKEYNESIANOS	72
II.5. CONCLUSIONES	75
III. EL DEBATE SOBRE LA CONVERGENCIA	77
III.1. INTRODUCCIÓN	79
III.2. APROXIMACIONES AL CONCEPTO DE CONVERGENCIA	80
III.3. REVISIÓN DE LA LITERATURA DE CONVERGENCIA	93
III.3.1. El caso español	96
III.4. CONCLUSIONES	97

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA CONVERGENCIA ENTRE LAS REGIONES ESPAÑOLAS. LA CONVERGENCIA SIGMA	103
IV.1. INTRODUCCIÓN	105
IV.2. LOS DATOS	106
IV.3. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA EVOLUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA Y LA POBLACIÓN	109
IV.4. ANÁLISIS DE CONVERGENCIA SIGMA (σ)	116
IV.4.1. Índices de desigualdad en convergencia sigma	118
IV.4.2. Análisis de la convergencia sigma en las regiones españolas a través de la familia de índices de entropía generalizada	123
IV.4.2.1. Descomposición de los índices de desigualdad	130
IV.5. CONCLUSIONES	147
V. ANÁLISIS TRADICIONAL DE CONVERGENCIA BETA	151
V.1. INTRODUCCIÓN	153
V.2. ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA ABSOLUTA	155
V.3. ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA	157
V.4. CRÍTICAS A LOS ANÁLISIS DE CONVERGENCIA BASADOS EN MÉTODOS DE SECCIÓN CRUZADA	164
V.5. METODOLOGÍA DE DATOS DE PANEL	166
V.5.1. Especificación general de un modelo de datos de panel	167
V.5.2. Modelos de efectos fijos o de análisis de covarianza	171
V.5.2.1. Tipos de estimaciones de efectos fijos	172
V.5.3. Modelos de efectos aleatorios (RE) o modelos de componentes de error	175
V.5.4. Efectos fijos <i>versus</i> efectos aleatorios	177
V.6. EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA CONVERGENCIA CONDICIONADA EN ESPAÑA CON DATOS DE PANEL	178
V.7. ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS A TRAVÉS DE DATOS DE PANEL	182
V.7.1. Modelo de coeficientes constantes o modelo de regresión <i>pooled</i>	185
V.7.2. Estimación LSDV	187
V.8. CONCLUSIONES	192
VI. MODELOS DINÁMICOS DE DATOS DE PANEL APLICADOS AL ESTUDIO DE LA CONVERGENCIA REGIONAL	195
VI.1. INTRODUCCIÓN	197
VI.2. INTRODUCCIÓN A LOS PANELES DINÁMICOS	198
VI.2.1. Estimación de modelos dinámicos con efectos fijos	202
VI.2.1.1. Estimadores variables instrumentales (VI)	205

VI.2.1.2. Método generalizado de momentos (GMM)	207
VI.2.1.3. Modelos autorregresivos multivariados	213
VI.3. ESTIMACIÓN DE PANELES DINÁMICOS APLICADOS AL ESTUDIO DE LA CONVERGENCIA ECONÓMICA	220
VI.4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DINÁMICO DE CONVERGENCIA CONDICIONADA EN REGIONES ESPAÑOLAS	222
VI.4.1. Estimaciones tradicionales (MCO e IG)	223
VI.4.2. Estimación GMM del modelo dinámico de convergencia	226
VI.4.2.1. Estimación del modelo de convergencia condicionada para las regiones españolas	
VI.4.2.2. Modelo aumentado con capital humano	234
VI.4.3. Estados estacionarios de las regiones españolas	236
VI.5. LIMITACIONES DE LOS ESTIMADORES DINÁMICOS DE EFECTOS FIJOS	254
VI.6. CONCLUSIONES	258
APÉNDICE VI.1. AUTOCORRELACIÓN EN LOS RESIDUOS	264
CONCLUSIONES	267
BIBLIOGRAFÍA	279



INTRODUCCIÓN

1. EXPOSICIÓN DE MOTIVOS

El estudio del crecimiento económico, su dinámica y los factores determinantes del mismo, surge con el propio nacimiento de la economía, a partir de las aportaciones de los economistas clásicos, en particular, Adam Smith (1776), David Ricardo (1817) y Thomas Malthus (1798)¹. De sus planteamientos teóricos, con el paso del tiempo, aparecen las dos visiones del crecimiento asociadas, la primera y dominante, a la visión pesimista del futuro, basada en la existencia de rendimientos decrecientes en los factores productivos (Ricardo, Malthus) y la otra, la visión optimista de Smith, justificada por el efecto de la división del trabajo sobre la productividad.

A pesar de la importancia concedida por la escuela clásica al estudio dinámico de la economía, la posterior revolución marginalista (1871-1974), cuyos principales precursores fueron William Stanley Jevons en Gran Bretaña, Léon Walras en Suiza, y Karl Menger en Austria, atribuye un mayor protagonismo a la resolución de problemas estáticos relacionados con el proceso de asignación eficiente de recursos e introduce el concepto de utilidad marginal decreciente, marcando el establecimiento del «enfoque neoclásico» de la teoría económica. Si la escuela clásica se sintió atraída por el análisis de la producción y de la dinámica del sistema, los marginalistas optaron por el estudio del intercambio; la industrialización frente al comercio; los bienes producidos frente a los recursos escasos. Por estos motivos, la adaptación de los principios marginalistas a la teoría de la producción apenas imprimió impulso a la teoría del crecimiento. La teoría de la productividad marginal² consideró al capital como un factor dado, al igual que el trabajo o la tierra, lo que relegaba a un segundo plano el planteamiento dinámico de la economía. En realidad, fue necesario esperar un largo período para que los principios marginalistas fueran adaptados al problema del crecimiento.

¹ Karl Marx por su libro *El Capital* (1817), también puede ser incluido entre los autores clásicos, al formular un modelo de crecimiento multisectorial y elaborar el concepto de crecimiento de equilibrio del estado estacionario. John Stuart Mill, seguidor de David Ricardo, es otro exponente de la escuela clásica tardía, por su obra *Principios de Economía Política* (1848), donde trata aspectos como la naturaleza de la riqueza o las leyes de producción y distribución.

² La teoría de la productividad marginal de la distribución fue establecida entre 1890-1894 por John Bates Clark, Phillip H. Wicksteed and Knut Wicksell.

El exponente más importante de la escuela marginalista fue Alfred Marshall (1890) y su contribución a la teoría del crecimiento fue realizada desde una perspectiva de oferta, mediante la reconciliación entre el concepto de economías de escala y su teoría del mercado competitivo. Para ello, distinguió entre «economías de escala internas» (reducción en los costes medios de producción al aumentar el tamaño de la empresa) y «economías de escala externas» (disminución en los costes provocada por el crecimiento general de la industria, a causa de factores dinámicos e irreversibles no anticipados por los empresarios, a los que llamó «progreso general del ambiente industrial»). Marshall afirmó que el crecimiento de una industria, especialmente cuando está localizada en una región concreta, crea un mercado para trabajadores generalmente cualificados, fomenta el crecimiento de industrias subsidiarias y contribuye a la mejora de todo tipo de infraestructuras. Estos aspectos son necesarios en todo proceso de crecimiento.

Esta imagen «idílica» de mercados auto ajustables que presentaban una tendencia natural al equilibrio general entre la oferta y la demanda con pleno empleo, asociada a la economía neoclásica, se vería cuestionada por la aparición, a partir de la Gran Depresión, de la Teoría Keynesiana, más preocupada por la dinámica económica desde el punto de vista de la demanda.

La visión de la economía desarrollada por John Maynard Keynes (1936) explicaba la formación de la producción agregada y en consecuencia, del empleo, a partir de la demanda agregada, en contra de lo establecido por la Ley de Say³. Sin embargo, no abordó el problema del crecimiento a largo plazo, aspecto, éste, que fue señalado por autores como Joan Robinson (1977). La aplicación del planteamiento keynesiano a la dinámica de crecimiento económico fue llevada a cabo por sus primeros seguidores, principalmente Roy F. Harrod (1939), Evsey D. Domar (1947), Robinson (1962) y Nicolas Kaldor (1957, 1963, 1966) y, posteriormente, por otros autores que compartían las ideas keynesianas por entonces dominantes, como Luigi Pasinetti (1965). Entre las aportaciones más importantes de estos autores, destaca su consideración de la demanda agregada como el impulsor principal del crecimiento económico. Por ese motivo, estudian el papel desempeñado por los distintos factores determinantes de la misma, siendo la inversión en capital uno de los más importantes. Todos los modelos de corte keynesiano concuerdan en que el mercado no garantiza el equilibrio, por lo que es necesaria la intervención del sector público a través de políticas económicas de apoyo al crecimiento y al empleo.

En particular, Nicholas Kaldor (1954, 1957) da un paso más en el estudio de la teoría del crecimiento, formulando las llamadas «leyes del crecimiento de Kaldor», trabajo por el cual se le puede considerar como uno de los antecesores de la Nuevas Teorías de crecimiento endógeno, junto a Gunnar Myrdal (1957) o Kenneth J. Arrow (1962). Estas leyes fueron presentadas con el objetivo de explicar las diferencias que pudieran originarse en

³ Se refiere a la relación causa efecto entre la oferta y la demanda, atribuida al economista político francés Jean Baptiste Say (1803) *Traité d'économie politique*, publicado por Horace Say.

las tasas de crecimiento según las distintas fases de desarrollo económico de un país, refiriéndose a: 1) la correlación positiva entre la expansión del producto manufacturero y el crecimiento, debido a las altas elasticidades ingreso de la demanda de manufacturas; 2) los fuertes encadenamientos productivos de la actividad industrial con el resto de sectores; 3) las economías de aprendizaje que pueden obtenerse a medida que avanza la división del trabajo (*learning by doing*); 4) el fortalecimiento de la especialización como resultado de la expansión de la actividad manufacturera; 5) el aumento de las economías de escala. A diferencia del modelo de Harrod-Domar, Kaldor considera el ahorro como variable, por lo que una economía podía adecuarse para que la tasa de crecimiento garantizada pudiera coincidir con la tasa de crecimiento real. Para justificar estas conclusiones, tomó como base las premisas clásicas de la distribución de la renta con dos clases sociales, los capitalistas y los trabajadores, cuyas propensiones al ahorro eran diferentes⁴.

A partir de ese momento, hasta la década de los años cincuenta del siglo pasado, las principales preocupaciones de los investigadores se dirigieron a otras ramas de la ciencia económica distintas del crecimiento. No obstante, sería injusto no reconocer la relevancia que, durante este tiempo, tuvieron algunas aportaciones a la dinámica económica, al margen de las ya citadas, como son los trabajos de Alin Young, quien insistió en la importancia dinámica de las economías de escala; Norman F. Ramsey, preocupado por el análisis de la elección óptima entre consumo y ahorro desde un punto de vista dinámico y por el establecimiento de las denominadas «condiciones de optimalidad de Ramsey»; o Joseph A. Schumpeter, quién subrayó el papel desempeñado por el progreso técnico como motor del crecimiento.

Con la aparición los primeros modelos de crecimiento neoclásico, en la década de 1950, cambia el énfasis de las «teorías magnas» contextualizadas históricamente al análisis de un mercado de competencia ahistórica donde dominaba el corto plazo. Robert Solow, Trevor Swan, David Cass y Tjalling C. Koopmans, entre otros, retomaron la teoría del crecimiento, desarrollando una metodología de análisis de gran trascendencia para los avances posteriores, introduciendo, en la dinámica económica, una serie de conceptos que tradicionalmente habían definido a la escuela neoclásica, como son el comportamiento optimizador, los mercados perfectos o la función de producción homogénea de grado uno.

En particular, fue el artículo publicado por Solow en 1956 el que mayor impacto tuvo en el estudio del crecimiento y, posteriormente, a partir de una implicación de las conclusiones de su modelo, en el análisis de la convergencia económica. Solow, al mismo tiempo que Swan (1956)⁵, abrió un nuevo camino, dejando atrás a los modelos de Harrod-Domar

⁴ Kaldor es uno de los primeros autores que consideran como endógeno el progreso técnico a través de la relación positiva entre productividad y producción.

⁵ Tanto Robert Solow como Trevor Swan publicaron sus artículos en el mismo número del *Quarterly Journal of Economics*. La principal diferencia entre el modelo de Swan y el de Solow fue que el primero se concentró en la ratio capital-output y su comportamiento a lo largo del tiempo, mientras que el segundo, como se comprobará en el capítulo primero, lo hizo en la ratio capital-trabajo y su comportamiento a lo largo del tiempo.

basados en la noción de ratios capital-output exógenas que habían dominado la literatura de la posguerra. Una de las principales hipótesis de partida en las que se basaba este modelo era la consideración de rendimientos marginales decrecientes en el factor capital, lo que suponía la existencia de correlación inversa entre las tasas de crecimiento del producto per cápita de una economía y su nivel inicial. Esta hipótesis implicaba la existencia de convergencia incondicional, comúnmente denominada «convergencia beta absoluta» entre los países hacia un mismo estado estacionario, uno de los aspectos más debatidos en la literatura económica. Una de las principales conclusiones a la que llegan los distintos planteamientos enmarcados en esta corriente de pensamiento es que, a largo plazo, el proceso de crecimiento de las economías terminaría agotándose o se mantendría a una tasa constante de progreso técnico generada exógenamente.

Sin embargo, pronto surgieron las críticas al planteamiento de Solow, motivadas, en parte, por el perfeccionamiento de las bases de datos internacionales a mediados de la década de 1980, así como por la aplicación de nuevos métodos de estimación, que permitieron a los investigadores detectar una tendencia a la polarización Norte-Sur que ponía en tela de juicio las conclusiones obtenidas por el modelo neoclásico. Los aspectos más criticados de su modelo fueron, en primer lugar, la consideración de rendimientos decrecientes respecto al factor reproducible y en segundo lugar, el supuesto de niveles y tasas de crecimiento de la tecnología constantes a largo plazo entre países, es decir, la consideración de exogeneidad de esta variable.

A raíz de las numerosas críticas, el modelo de Solow fue perfeccionado por autores como Lance Taylor (1981) al proponer una extensión del mismo para el caso de economías abiertas o N. Gregory Mankiw, David Romer y David N. Weil (1992) quienes introdujeron el nivel de capital humano, aunque en ambos casos, se mantuvieron los supuestos clásicos del modelo. No obstante, los verdaderos modelos alternativos surgen a partir de los trabajos de Paul M. Romer (1986) y James D. Adams (1990) al defender la existencia de rendimientos marginales constantes o crecientes en los factores reproducibles, como resultado de la difusión del conocimiento y, de forma simultánea, los trabajos de William Baumol (1986), Paul M. Romer (1987, 1989) o Robert Lucas (1988), entre otros, al considerar como endógenas las principales variables determinantes del crecimiento económico del modelo neoclásico, siendo todos ellos englobados dentro de la Teoría de Crecimiento endógeno. Bajo este enfoque, las economías podrían seguir creciendo de forma permanente e independiente, gracias a factores endógenos.

No obstante, un aspecto que es importante tener en cuenta es que la mayor parte de los modelos de crecimiento endógenos, al igual que el modelo de Solow, basaron sus argumentos en factores de oferta, relegando a un segundo plano los factores de demanda. Sin embargo, no es escasa la literatura que ha desarrollado modelos de crecimiento basados en factores de demanda, lo que supuso un resurgir del pensamiento keynesiano. Entre los principales exponentes de los modelos de demanda se pueden mencionar a M. Kalecki (1971), N. Kaldor (1975, 1979), A. P. Thirlwall (1979, 1986) o A. Dutt (1986).

2. OBJETIVOS PERSEGUIDOS

La convergencia económica ha sido uno de las ramas de la macroeconomía más ampliamente estudiadas y debatidas en las últimas décadas y, en la actualidad, continúa existiendo controversia, no sólo respecto a su existencia, sino también respecto a los factores que la condicionan. En este sentido, los resultados empíricos obtenidos tienen una innegable relevancia, tanto desde un punto de vista académico, como de cara al papel que puede desempeñar la política económica en la reducción de las desigualdades territoriales en los niveles de renta y producción. En particular, siguiendo la terminología popperiana, la falsación, aunque temporal, de la hipótesis de convergencia, es crucial para dilucidar entre las distintas corrientes teóricas sobre el crecimiento, ya que sus predicciones difieren entre sí. De este modo, mientras que para la visión neoclásica las diferentes economías convergen a un mismo estado estacionario, sobre cuyo significado se discutirá en el presente trabajo, para las perspectivas endógena y keynesiana del crecimiento, esto no tiene por qué ser así.

Precisamente, el objetivo del presente trabajo de investigación consiste en analizar, empíricamente, los procesos de convergencia en España, tomando como unidad de estudio el ámbito regional. La metodología empleada se ha desarrollado a partir de los ya clásicos conceptos de convergencia sigma y beta. Así, para el primero de ellos, se han complementado los indicadores habitualmente utilizados en la literatura, como son el coeficiente de variación o la desviación típica del logaritmo de la renta, con indicadores alternativos procedentes de los estudios de desigualdad personal, en particular, la familia de índices de entropía generalizados, que, a diferencia de los indicadores más tradicionales, permite introducir ponderaciones en el cálculo de las disparidades regionales, además de efectuar descomposiciones en factores explicativos que posibilitan el estudio de la dinámica regional en la desigualdad espacial de la renta.

Respecto a la convergencia beta, la mayor parte de los trabajos tradicionales se han enfocado en estimar el coeficiente de pendiente, responsable de la velocidad de convergencia de las economías hacia su estado estacionario, así como la inclusión en el modelo de nuevas variables que afectan al mismo. Sin embargo, en multitud de ocasiones, se ha dejado de lado el análisis de las variables que según el modelo de Solow explicaban las diferencias en el estado estacionario, en concreto, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de ahorro. Por este motivo, otro de los objetivos de la presente investigación será profundizar en la influencia que las mencionadas variables tienen sobre la convergencia y el crecimiento económico de las regiones españolas.

Finalmente, con referencia al análisis empírico de la convergencia beta, un gran número de investigaciones han aplicado técnicas econométricas de estimación, paramétricas en su mayoría (aunque en los últimos diez años han proliferado métodos no paramétricos),

basadas en regresiones de sección cruzada y en datos de panel estáticos con efectos fijos. Sin embargo, como se pondrá de manifiesto, debido a las particularidades del modelo de convergencia, la mayoría de ellos han obviado distintas fuentes de inconsistencia generadoras de sesgos significativos en los coeficientes obtenidos. A este respecto, uno de los objetivos centrales de la presente Tesis consistirá en realizar un repaso detallado de las distintas metodologías aplicadas al estudio de convergencia beta, detectando los posibles problemas que afectan a los estimadores del modelo, para, posteriormente, aportar una estimación de datos de panel dinámicos, basada en el método generalizado de momentos (GMM) que permita obtener parámetros insesgados y consistentes que sirvan como referente en el estudio del proceso de convergencia regional español.

3. ESTRUCTURA DE LA INVESTIGACIÓN

El presente trabajo se estructura de la siguiente forma: en el capítulo primero, se desarrolla en profundidad el modelo de crecimiento de Solow en términos por trabajador efectivo y su transformación en términos per cápita, tanto desde un punto de vista estático como dinámico, lo que permitirá determinar los factores determinantes del estado estacionario. Asimismo, se analizan dos de las más importantes implicaciones empíricas del citado modelo, la contabilidad del crecimiento y, en especial, el proceso de convergencia hacia el estado estacionario. A este respecto, se desarrollarán las ecuaciones de convergencia a partir de las funciones de acumulación del capital y de producción per cápita, utilizando para ello, una aproximación log-lineal alrededor del estado estacionario. En el segundo capítulo, se lleva a cabo una breve revisión de dos corrientes de investigación alternativas a la neoclásica: las teorías de crecimiento endógeno y los planteamientos keynesianos sobre el crecimiento, analizando las implicaciones de ambas corrientes de investigación sobre la hipótesis de convergencia. Finalmente, en el tercer capítulo se describen cinco aproximaciones al concepto de convergencia que han surgido para dar respuesta a las críticas realizadas por diferentes autores y se revisan las aportaciones empíricas más importantes sobre convergencia, tanto a nivel internacional como nacional.

La segunda parte constituye la aportación fundamental de la presente tesis. En el cuarto capítulo, en primer lugar, se realiza un estudio descriptivo de la evolución regional de la renta y la población, pudiendo observar un proceso de concentración de la actividad económica y de la población en ciertas regiones españolas durante el período 1955-2004. En segundo lugar, se efectúa un análisis empírico del proceso de convergencia sigma, utilizando indicadores de desigualdad, en concreto, la familia de índices de entropía generalizada y su descomposición en factores aditivos y multiplicativos, lo que permitirá profundizar en la dinámica del proceso de convergencia y en el papel jugado por los distintos

factores en dicho proceso. En particular, se desarrollan dos tipos de descomposiciones, una aditiva en subgrupos de población, tanto estática como dinámica, con el fin de detectar la influencia de la variable poblacional sobre el proceso de convergencia sigma español y otra multiplicativa, por fuentes de renta.

El capítulo cinco comienza analizando el proceso de convergencia beta absoluta a través de regresiones de sección cruzada, a partir de una aproximación log-lineal de la función de producción per cápita obtenida del modelo de Solow, analizando las regiones españolas en su transición hacia su estado estacionario para el período 1955-2004, considerando como única variable explicativa, la renta al principio del período. Posteriormente, con el fin de comprobar la existencia de convergencia beta condicionada, se incluyen en el modelo dos variables tradicionales del estado estacionario, la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la población. A continuación, se exponen diversas críticas al método de estimación basado en análisis transversales, lo que da pie a la introducción de la metodología de datos de panel. Finalmente, se estima el proceso de convergencia beta condicionada, aplicando métodos de datos de panel con efectos fijos, en concreto los modelos basados en *variables dummy* (LSDV), «inter-grupos» y «primeras diferencias», partiendo de modelos de convergencia con y sin efectos temporales, y modelos aumentados con capital humano para comprobar cuáles son sus efectos sobre el resto de estimadores.

En el capítulo seis se comentan brevemente las principales limitaciones de la metodología de datos de panel estáticos aplicada sobre los modelos dinámicos de convergencia, motivadas, principalmente, por problemas de correlación entre la variable dependiente autorregresiva que forma parte de los regresores del modelo y los residuos, proponiendo métodos alternativos que permiten eliminar las diversas causas de sesgo e inconsistencia en los coeficientes estimados de las variables explicativas del proceso de convergencia. A tal fin, se realiza un análisis empírico del modelo de convergencia de datos de panel dinámico, con y sin capital humano, a través del llamado Modelo Generalizado de Momentos, basado en la introducción de una matriz de variables instrumentales que sustituye los regresores del modelo con problemas tanto de endogeneidad y exogeneidad débil con los residuos, como de correlación con la heterogeneidad no observada, de modo que los coeficientes obtenidos sean eficientes e insesgados. Posteriormente, estos estimadores son adaptados para calcular su contribución a la formación de los distintos estados estacionarios, pudiendo detectar comportamientos diferenciados entre regiones y realizar comparaciones con respecto a Euskadi, la región líder en 1960, bajo distintos escenarios. Para finalizar el capítulo, se realiza una breve introducción a las limitaciones de las estimaciones donde el coeficiente de pendiente es considerado homogéneo entre individuos. En este sentido, se plantea un método alternativo, basado en el modelo de estimación GMM combinado con el método LSDV, que permite determinar diferencias regionales en la velocidad de convergencia.

Por último, se recogen las principales conclusiones obtenidas en la presente Tesis sobre el proceso de convergencia en las regiones españolas.

Parte I

Revisión de la literatura
sobre crecimiento y convergencia



LA TEORÍA NEOCLÁSICA DEL CRECIMIENTO: EL MODELO DE SOLOW

Sin ningún género de dudas, la teoría del crecimiento económico es la rama de la economía de mayor importancia y la que debería ser objeto de mayor atención entre los investigadores económicos.

SALA-I-MARTIN (1994)

1.1. INTRODUCCIÓN

La teoría de crecimiento desarrollada por Robert Solow en 1956 tuvo un gran impacto en la ciencia económica, permitiendo dejar atrás los modelos keynesianos de demanda como el de Harrod-Domar y convirtiéndose en un referente para la mayoría de los investigadores en este campo. Por ese motivo, en este primer capítulo se estudiará en profundidad, el modelo de crecimiento de Solow y sus implicaciones respecto a la convergencia económica, pues es la base sobre la que se fundamenta el análisis empírico desarrollado en la presente investigación. Para ello, el capítulo está estructurado en dos partes. En primer lugar, se describen las hipótesis de partida sobre las que se asienta el modelo, desarrollándose las funciones de producción y de acumulación de capital con progreso técnico, desde un punto de vista estático y dinámico, tanto en términos por trabajador efectivo como en términos per cápita. A continuación, se analizan dos implicaciones prácticas del citado modelo: la contabilidad del crecimiento y el proceso de convergencia que se deriva del mismo.

1.2. EL MODELO DE CRECIMIENTO DE SOLOW

El modelo de crecimiento neoclásico desarrollado por Solow pretende demostrar, a partir de funciones de producción agregadas⁶ y de acumulación de capital, la estabilidad

⁶ Desde hace años, existen fuertes críticas sobre la utilización de funciones de producción agregadas, que surgen a raíz de los trabajos pioneros de Klein (1946a, 1946b), retomados por Fisher (1969, 1993) y posteriormente por Felipe y Fisher (2003, 2006), originadas por problemas provocados por la agregación de las funciones de producción micro a la función de producción macro (el llamado *problema de agregación*), a causa de dificultades en la me-

del crecimiento económico una vez alcanzado el estado estacionario, siendo su principal conclusión que, en ausencia de factores exógenos, todas las economías terminan alcanzando una situación de equilibrio a largo plazo única, donde el crecimiento del producto per cápita es constante, a una tasa dada exógenamente⁷. Para llegar a esta conclusión, el modelo considera que las economías son cerradas, que hay competencia perfecta en todos los mercados y que no existe sector público. Asimismo, asume que la tasa de ahorro o de inversión y la tasa de crecimiento de la población son exógenas, es decir, no determinadas dentro del modelo, existiendo, además, una situación de pleno empleo donde toda la población trabaja. Por consiguiente, la dinámica del factor trabajo viene determinada por la siguiente expresión:

$$L_t = L_0 e^{nt}, \quad [1.1]$$

donde L_0 es la cantidad inicial de trabajo y n su tasa de crecimiento determinada exógenamente, que coincide con la tasa de crecimiento de la población.

■ I.2.1. LAS FUNCIONES DE PRODUCCIÓN Y DE ACUMULACIÓN DE CAPITAL

En primer lugar, la función de producción agregada del modelo de Solow depende de una combinación de dos factores productivos, trabajo y capital, cuya tasa marginal de sustitución está perfectamente definida, y de todo aquello que permite aumentar la productividad de los mismos. Por ese motivo, la parte del crecimiento no explicada por estos factores, ha recibido el nombre de productividad total de los factores (PTF) o, simplemente, «residuo de Solow». Aunque inicialmente se la identificó con el progreso técnico o tecnología, en realidad hace referencia a multitud de factores, desde los relacionados con el conocimiento, hasta las economías de escala, la especialización productiva, el aumento de la competencia, cambios en la política económica e, incluso, posibles errores de medida.

dición de los agregados que la componen, como la inversión, el trabajo o el capital, y que convierten a la función agregada en una «entidad ficticia». Bajo este esquema, sería imposible construir modelos de crecimiento basados en funciones de producción agregadas como el neoclásico, aunque todos los autores de esta corriente parecen haber ignorado esta limitación, quizás debido a las inconsistencias del modelo de Klein o, a que los resultados empíricos de la función de producción agregada han sido satisfactorios, mostrando elasticidades relativamente próximas a la realidad o bien, a que no existe una alternativa comúnmente aceptada para medir el crecimiento económico (Felipe y Fisher, 2006).

⁷ Más adelante se abordará el tema de diferentes estados estacionarios según las características propias de cada economía.

En cualquier caso, asumiendo que ese factor exógeno representa principalmente a la tecnología, ésta ha sido introducida en el modelo de Solow reiteradamente en su forma Harrod-neutral⁸ y viene definida por la siguiente ecuación:

$$A_t = A_0 e^{gt}, \quad [1.2]$$

donde A_0 es el nivel inicial de progreso técnico⁹ y g su tasa de crecimiento.

Por otra parte, la función de producción debe cumplir las siguientes propiedades, también llamadas «propiedades de buen comportamiento», que garanticen la existencia de convergencia de una economía hacia un equilibrio estacionario único:

1. Exhibir rendimientos marginales decrecientes y positivos con respecto a cada factor productivo (capital y trabajo), por lo que la función de producción será positiva y cóncava.

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0 \quad \frac{\partial F}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0,$$

2. Mostrar rendimientos a escala constantes en el capital y en trabajo (función homogénea de grado uno en K y L).

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L) \text{ para todo } \lambda \geq 0,$$

3. Satisfacer las *condiciones de Inada* (Inada, 1964), es decir, que el producto marginal del capital o del trabajo se aproximen a cero (infinito) cuando el capital o trabajo se aproximan a infinito (cero).

$$\lim_{K \rightarrow 0} (F_K) = \lim_{L \rightarrow 0} (F_L) = \infty \quad \lim_{K \rightarrow \infty} (F_K) = \lim_{L \rightarrow \infty} (F_L) = 0,$$

■ La función Cobb-Douglas

El modelo de Solow puede resolverse con distintas funciones de producción siempre que cumplan las tres propiedades antes expuestas. Una de las más utilizadas, por su sim-

⁸ Existen diversas formas de introducir el progreso técnico en la función de producción agregada, dependiendo de dónde se considere que tiene su efecto. Puede ser *ahorrador de capital*, donde la tecnología permite producir la misma cantidad de producto con menor capital y la función de producción se expresaría de la siguiente forma: $Y = F(K \cdot A, L)$. Se le conoce como «neutralidad del progreso técnico en el sentido de Solow». También puede ser considerado como *ahorrador de trabajo* (Harrod, 1939, formalizando el concepto de Robinson, 1937), donde el progreso técnico es «neutral» en el sentido que deja inalterada la ratio K/Y , siendo, por consiguiente, aumentador de trabajo. En este caso, la función de producción sería $Y = F(K, L \cdot A)$. Finalmente, puede ser considerado como *ahorrador de capital y trabajo* ó «neutral a la Hicks» (1932), donde el progreso técnico hace variar, en la misma proporción, la productividad marginal de los factores productivos, por lo que la función de producción sería de la forma $Y = AF(K, L)$.

⁹ El modelo de Solow considera que esta variable toma el mismo valor para todos los países, aunque esta ha sido una de sus mayores críticas, puesto que es difícil de creer que Mozambique parta con la misma dotación tecnológica que Estados Unidos.

plicidad, ha sido la función de Cobb-Douglas Harrod-neutral (homogénea de grado uno), que viene dada por la siguiente ecuación:

$$F(K_t, L_t \cdot A_t) = Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad [1.3]^{10}$$

Donde α es la elasticidad de la producción respecto al capital¹¹ ($0 < \alpha < 1$) y AL el número de unidades efectivas de trabajo.

Tomando logaritmos y diferenciando:

$$\begin{aligned} \ln(Y) &= \alpha \ln(K) + (1 - \alpha)[\ln(L) + \ln(A)], \\ \frac{\partial \ln(Y)}{\partial t} = \frac{\dot{Y}}{Y} &= \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1 - \alpha) \left(\frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{A}}{A} \right) = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1 - \alpha)(n + g), \quad [1.4]^{12} \end{aligned}$$

La ecuación [1.4] permite comprobar que la tasa de crecimiento de la producción está en función de la tasa de crecimiento del capital, la cual está determinada de forma endógena. Por ese motivo, es necesario introducir en el modelo la función de acumulación de capital, que se calcula partiendo de la siguiente igualdad:

$$Y = C + S, \quad [1.5]$$

donde C es el consumo y S el ahorro total, que al estar considerándose una economía cerrada, será igual a la inversión total bruta ($S_t = I_t$), por consiguiente:

$$I = Y - C = sY,$$

mientras que s es la tasa de ahorro o tasa de inversión, constante y determinada exógenamente ($0 < s < 1$).

Por otra parte, el capital se deprecia a una tasa constante δ , también determinada exógenamente, por lo que el capital total depreciado o la inversión de reposición en el momento t será δK . De este modo, el crecimiento del *stock* de capital a lo largo del tiempo, vendrá dado por la siguiente ecuación:

$$\dot{K} = Y - C - \delta K = I - \delta K = sY - \delta K, \quad [1.6]$$

¹⁰ A partir de aquí se omiten los subíndices t para simplificar las ecuaciones. Los parámetros n , s y δ no tienen subíndice t porque se suponen constantes en el modelo de Solow, aunque más adelante serán considerados heterogéneos entre individuos.

¹¹ La participación del capital en el *output* o en inglés «*capital share*».

¹² El punto encima de la variable denota diferenciación con respecto al tiempo, es decir, refleja cuánto ha cambiado la variable en términos absolutos por unidad de tiempo (en términos discretos sería el incremento de la variable en un intervalo de tiempo determinado, $\Delta L = L_t - L_{t-1}$). La tasa de crecimiento sería la relación entre \dot{K}/K y expresa el cambio porcentual de la variable en una unidad de tiempo. La ecuación [1.4] es muy similar a la que se obtiene en la contabilidad del crecimiento, como se podrá comprobar más adelante y permite calcular la contribución al crecimiento de la producción del crecimiento del capital, la población y la tecnología.

■ I.2.2. MODELO EN TÉRMINOS POR TRABAJADOR EFECTIVO

La ecuación de capital por trabajador efectivo o eficiente, considerando a la tecnología como Harrod-neutral, se expresará de la siguiente forma:

$$\hat{k} \equiv \frac{K}{AL} \equiv \frac{K/L}{A} = \frac{k}{A}, \quad [1.7]$$

De igual forma, la ecuación de producción por trabajador efectivo será:

$$\hat{y} \equiv \frac{Y}{AL} \equiv \frac{Y/L}{A} = \frac{y}{A}, \quad [1.8]$$

donde \hat{k} es el *stock* de capital por trabajador efectivo, k es el *stock* de capital por trabajador, \hat{y} es la producción por trabajador efectivo, y es la producción por trabajador y finalmente A es la tecnología. Por consiguiente, la función de producción Cobb-Douglas por trabajador efectivo quedaría:

$$\frac{Y}{AL} = \frac{K^\alpha (AL)^{1-\alpha}}{AL} \equiv \frac{K^\alpha}{(AL)^\alpha}, \text{ o bien, } \hat{y} = f(\hat{k}) = \hat{k}^\alpha, \quad [1.9]$$

A su vez, la ecuación de acumulación de capital por trabajador efectivo se obtiene a partir de $\hat{k} \equiv \frac{K}{AL}$, que al tomar logaritmos y derivar se obtiene:

$$\begin{aligned} \ln(\hat{k}) &= \ln(K) - \ln(A) - \ln(L), \\ \frac{\partial \ln(\hat{k})}{\partial t} &= \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{A}}{A} = \frac{(sY - \delta K)}{K} - n - g = \frac{(sY)}{K} - (n + g + \delta), \end{aligned} \quad [1.10]$$

Multiplicando y dividiendo [1.10] por AL se obtiene la ecuación que muestra la dinámica a largo plazo de la función de acumulación de capital por trabajador efectivo, que será analizada más adelante.

$$\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \frac{(sY/AL)}{K/AL} - (n + g + \delta) = \frac{(s\hat{y})}{\hat{k}} - (n + g + \delta), \quad [1.11]$$

Despejando $\dot{\hat{k}}$ se obtiene:

$$\dot{\hat{k}} = s\hat{y} - (n + g + \delta)\hat{k}, \quad [1.12]$$

o expresada en términos Cobb-Douglas:

$$\dot{\hat{k}} = s\hat{k}^\alpha - (n + g + \delta)\hat{k}, \quad [1.13]$$

que es precisamente la *ecuación diferencial fundamental del modelo de Solow* y expresa que la acumulación de capital o (inversión neta) por trabajador efectivo es la diferencia entre la inversión bruta por trabajador efectivo y la inversión de reposición por trabajador efectivo. El término $(n + g + \delta)$, es la tasa de depreciación efectiva del capital, es decir, la disminución de \hat{k} debido al aumento de los trabajadores efectivos $(n + g)$ y a la depreciación del *stock* de capital a la tasa (δ) . Esta ecuación resume toda la información necesaria para analizar el estado estacionario de una economía.

■ I.2.3. EL ESTADO ESTACIONARIO

El estado estacionario se define como la situación en la que las diferentes variables crecen a una tasa constante. En el modelo de Solow, la tasa de crecimiento del capital por trabajador efectivo en el estado estacionario es igual a cero ($\dot{\hat{k}} = 0$) y, por tanto, el valor de \hat{k}^* del estado estacionario debe satisfacer la igualdad:

$$s\hat{y}^* = (n + g + \delta)\hat{k}^*, \quad [I.14]$$

o expresada en términos Cobb-Douglas:

$$s\hat{k}^{*\alpha} = (n + g + \delta)\hat{k}^* \quad [I.15]$$

que es precisamente la ecuación que define el estado estacionario en términos por trabajador efectivo e indica cuál es el ahorro (o inversión bruta) necesario para mantener constante la tasa de crecimiento del capital \hat{k} .

Gráficamente, se representa por la curva de ahorro ($s\hat{k}^\alpha$) y la curva de depreciación $[(n + g + \delta)\hat{k}]$, recibiendo el nombre de «Diagrama de Solow» (gráfico I.1).

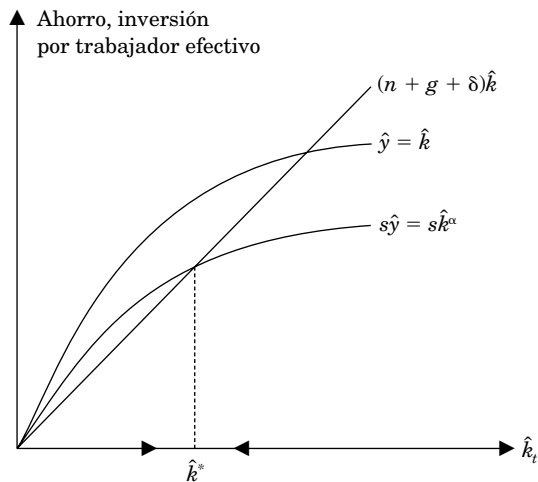
En el estado estacionario, las curvas de ahorro y de depreciación coinciden, siendo el equilibrio en este punto, estable, mientras que la acumulación de capital por trabajador efectivo se mantiene constante ($\dot{\hat{k}} = \hat{k}^*$), lo que significa que estaría gravitando alrededor de sí mismo, ya que si $\hat{k} < \hat{k}^*$, entonces $s\hat{k}^\alpha > (n + g + \delta)\hat{k}$, provocando un aumento de capital hacia el estado estacionario, mientras que, en caso contrario, si $\hat{k} > \hat{k}^*$, entonces $s\hat{k}^\alpha < (n + g + \delta)\hat{k}$, lo que causaría una disminución de capital hacia la situación de equilibrio.

La acumulación de capital y la renta por trabajador efectivo en el estado estacionario se obtienen a partir de la ecuación [I.15]¹³:

¹³ $\hat{k}^{*\alpha} = \frac{(n + g + \delta)}{s} \hat{k}^* \Rightarrow \hat{k}^{*\alpha-1} = \frac{(n + g + \delta)}{s} \Rightarrow \hat{k}^{*1-\alpha} = \frac{s}{(n + g + \delta)}$

GRÁFICO I.1

DIAGRAMA DE SOLOW (POR TRABAJADOR EFECTIVO)



$$\hat{k}^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad [1.16]$$

De igual forma, despejando de la función de producción Cobb-Douglas [1.9]:

$$\hat{y}^* = \hat{k}^{*\alpha} = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}, \quad [1.17]$$

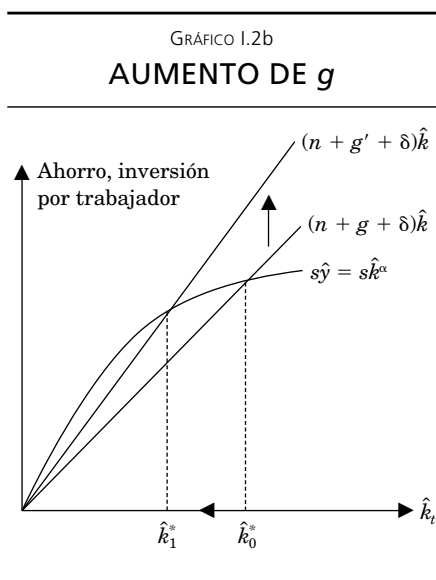
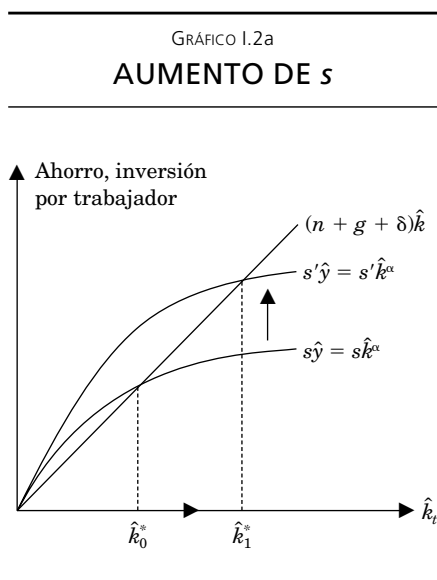
En ambos casos, se observa que tanto \hat{k}^* como \hat{y}^* están relacionados positivamente con la tasa de ahorro y negativamente con la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación y la tasa de progreso técnico.

Un corolario del modelo que es preciso señalar, es que todos los parámetros de los que depende el nivel de acumulación de capital o de renta de equilibrio por trabajador efectivo son considerados exógenos al sistema, por lo que, de acuerdo al modelo de Solow, no serían efectivas las políticas públicas dirigidas a modificar el estado estacionario. Por tanto, las variaciones en el estado estacionario únicamente podrán estar provocadas por dos tipos de alteraciones:

a) Aquéllas que implican un desplazamiento de las curvas de ahorro y/o de depreciación motivadas por cambios en los parámetros que condicionan ambas curvas. En concreto, las variaciones producidas en la tasa de ahorro de un país desplazarán la curva de ahorro, mientras que las modificaciones en la tasa de crecimiento de la población, la tasa

de progreso técnico, o la tasa de depreciación del capital desplazarán la curva de depreciación. Todos estos cambios tendrán efectos permanentes en el nivel de renta o de capital por trabajador efectivo del estado estacionario.

A modo de ejemplo, un aumento en la tasa de ahorro desplaza hacia arriba la curva de ahorro, motivando que, en el estado estacionario original, la depreciación del capital sea inferior a la tasa de inversión bruta, lo que provoca un aumento del capital por trabajador efectivo desde \hat{k}_0^* hasta alcanzar el nuevo nivel de capital de estado estacionario \hat{k}_1^* , superior al anterior (gráfico I.2a). Por otra parte, un mayor progreso tecnológico o un aumento de la tasa de crecimiento de la población, provocarán un desplazamiento hacia arriba de la curva de depreciación y, por consiguiente, una disminución del nivel de capital por trabajador efectivo del estado estacionario (gráfico I.2b).



Como consecuencia de todo ello, las economías que tengan mayores tasas de crecimiento de población, de tecnología o de depreciación y menores tasas de ahorro o inversión, alcanzarán un estado estacionario inferior.

En todo caso, es preciso tener en cuenta que, con independencia de haber alcanzado un estado estacionario estable, si se modifica alguna de las condiciones que condujeron al mismo, se producirá un desplazamiento a corto plazo del capital efectivo y, por ende, del nivel de renta efectiva, hasta alcanzar un nuevo estado estacionario, que puede ocurrir a un \hat{k} superior o inferior al inicial. Sin embargo, su tasa de crecimiento a largo plazo seguirá siendo cero, como se demostrará más adelante.

GRÁFICO I.3a

DISMINUCIÓN DE \hat{k}^*

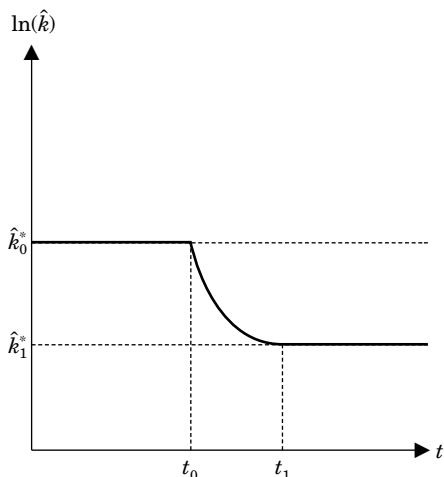
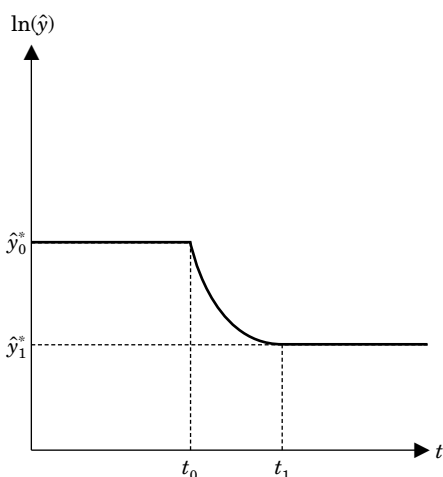


GRÁFICO I.3b

DISMINUCIÓN DE \hat{y}^*

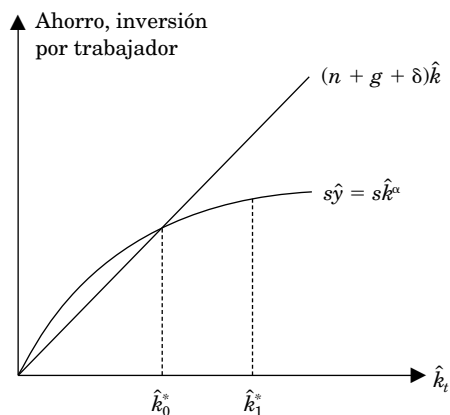


Aplicando este supuesto a varias economías con distintas tasas de crecimiento de, por ejemplo, población, cada una de ellas tenderá a situarse en una línea paralela por encima o por debajo, mostrando que ambos habrían alcanzado su propio estado estacionario, que por definición es estable en el tiempo.

b) El segundo tipo de alteraciones implica movimientos a lo largo de las curvas de ahorro o de depreciación, producidos por modificaciones en el nivel de \hat{k} , provocados a su vez, por cambios en K , L o A .

GRÁFICO I.4

AUMENTO EN \hat{k}



Un aumento de capital supondría, en un primer momento, un desplazamiento del *stock* de capital por trabajador efectivo de \hat{k}_0^* a \hat{k}_1^* . En ese punto, la inversión en capital será inferior a la necesaria para contrarrestar la depreciación del mismo, provocando que el nivel de capital por trabajador efectivo vaya disminuyendo hasta volver a su estado estacionario inicial. Por consiguiente, estos cambios suponen únicamente alteraciones a corto plazo en el nivel de equilibrio.

■ I.2.4. DINÁMICA TRANSICIONAL

El modelo estático desarrollado hasta el momento no permite analizar las tasas de crecimiento de las distintas variables fuera del estado estacionario, es decir, su dinámica transicional hacia el mismo. Para ello, es necesario calcular la tasa de crecimiento del *stock* de capital por trabajador efectivo, dividiendo ambos miembros de la ecuación [I.12] por \hat{k} :

$$\gamma_{\hat{k}} = \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \frac{(s\hat{y})}{\hat{k}} - (n + g + \delta), \quad [I.18]$$

y expresada en términos Cobb-Douglas:

$$\gamma_{\hat{k}} = \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \frac{s\hat{k}^\alpha}{\hat{k}} - (n + g + \delta) = s\hat{k}^{\alpha-1} - (n + g + \delta), \quad [I.19]$$

Es decir, la tasa de crecimiento de \hat{k} ($\gamma_{\hat{k}}$) dependerá de la curva de ahorro ($s\hat{k}^{\alpha-1}$), que cumple las *condiciones de Inada*¹⁴ y de la curva de depreciación ($n + g + \delta$) que es horizontal y estrictamente positiva, ya que sus componentes son consideradas como constantes exógenas por el modelo de Solow¹⁵, y por tanto, independientes de \hat{k} . Las dos fun-

¹⁴ Para que se cumplan las condiciones de Inada, es necesario que la primera derivada sea menor que cero, por tanto la función sea decreciente:

$$\frac{d(sk^{\alpha-1})}{dk} = s(\alpha - 1)k^{\alpha-2} < 0$$

y la derivada segunda sea mayor que cero, por tanto la función sea convexa:

$$\frac{d^2(sk^{\alpha-1})}{dk^2} = s(\alpha - 1)(\alpha - 2)k^{\alpha-3} > 0$$

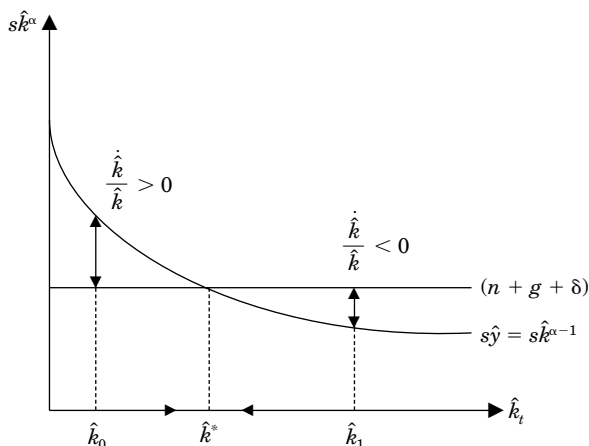
Ello significa que la curva dinámica del crecimiento del capital es decreciente, tiende a cero cuando \hat{k} se aproxima a infinito y se aproxima a infinito cuando \hat{k} se acerca a cero.

¹⁵ Sin embargo, varios autores han precisado que la depreciación debería ser endógena ya que depende de la estructura productiva (Epstein y Denny, 1980; Prucha y Nadiri, 1996) e igualmente podría decirse de la tasa de crecimiento de la población (Mitra, 1983; Dasgupta, 1993) o de la tasa de crecimiento de la tecnología (Romer, 1990; Grossman y Helpman, 1991a y 1991b o Aghion y Howitt, 1992).

ciones se cruzan en un único punto, el estado estacionario, donde el capital por trabajador efectivo es estable en el tiempo.

GRÁFICO I.5

DIAGRAMA DE SOLOW DINÁMICO (POR TRABAJADOR EFECTIVO)



La diferencia entre las dos curvas dará la tasa de crecimiento de \hat{k} es decir, el valor de $\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}}$. De esta forma, cuanto más retrasada esté una economía respecto a su estado estacionario (en \hat{k}_0), por la propiedad de rendimientos marginales decrecientes, mayor será la tasa de crecimiento de \hat{k} . A medida que la ratio capital-trabajo efectivo aumenta (es decir, a medida que \hat{k}_0 se acerca a \hat{k}^*), el producto marginal del capital irá disminuyendo, reduciéndose su tasa de crecimiento hasta llegar a cero en el estado estacionario. De igual forma se explica el comportamiento de las economías situadas en \hat{k}_1 , por lo que el sistema es estable. A largo plazo (es decir, en \hat{k}^*), la ratio capital-trabajo efectivo crecerá al ritmo de su depreciación, es decir, la tasa de inversión tan sólo alcanzará para compensar la depreciación del capital físico. No hay incentivos para invertir en nuevo capital y, por ende, el crecimiento del capital por trabajador efectivo en el estado estacionario será nulo ($\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = 0$). Por consiguiente, la ecuación [I.19] quedaría:

$$s\hat{k}^{\alpha-1} = (n + g + \delta), \quad [I.20]$$

Despejando \hat{k}^* , se obtiene la ecuación de acumulación de capital, que coincide con la ecuación [I.16].

Respecto a la tasa de crecimiento de la función de producción, dado que $\hat{y} = \hat{k}^\alpha$, tomando logaritmos y diferenciando en ambos lados se obtiene:

$$\begin{aligned} \ln(\hat{y}) &= \alpha \ln(\hat{k}), \\ \gamma_{\hat{y}} &= \frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} = \alpha \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = \alpha \gamma_{\hat{k}}, \end{aligned} \quad [1.21]$$

Se demuestra que la tasa de crecimiento de la producción por trabajador efectivo ($\gamma_{\hat{y}}$) es una fracción α^{16} de la tasa de crecimiento del capital por trabajador efectivo ($\gamma_{\hat{k}}$), por lo que, en el estado estacionario, el crecimiento del *output* también se detiene ($\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} = 0$). Al igual que antes, cuanto más atrasada de su estado estacionario se encuentre una economía, más rápido crecerá su producción por trabajador efectivo y viceversa.

Estas conclusiones se encuentran íntimamente relacionadas con el concepto de convergencia económica que es el eje central del presente trabajo de investigación. Sin embargo, antes de proceder a su análisis, consideramos necesario efectuar una importante apreciación respecto al modelo desarrollado hasta el momento. Numerosos autores han basado sus investigaciones sobre crecimiento y convergencia tomando como punto de partida las ecuaciones estáticas y dinámicas expresadas en términos por trabajador efectivo, pero utilizando para su estimación datos per cápita. Esta forma de proceder puede llevar a conclusiones erróneas, como se pondrá de manifiesto en el siguiente apartado, donde se desarrolla el modelo de Solow en términos per cápita.

■ 1.2.5. MODELO DE SOLOW EN TÉRMINOS PER CÁPITA

En la mayor parte de los análisis sobre crecimiento y convergencia económicos se han utilizado datos en términos per cápita, ya que los datos de trabajador efectivo son difíciles de obtener¹⁷. Para poder utilizar datos per cápita es necesario transformar las ecuaciones del modelo de Solow desarrolladas anteriormente.

Partiendo nuevamente de la ecuación de acumulación del capital [1.6]

$$\dot{K} = sF(K, L \cdot A) - \delta K = sY - \delta K, \quad [1.6']$$

¹⁶ Pues ($0 < \alpha < 1$).

¹⁷ Aunque algunas bases de datos internacionales la incluyen entre sus variables (un ejemplo de ello es la Penn World Tables 6.2, elaborada por Alan Heston, Robert Summers and Bettina Aten, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, en septiembre de 2006).

Para expresarla en términos per cápita, se parte de la identidad $k = \frac{K}{L}$, tomando logaritmos y derivando:

$$\frac{\partial \ln(k)}{\partial t} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{L}}{L} = \frac{(sY - \delta K)}{K} - n = \frac{(sY)}{K} - (n + \delta), \quad [1.22]$$

multiplicando y dividiendo por L :

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{(sY/L)}{K/L} - (n + \delta) = \frac{(sy)}{k} - (n + \delta), \quad [1.23]$$

Finalmente, pasando k al segundo miembro, se obtiene la ecuación de acumulación del capital per cápita:

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k, \quad [1.24]$$

De igual forma, a partir de la función de producción Cobb-Douglas [1.3]:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}, \quad [1.3']$$

considerando que $y = \frac{Y}{L}$, se obtiene la siguiente ecuación de producción per cápita:

$$y = k^\alpha A^{1-\alpha}, \quad [1.25]$$

Esta ecuación muestra que la función de producción en términos per cápita depende no sólo del *stock* de capital per cápita, sino también del nivel de tecnología.

Volviendo a la ecuación de acumulación del capital per cápita [1.24] y teniendo en cuenta la ecuación del progreso técnico ($A_t = A_0 e^{gt}$):

$$\dot{k} = sy = (n + \delta)k = sk^\alpha A^{1-\alpha} - (n + \delta)k = sk^\alpha A_0^{1-\alpha} e^{(1-\alpha)gt} - (n + \delta)k, \quad [1.26]$$

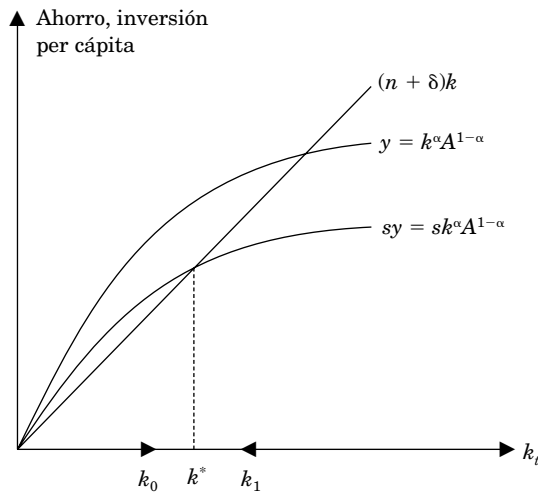
Esta transformación posibilita capturar el impacto de las diferencias en el nivel inicial de tecnología sobre los niveles y las tasas de crecimiento de la acumulación del capital per cápita.

El diagrama de Solow muestra gráficamente las relaciones entre ambas ecuaciones (gráfico 1.6).

En el estado estacionario el equilibrio sigue siendo estable. Para niveles de k inferiores a k^* , la inversión en capital será mayor a la depreciación del mismo [$sf(k^*) > (n + \delta)k^*$], provocando un aumento de k , hasta que la economía vuelve a alcanzar su estado estacionario y viceversa. En este punto, la tasa de ahorro o inversión bruta por trabajador compensa la disminución del capital debida a la depreciación del capital y al crecimiento de la población (trabajadores).

GRÁFICO 1.6

DIAGRAMA DE SOLOW (POR TRABAJADOR)



Al igual que en el caso anterior, este equilibrio puede verse alterado por cambios en los parámetros que forman parte de las curvas de ahorro y depreciación.

Respecto al modelo dinámico en términos per cápita, las tasas de crecimiento a largo plazo de la acumulación del capital vendrán dadas por la siguiente expresión:

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1}A^{1-\alpha} - (n + \delta), \quad [1.27]$$

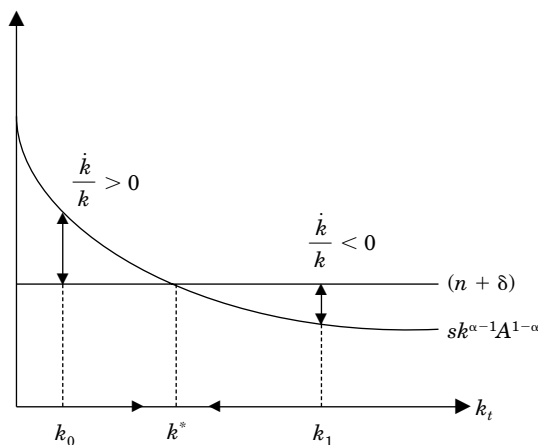
cuya representación gráfica será la del gráfico 1.7.

Cuanto más alejada por defecto se encuentre una economía de su estado estacionario, es decir, cuanto menor sea el capital por trabajador (k_0), mayor será su tasa de crecimiento hacia k^* , es decir, mayor será γ_k . Si un país se encuentra por encima de su estado estacionario (k_1), su tasa de crecimiento del capital per cápita será negativa, convergiendo a k^* . Esta dinámica es debida, como se comentó previamente, a la propiedad de rendimientos decrecientes del capital e implica un proceso de convergencia de las economías con menor *stock* inicial del capital por trabajador hacia las economías con mayor ratio capital-trabajo.

Para calcular la tasa de crecimiento de la acumulación del capital per cápita una vez alcanzado el estado estacionario, dado que $\hat{k} \equiv \frac{\dot{k}}{k}$, despejando k , tomando logaritmos y derivando respecto al tiempo, se obtiene la siguiente expresión:

GRÁFICO 1.7

DIAGRAMA DE SOLOW DINÁMICO (POR TRABAJADOR)



$$\frac{\partial \ln(k)}{\partial t} = \frac{\partial \ln(\hat{k})}{\partial t} + \frac{\partial \ln(A)}{\partial t}, \tag{1.28}$$

o lo que es igual:

$$\frac{\hat{k}}{\hat{k}} = \frac{\dot{k}}{k} - \frac{\dot{A}}{A}, \tag{1.29}$$

y dado que en el estado estacionario $\frac{\hat{k}}{\hat{k}} = 0$ y $k = k^*$ y entonces:

$$\gamma_{k^*} = \frac{\dot{k}^*}{k^*} = \frac{\dot{A}}{A} = g, \tag{1.30}$$

Es decir, el nivel del capital per cápita en el estado estacionario crece a la tasa exógena de progreso técnico g^{18} , lo que significa que la curva de ahorro se estaría desplazando continuamente hacia la derecha, al igual que el nivel del capital del estado estacionario, dado por la intersección entre esta curva y la curva de depreciación.

En cuanto a la tasa de crecimiento de la renta per cápita, partiendo de la función Cobb Douglas [1.25], tomando logaritmos y diferenciando respecto al tiempo se obtiene:

¹⁸ Despejando $\dot{k}^* = k^*g$, obtenemos el crecimiento del stock de capital por trabajador en el estado estacionario.

$$\gamma_y = \frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + (1 - \alpha) \frac{\dot{A}}{A} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + (1 - \alpha)g = \alpha\gamma_k + (1 - \alpha)g, \quad [I.31]$$

Esta ecuación muestra que la tasa de crecimiento de la renta per cápita es una fracción de la tasa de crecimiento del capital per cápita (ya que α y g son constantes). Por consiguiente, en el estado estacionario, dado que la tasa de crecimiento del capital per cápita es igual a g , entonces, por la ecuación [I.31] también $\gamma_{y^*} = \frac{\dot{y}^*}{y^*} = g$.

Finalmente, para calcular el valor de k en el estado estacionario, considerando que $\hat{k} = \frac{k}{A}$, partiendo de la ecuación de equilibrio del capital por trabajador efectivo (1.16) se deriva:

$$k^* = A_t \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad [I.32]^{19}$$

Asimismo, la expresión de y en el estado estacionario, tomando como referencia las ecuaciones [I.25] y [I.32], se obtiene:

$$y^* = \left[A_t \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \right]^{\alpha} A_t^{1-\alpha} = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t, \quad [I.33]$$

Las ecuaciones [I.32] y [I.33], muestran los factores de los que depende el estado estacionario en el modelo per cápita. Todos son parámetros con tasa de crecimiento cero excepto A_t , lo que significa que k^* e y^* crecerán a la tasa de crecimiento de A_t , que es precisamente g ²⁰. Al igual que en el modelo en términos por trabajador efectivo, puede comprobarse el efecto en la variación de los distintos factores. En este sentido, una mayor tasa de ahorro aumentaría k^* e y^* , sucediendo lo contrario ante crecimientos de la tasa de

¹⁹ Esta ecuación se obtiene de igual forma partiendo de la ecuación de acumulación de capital per cápita $\dot{k} = sy - (n + \delta)k$, dado que en el estado estacionario $\frac{\dot{k}}{k} = 0$. En ese punto, la ecuación quedaría: $g = sk^{\alpha-1}A^{1-\alpha} - (n + \delta)$. Pasando g al segundo término e igualando se obtiene: $sk^{\alpha-1}A^{1-\alpha} = (n + g + \delta)$.

²⁰ Por otro lado, como $y = \frac{Y}{L}$, $k = \frac{K}{L}$, y $L_t = L_0 e^{nt}$ entonces:

$$K^* = A_t L_t \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad [I.34]$$

$$Y^* = A_t L_t \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}, \quad [I.35]$$

depreciación o de la tasa de crecimiento de la población. Finalmente, el aumento en la tasa de crecimiento de la tecnología provocará un aumento de k^* e y^* , debido a que incrementos en g implican mayores aumentos de A_t .

■ I.2.6. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE CRECIMIENTO DE SOLOW EN EL ESTADO ESTACIONARIO

Para obtener un modelo que permita estimar la renta per cápita en el estado estacionario y predecir tanto el signo como los coeficientes de los distintos factores responsables del mismo (tasa de ahorro, crecimiento de la población, tasa de depreciación y crecimiento de la tecnología), se parte de la ecuación [I.33]:

$$y^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t \quad [I.33']$$

sustituyendo $A_t = A_0 e^{gt}$ y tomando logaritmos:

$$\ln(y_t^*) = \ln(A_0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta), \quad [I.36]$$

se obtiene la ecuación de la renta per cápita estimada por Mankiw, Romer y Weil (1992)²¹ a través de regresiones de sección cruzada, suponiendo que las economías ya han alcanzado su estado estacionario.

Dado que n , g , δ y s son asumidas como constantes exógenas en el modelo de Solow, y $(0 < \alpha < 1)$ es también constante, la función $\ln(y_t^*)$ es lineal en el espacio $[t, \ln(y_t^*)]$, donde la pendiente viene dada por el progreso tecnológico g , considerada común para todas las economías. Como t en una regresión de sección cruzada es un número fijo, entonces, gt será una constante. Respecto a A_0 , recoge no sólo la tecnología al principio del período, sino también otros factores como la dotación de recursos, cambio estructural, la competencia empresarial, aspectos institucionales y otros factores, en principio, no directamente medibles, que según el modelo de Solow debe ser igual para todas las economías²².

El modelo asume que los factores productivos son retribuidos según su contribución marginal a la producción total, por lo que los coeficientes estimados darán no sólo el signo, sino también las magnitudes de n , g , δ y s . En este sentido, la ecuación [I.36] puede ser utilizada para comprobar si las predicciones del modelo de Solow se cumplen, es decir, si

²¹ En lo sucesivo MRW (1992).

²² Más adelante se estima esta ecuación considerando que A_0 puede variar entre regiones.

las economías con mayores tasas de ahorro, dotación tecnológica y menores tasas de crecimiento de la población y depreciación tienen una mayor renta real.

1.3. IMPLICACIONES DEL MODELO

Existen dos extensiones al modelo de Solow que han motivado una abundante literatura empírica. Por un lado, está la formalización de una metodología llamada «contabilidad del crecimiento», que permite medir la contribución de los factores de producción al crecimiento económico y, por otro, la predicción de convergencia económica a largo plazo, uno de los aspectos más debatidos en las últimas décadas, entre otras razones, por su implicación respecto a la eficacia de las políticas económicas aplicadas.

■ 1.3.1. CONTABILIDAD DEL CRECIMIENTO

La contabilización del crecimiento permite obtener una perspectiva diferente sobre las fuentes del crecimiento económico, calculando la aportación «real» de cada factor a la dinámica económica. Aunque inicialmente fue introducida por J. Tobin (1955), no es hasta el modelo de Solow cuando se aporta el marco teórico necesario para su desarrollo.

Partiendo de una función de producción Cobb-Douglas, donde el progreso técnico es considerado como «neutral a la Hicks».

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad [1.37]$$

los cambios de Y_t serán necesariamente originados por alteraciones en el *stock* de capital, la fuerza de trabajo o en su nivel de tecnología. Analizamos cada uno de ellos por separado.

Un cambio en el *stock* de capital puede representarse como el paso de K_t a $K_t + \Delta K$, lo que expresado en forma proporcional, sería $\frac{\Delta K}{K_t}$. Por tanto, el aumento proporcional de producción debido al aumento proporcional en capital será:

$$\left[\frac{\Delta Y}{Y_t} \right]_K = \alpha \frac{\Delta K}{K_t}, \quad [1.38]$$

De igual forma, el aumento proporcional en el factor productivo trabajo provocará el siguiente aumento proporcional en la producción:

$$\left[\frac{\Delta Y}{Y_t} \right]_L = (1 - \alpha) \frac{\Delta L}{L_t}, \quad [1.39]$$

Finalmente, un aumento proporcional en la productividad total de los factores provocada por aumentos de tecnología, motivará un aumento proporcional en la producción regido por:

$$\left[\frac{\Delta Y}{Y_t} \right]_A = \frac{\Delta A}{A_t}, \quad [1.40]$$

Agrupando las tres contribuciones, se obtiene la siguiente expresión de contabilidad del crecimiento:

$$\frac{\Delta Y}{Y_t} = \alpha \frac{\Delta K}{K_t} + (1 - \alpha) \frac{\Delta L}{L_t} + \frac{\Delta A}{A_t}, \quad [1.41]$$

o lo que es igual:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1 - \alpha) \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{A}}{A}, \quad [1.42]$$

Esta expresión indica que la tasa de crecimiento de la producción depende de las tasas de crecimiento del capital, trabajo y tecnología, ponderadas respectivamente por α , $(1 - \alpha)$ y 1, lo que permite, en primer lugar, calcular la tasa de crecimiento tecnológico, una variable no directamente observable, en función del resto de elementos de la misma que sí son observables y, en segundo lugar, descomponer el crecimiento total de Y en las contribuciones debidas a incrementos en K , L y A . Por consiguiente, según se deriva del modelo de Solow, la contribución del progreso tecnológico al crecimiento del *output* se obtiene de forma residual, recibiendo el nombre de «residuo de Solow» o «la medida de nuestra ignorancia» (Abramovitz, 1956).

Otra forma de expresar la ecuación de contabilización del crecimiento [1.41] en términos por trabajador, sería restando de ambos miembros $\frac{\Delta L}{L_t}$:

$$\frac{\Delta Y}{Y_t} - \frac{\Delta L}{L_t} = \alpha \left(\frac{\Delta K}{K_t} - \frac{\Delta L}{L_t} \right) + \frac{\Delta A}{A_t}, \quad [1.43]$$

Esta expresión descompone el crecimiento de la producción por trabajador (o productividad del trabajo) en la contribución de la acumulación de capital por trabajador y la contribución del progreso tecnológico.

Los primeros estudios de contabilidad del crecimiento fueron llevados a cabo por Abramovitz (1956), Solow (1957) o Denison (1962). Denison (1967), con el objetivo de explicar el comportamiento económico de EE.UU. durante el siglo XX, aplicó esta técnica para analizar las diferencias en las tasas de crecimiento y los niveles de ejecución en ocho países europeos y EE.UU. para el período 1950-64, distinguiendo varios componentes pte-

necientes a los factores productivos, trabajo (duración de jornada, edad, sexo, educación) y capital (vivienda, equipos productivos, activos internacionales) e incluyó nuevos elementos explicativos del crecimiento pertenecientes al factor residual (avances en el conocimiento, la apertura al exterior, el impacto del cambio estructural, las economías de escala, la mejora en la distribución de recursos, además de otras influencias como la regulación pública, el crimen, cambios en la utilización de la capacidad productiva, etc.).

■ 1.3.1.1. Críticas a la contabilidad del crecimiento

A pesar de haber sido un método frecuentemente utilizado, principalmente entre países desarrollados, la contabilidad del crecimiento ha dejado por resolver temas importantes, aún en debate, en la literatura del crecimiento económico. La primera crítica y quizás la más importante, vendría dada por la propia función de producción agregada utilizada, por los problemas de agregación comentados al principio del capítulo (Felipe y Fisher, 2006). En segundo lugar, teniendo en cuenta que uno de los principales objetivos de la contabilidad del crecimiento ha sido medir la contribución de la acumulación de capital por trabajador y la mejora en la productividad total de los factores sobre el crecimiento de *output*, en la actualidad siguen existiendo discrepancias respecto al papel desempeñado por ambas variables. La tercera crítica se refiere a la descomposición de la función de producción en fuentes de crecimiento, puesto que no determina las causas fundamentales del crecimiento; por ejemplo, no informa si el crecimiento de productividad es el causante de la acumulación de capital o viceversa. La cuarta crítica está provocada porque la contabilidad del crecimiento busca obtener estimaciones del residuo que son independientes de la naturaleza de la función de producción agregada y de los parámetros del proceso productivo. Sin embargo, la limitación de los datos con los que se realizan estos análisis requiere la utilización de participaciones fijas de los factores en la producción, lo cual sólo es consistente con un limitado conjunto de funciones de producción, ésta no sería una limitación cuando no existen variaciones sistemáticas entre economías.

Una crítica más está relacionada con la medida de la productividad total de los factores como un valor residual. Los resultados obtenidos por los estudios de contabilidad del crecimiento comprobaron que los aumentos producidos en el *stock* de capital y trabajo contribuían alrededor del cincuenta por ciento al crecimiento de la producción, dejando el resto a la contribución del factor residual. Este valor parecía demasiado grande, lo que podía interpretarse de dos formas: la primera, que la mitad de la producción quedaba inexplicada, por lo que muchos autores consideraron que el factor residual debería contener no sólo la tecnología, sino todo aquello que hacía más eficiente la producción, como cambios institucionales, nuevas políticas económicas implementadas, shocks externos e incluso, errores de medida en las series de datos utilizadas, que limitaban la capacidad del residual como indicador del cambio tecnológico; la segunda, que si realmente la tecnología tenía

una contribución tan alta en el crecimiento del *output*, al ser un bien libre, debería conducir a una convergencia en los niveles de renta de los países, lo cual contradecía la evidencia empírica.

Los estudios posteriores trataron de reducir el excesivo peso del factor residual complementando el modelo de Solow con la incorporación de nuevas variables en la función de producción. Quizás la primera aportación en esta línea sea la de Denison (1967), que como ya se comentó, añadió nuevos elementos explicativos del crecimiento pertenecientes a los tres factores mencionados. Entre las distintas variables que fueron agregadas, se pueden señalar las externalidades y economías de escala (Denison, 1967; Kendrick, 1973, 1981; Maddison, 1987 o Goerlich y Orts, 1996), el «catch up» tecnológico (Gerschenkron, 1962, Maddison, 1979 o Abramovitz, 1986), el cambio estructural (Baumol, 1967 o Barro y Sala-i-Martin, 1992a, 1992b) o el capital humano (Uzawa, 1965 o MRW, 1992).

Hemos creído interesante desarrollar, con cierto detalle, la propuesta de MRW (1992) dada su gran incidencia en el estudio del crecimiento económico, motivo por el cual, recibió el nombre de «modelo de Solow ampliado».

■ I.3.1.2. El modelo de Solow aumentado o modelo MRW²³

Partiendo de la ecuación (1.36) y asumiendo que los países habían alcanzado su estado estacionario, a partir de la base de datos Summers y Heston (1988), MRW(1992) demostraron que el modelo de Solow con tecnología explicaba aproximadamente el 60% de las diferencias en crecimiento económico sobre una muestra de 98 países debido, únicamente, a diferencias en dos variables, las tasas de crecimiento de población y las tasas de ahorro de cada uno de los países²⁴. Demostraron que el modelo de Solow predecía correctamente la dirección de los efectos de ambas variables, pero sobrevaloraba sus magnitudes a causa de la exclusión de importantes variables en el modelo.

El modelo de Solow aumentado con capital humano propuesto por estos autores, parte de la siguiente función de producción del tipo Cobb-Douglas neutral «a la Harrod»:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\lambda (A_t L_t)^{1-\alpha-\lambda}, \quad [1.44]$$

donde K es el *stock* de capital físico acumulable a través de la inversión en bienes de capital y H es el *stock* de capital humano acumulable a través de la inversión en educación. El parámetro continúa siendo la elasticidad del producto respecto al capital físico, mientras que λ recoge la participación de capital humano, calculado como la relación existente entre

²³ El modelo de MRW ha sido completado con el desarrollo de Destinobles (2005).

²⁴ El resto de variables (tasa de depreciación y tasa de crecimiento de la tecnología) fueron consideradas constantes y homogéneas entre países, con una aportación conjunta de 0,05.

el salario mínimo y el salario medio en el sector manufacturero²⁵. Además $\alpha + \lambda < 1$, lo que significa que consideran rendimientos decrecientes en ambos tipos de capital.

Las ecuaciones de capital físico y capital humano en términos de trabajador efectivo vendrán dadas por las siguientes expresiones:

$$\dot{\hat{k}}_t = s_k \hat{y}_t - (n + g + \delta) \hat{k}_t, \quad [1.45]$$

$$\dot{\hat{h}}_t = s_h \hat{y}_t - (n + g + \delta) \hat{h}_t, \quad [1.46]$$

donde \hat{k} es el capital físico por trabajador efectivo, es la proporción de renta invertida en capital físico, $\hat{h}_t = \frac{H_t}{A_t L_t}$ es el capital humano por trabajador efectivo y s_h la proporción invertida en capital humano²⁶.

La función de producción en términos por trabajador efectivo sería:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) = \hat{k}^\alpha \hat{h}^\lambda, \quad [1.47]$$

Por consiguiente, las tasas de crecimiento del *stock* de capital físico y humano por unidad de trabajo eficiente vendrán dadas por las siguientes ecuaciones:

$$\frac{\dot{\hat{k}}_t}{\hat{k}_t} = s_k \hat{k}_t^{\alpha-1} \hat{h}_t^\lambda - (n + g + \delta), \quad [1.48]$$

$$\frac{\dot{\hat{h}}_t}{\hat{h}_t} = s_h \hat{k}_t^\alpha \hat{h}_t^{\lambda-1} - (n + g + \delta), \quad [1.49]$$

En el estado estacionario, la tasa de crecimiento del capital físico y humano por trabajador efectivo es igual a cero $\left(\frac{\dot{\hat{k}}_t}{\hat{k}_t} = 0, \frac{\dot{\hat{h}}_t}{\hat{h}_t} = 0 \right)$ y por tanto, los valores de \hat{k}^* y \hat{h}^* del estado estacionario debe satisfacer las igualdades:

$$s_k \hat{k}^{\alpha-1} \hat{h}^\lambda = (n + g + \delta), \quad [1.50]$$

$$s_h \hat{k}^\alpha \hat{h}^{\lambda-1} = (n + g + \delta), \quad [1.51]$$

Igualando ambas ecuaciones:

$$s_k \hat{k}^{\alpha-1} \hat{h}^\lambda = s_h \hat{k}^\alpha \hat{h}^{\lambda-1}, \quad [1.52]$$

²⁵ En el caso de EE.UU. la relación está entre el 30% y el 50 % por lo que $0,3 < \lambda < 0,5$.

²⁶ MRW asumen que el capital humano se deprecia a la misma tasa que el capital físico.

$$\text{donde } \hat{h}^* = \frac{s_h}{s_k} \hat{k}^* \text{ y } \hat{k}^* = \frac{s_k}{s_h} \hat{h}^*$$

Esta identidad permite despejar \hat{k}^* y \hat{h}^* para obtener las ecuaciones de acumulación de capital físico y humano por trabajador efectivo en el estado estacionario:

$$\hat{k}^* = \left(\frac{s_k^{1-\lambda} s_h^\lambda}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\lambda}}, \quad [1.53]$$

$$\hat{h}^* = \left(\frac{s_k^{1-\alpha} s_h^\alpha}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\lambda}}, \quad [1.54]$$

Transformando estas dos ecuaciones en términos per cápita, sustituyéndolas en la función de producción, [1.36] y tomando logaritmos, se obtiene la siguiente ecuación de producción per cápita en el estado estacionario con capital humano:

$$\begin{aligned} \ln(y_t^*) = & \ln(A_0) + gt - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) + \\ & + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h), \end{aligned} \quad [1.55]$$

Esta expresión indica que, en el estado estacionario, el nivel de renta per cápita dependerá positivamente, del nivel inicial de tecnología y su evolución en el tiempo, de las tasas de inversión de capital humano, del capital físico; y negativamente, de las tasas de crecimiento de la población, del progreso técnico y de la depreciación ($n + g + \delta$).

La influencia de g sobre el modelo es doble, gt representa el crecimiento de conocimientos científicos que existe en el país, que afecta positivamente al nivel de renta per cápita de equilibrio y a su capacidad para incrementarla, mientras que $\ln(n + g + \delta)$, refleja la cantidad de ahorro que se está detrayendo de la nueva inversión para internalizar ese *stock* de conocimientos, o bien para que no se deprecie, lo que afecta negativamente el crecimiento de la renta.

En la ecuación de MRW, el coeficiente de s_k es mayor ahora respecto al coeficiente s de la ecuación de Solow, ya que también está influido por λ . Además, el coeficiente de $\ln(n + g + \delta)$, por la misma razón, será mayor que el de $\ln(s_k)$, lo que significa que aumentos de población afectan más a la disminución de la renta per cápita que en el modelo de Solow.

Combinando las ecuaciones de renta [1.47], expresada en términos per cápita, con la de capital humano en el estado estacionario [1.54] se obtiene:

$$\ln(y_t^*) = \ln(A_0) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\lambda}{1 - \alpha} \ln(\hat{h}^*), \quad [1.56]$$

Esta nueva ecuación es muy similar a la ecuación de Solow descrita en secciones anteriores, con la única diferencia del último término. En el modelo de Solow, $\frac{\lambda}{1-\alpha} \ln(\hat{h}^*)$ estaría formando parte del término de error y dado que \hat{h}^* está correlacionado positivamente con la tasa de ahorro y negativamente con la tasa de crecimiento de la población, la omisión de esta nueva variable produciría un sesgo en los coeficientes estimados de las variables iniciales (s_i y n_i), algo que pasó desapercibido en la mayoría de las estimaciones realizadas hasta ese momento.

Finalmente, aunque la medición del capital humano presenta grandes dificultades²⁷, MRW optaron por utilizar como variable proxy de s_h , el porcentaje de población en edad de trabajar que cursaba estudios secundarios (a la que llamaron *SCHOOL*). Precisamente ésta será la variable proxy utilizada en los análisis posteriores.

■ I.3.2. CONVERGENCIA ECONÓMICA

La segunda implicación del modelo de Solow, que ha captado la atención de un gran número de trabajos de investigación, ha sido la predicción de convergencia económica a largo plazo, de las distintas economías hacia un nivel común de capital y producto per cápita. Esto era posible a los supuestos de partida del modelo de Solow, al asumir la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el factor reproducible, y al considerar la tecnología como un bien libre, es decir, como una variable exógena, de modo que los distintos países o regiones terminarían convergiendo a un mismo estado estacionario independientemente de cuál fuera su grado de desarrollo inicial. Es lo que se conoció en la literatura como hipótesis de *convergencia beta absoluta o convergencia clásica*.

Sin embargo, ha existido una percepción generalizada de que las persistentes diferencias en las tasas de crecimiento agregado han provocado fuertes disparidades en el nivel de ingresos, no sólo entre países, sino también dentro de ellos. Estos resultados contradictorios al modelo sembraron la polémica en las últimas décadas, siendo las conclusiones a las que llegan las distintas corrientes de gran importancia desde el punto de vista de la eficacia de las políticas económicas que deben ser aplicadas. Este aspecto será tratado con detalle en el tercer capítulo.

■ I.3.2.1. Desarrollo empírico de la convergencia beta

Para analizar la dinámica de las funciones no lineales, de acumulación de capital y de la renta por trabajador efectivo alrededor del estado estacionario²⁸, normalmente se han

²⁷ Para un análisis detallado ver Arrazola y Hevia (2003) o Foldvari y Van Leeuwen (2006).

²⁸ Se considera que la economía aún no ha alcanzado el estado estacionario, pero no está muy lejos de hacerlo, de forma que es posible medir el crecimiento de la acumulación del capital y de renta por trabajador efectivo entre dos periodos (t y $t + 1$).

utilizando aproximaciones log-lineales, de forma que estas funciones se conviertan en lineales alrededor a dicho punto de equilibrio²⁹. Para ello, se aplica una aproximación de Taylor de primer orden alrededor del estado estacionario, que permita reemplazar la ecuación inicial con aproximaciones que son lineales en la desviación logarítmica de las variables.

Por tanto, la aproximación log-lineal de \hat{k}_t alrededor del estado estacionario tiene la siguiente expresión³⁰:

$$\ln \hat{k}_t = \ln (\hat{k}_t)_* + \left(\frac{d \ln \hat{k}^*}{d \ln \hat{k}} \right)_* (\ln \hat{k}_t - \ln \hat{k}^*), \quad [1.57]$$

dado que $\ln (\hat{k}_t)_* = 0$ y que $\left(\frac{d \ln \hat{k}^*}{d \ln \hat{k}} \right)_* = s(\alpha - 1)(\hat{k}^*)^{\alpha-1}$, sustituyendo entonces \hat{k}^* por su valor en el estado estacionario $\hat{k}^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$ se obtiene:

$$\ln \hat{k}_t = (\alpha - 1)(n + g + \delta)(\ln \hat{k}_t - \ln \hat{k}^*), \quad [1.58]$$

donde $(\alpha - 1)(n + g + \delta)$ es la velocidad a la que el capital converge a su estado estacionario, es decir, la tasa a la que la distancia entre $(\ln \hat{k}_t - \ln \hat{k}^*)$ es eliminada, a la que denotaremos como β .

En el modelo ampliado con capital humano y en términos por trabajador efectivo, la velocidad de convergencia vendría dada por la siguiente expresión³¹:

$$\beta = (1 - \alpha - \lambda)(g + n + \delta), \quad [1.59]$$

Como se puede observar, en ambos casos, β depende de la participación en el producto total del capital físico (y humano en el modelo aumentado), de la tasa de crecimiento de la población, de la tasa de progreso tecnológico aumentador de trabajo y de la tasa de depreciación del capital. Por consiguiente, se comprueba que es independiente de la tasa de ahorro³² y del nivel de tecnología³³.

²⁹ A pesar de las profundas diferencias entre los modelos de convergencia clásica y los modelos de catch-up tecnológico, las ecuaciones que ambos modelos utilizan para estimar sus resultados son, a menudo, similares, empleando el logaritmo de la renta per cápita inicial. En los modelos neoclásicos, esta variable captura a qué distancia se encuentra un país de su estado estacionario, mientras que en los modelos de catch-up tecnológico se incluye como variable proxy del gap tecnológico (Dowrick y Rogers, 2002).

³⁰ Volvemos a incluir los subíndices t para una mejor comprensión.

³¹ Ver Destinobles (2005) para un completo desarrollo.

³² El aumento de s ejerce dos fuerzas contrapuestas sobre la velocidad de convergencia, que hace que el efecto conjunto sea nulo. Así, un aumento de s lleva a una mayor tasa de inversión y por tanto, a una mayor velocidad de convergencia. Pero el aumento de s también desplaza a la derecha la curva $sf(\hat{k})/\hat{k}$, por lo que aumenta \hat{k}^* y por tanto se reduce la velocidad de convergencia en el mismo nivel.

³³ Aumentos en A también ejercen dos fuerzas contrapuestas sobre la velocidad de convergencia, anulándose entre sí.

Volviendo a la ecuación [1.58], y solucionando la correspondiente ecuación diferencial, se obtiene el siguiente resultado:

$$\ln(\hat{k}_t) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{k}^*) + e^{-\beta\tau} \ln(\hat{k}_0), \quad [1.60]$$

que es el punto de partida de la ecuación de convergencia que se ha utilizado en una gran cantidad de estudios y que será estimada más adelante, aunque en términos de renta per cápita.

De igual forma, respecto a la tasa de crecimiento de la renta por trabajador efectivo, \hat{y} , como $\gamma_{\hat{y}} = \alpha\gamma_{\hat{k}}$ la ecuación de renta por trabajador efectivo será:

$$\ln(\hat{y}_t) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{y}^*) + e^{-\beta\tau} \ln(\hat{y}_0), \quad [1.61]$$

donde β tiene el mismo valor que en el caso anterior. Restando $\ln(\hat{y}_0)$ en ambas partes de la ecuación:

$$\ln(\hat{y}_t) - \ln(\hat{y}_0) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{y}^*) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{y}_0), \quad [1.62]$$

Sustituimos el valor de $\ln(\hat{y}^*)$ por la ecuación [1.36], expresada en términos por trabajador efectivo:

$$\ln(\hat{y}^*) = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta), \quad [1.63]$$

de modo que la ecuación [1.71] se transforma en:

$$\begin{aligned} \ln(\hat{y}_t) - \ln(\hat{y}_0) = (1 - e^{-\beta\tau}) & \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + d) \right] - \\ & - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{y}_0), \end{aligned} \quad [1.64]$$

donde se comprueba que el aumento de la renta por trabajador efectivo es función del valor inicial de la renta y de los factores que determinan el estado estacionario.

La ecuación [1.64] ha sido empleada habitualmente en la estimación de convergencia, aunque en la mayor parte de las ocasiones se ha cometido el error de utilizar series de datos expresadas en términos per cápita³⁴, que llevan a resultados diferentes. Para solucionar estos problemas, es necesario transformar la ecuación [1.64] en términos per cápita.

La linealización del logaritmo de la renta en *términos per cápita* como medida de la distancia al estado estacionario, fue desarrollada inicialmente por MRW (1992) y posteriormente fue utilizada en trabajos como los de Cohen (1995), Islam (1995), Sala-i-Martin

³⁴ La producción por trabajador efectivo no es directamente observable o no se encuentra en la mayoría de las fuentes estadísticas, con excepción de unas pocas como las distintas versiones de Penn World Table de Summer y Heston.

(1996a), Nonneman y Vanhoudt (1996), Brumm (1996), Lee, Pesaran y Smith (1997), o Temple (1998) entre otros.

Para expresar la ecuación [1.64] en términos per cápita se parte de la ecuación [1.8] ($\hat{y}_t = \frac{Y_t}{A_t L_t} = \frac{Y_t}{L_t A_0 e^{gt}}$), tomando logaritmos:

$$\ln(\hat{y}_t) = \ln(y_t) - \ln(A_0) - gt, \quad [1.65]^{35}$$

Sustituyendo en [1.64] se obtiene la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \ln(y_t) - \ln(y_0) &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \\ &+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \right] - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_0), \end{aligned} \quad [1.66]$$

Respecto al modelo de Solow ampliado, la ecuación [1.66] se transforma en³⁶.

$$\begin{aligned} \ln(y_t) - \ln(y_0) &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \\ &+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h) - \right. \\ &\left. - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) \right] - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_0), \end{aligned} \quad [1.67]$$

Al igual que las ecuaciones en términos por trabajador efectivo, las ecuaciones [1.66] y [1.67] incluyen como variable explicativa, el logaritmo de renta per cápita al principio del período. Una ecuación simplificada, frecuentemente utilizada para estimar la existencia de convergencia absoluta, ha sido la siguiente:

$$\ln(y_t) - \ln(y_0) = a - b \ln(y_0), \quad [1.68]$$

donde el intercepto a agruparía a todas las variables responsables del estado estacionario y la pendiente b permitiría calcular la velocidad de convergencia.

$$\begin{aligned} a &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \\ &+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h) - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) \right], \end{aligned} \quad [1.69]$$

$$y \ b = (1 - e^{-\beta\tau}), \quad [1.70]$$

³⁵ Esta transformación puede realizarse de igual forma para todo t . Por tanto, para \hat{y}_0 quedaría $\ln(\hat{y}_0) = \ln(y_0) - \ln(A_0) - gt_0$. Esta transformación será utilizada en el capítulo quinto.

³⁶ MRW utilizan una ecuación basada en renta por trabajador efectivo. Este trabajo está siguiendo la interpretación que Dowrick y Rogers (2002) hacen de la ecuación de MRW, ya que toma realmente datos per cápita en vez de datos por trabajador efectivo.

I.4. CONCLUSIONES

En el presente capítulo se ha analizado la visión neoclásica del crecimiento económico a través del modelo de Solow (1956) con tecnología neutral «a la Harrod», tanto en términos por trabajador efectivo como en términos per cápita. Una de las principales conclusiones que ha podido obtenerse es que los países con mayores tasas de ahorro (o inversión), mayor nivel y crecimiento de tecnología, menor tasa de crecimiento de población o menor tasa de depreciación del capital, deberían acceder a un nivel superior de capital y producción per cápita en el estado estacionario y viceversa. Por otra parte, el modelo también concluye que el crecimiento del *output* per cápita en el estado estacionario depende únicamente de la tasa de crecimiento de la tecnología, por lo que aquellos países que mayores esfuerzos tecnológicos realizasen, teóricamente, deberían crecer más deprisa. Por consiguiente, la tasa de ahorro/inversión influye en el nivel de renta per capita, pero no en su crecimiento a largo plazo (es decir, una vez alcanzado el estado estacionario). Como el modelo, considera además que la tecnología es un factor exógeno, es decir, un bien público puro difundido por igual en todas las economías, implicará que todas ellas crezcan a la misma tasa una vez alcanzado el estado estacionario y que la capacidad de un gobierno de incidir en el crecimiento económico a largo plazo sea nula, cuestionando la eficacia de las políticas públicas como promotoras del mismo.

En segundo lugar, se analizaron dos implicaciones del modelo, que han motivado una amplia literatura económica; en primer lugar, los análisis de contabilidad del crecimiento, que permiten desagregar las tasas de crecimiento del *output* en las contribuciones relativas de los factores productivos y del progreso técnico, calculado este último, como un factor residual a partir de todos los demás. Los resultados obtenidos dieron un excesivo peso al crecimiento del factor residual en la explicación del aumento de producción, lo que fue interpretado por diversos autores como deficiencias en el modelo neoclásico de crecimiento, motivando una corriente de estudio enfocada en añadir nuevos factores a la función de producción del modelo de Solow. Entre las distintas propuestas, se presta especial atención a la realizada por MRW (1992), quienes añaden al modelo el nivel de capital humano, recibiendo por ello el nombre de «modelo de Solow aumentado». Estos autores demostraron que el capital humano mejoraba el ajuste del modelo, y los coeficientes obtenidos soportaban mejor las predicciones del modelo de Solow. También comprobaron que este nuevo factor estaba correlacionado positivamente con la tasa de inversión del capital físico y negativamente con la tasa de crecimiento de la población, por lo que su exclusión del modelo estaría sesgando los estimadores obtenidos de ambas variables.

La segunda de las implicaciones del modelo de Solow era la predicción de convergencia de las economías hacia su estado estacionario, provocada por la consideración de rendimientos decrecientes en el factor productivo capital y de la tecnología como un bien libre, de modo que los distintos países o regiones terminarían convergiendo a un mismo

estado estacionario, independientemente de cuál fuera su grado de desarrollo inicial, mientras que la velocidad de convergencia dependería de la distancia a la que se encontrara cada unidad territorial del nivel de renta per cápita de equilibrio. Para analizar esta dinámica, se utilizaron aproximaciones log-lineales alrededor del estado estacionario, aplicadas sobre funciones de producción o de acumulación de capital, en modelos con o sin capital humano, permitiendo predecir, no sólo el signo, sino también las magnitudes de los coeficientes de las variables responsables del proceso de convergencia. Respecto a la velocidad de convergencia en términos per cápita, se comprobó que, únicamente, dependía de la participación del capital (físico y humano en el caso del modelo ampliado) en el producto total, de la tasa de crecimiento de la población, de la tasa de progreso tecnológico a la Harrod y de la tasa de depreciación del capital, siendo independiente de la tasa de ahorro y del nivel de tecnología.

Sin embargo, el análisis de la evolución de las disparidades en el nivel de renta entre países o regiones ha sido uno de los temas más controvertidos y que han provocado más estudios desde diferentes corrientes de análisis del crecimiento, sin que por el momento existan resultados concluyentes. Por ese motivo, en el próximo capítulo se desarrollan los modelos de crecimiento alternativos al modelo de Solow y se resalta su importancia respecto al concepto de convergencia.



MODELOS DE CRECIMIENTO ALTERNATIVOS AL MODELO DE SOLOW

II.1. INTRODUCCIÓN

El modelo de Solow constituyó la piedra angular del análisis del crecimiento y la convergencia económica. Sus conclusiones estaban basadas en dos consideraciones; la primera, que al tratarse de un modelo de oferta, la dotación y la dinámica de recursos determinaban el nivel de producción y la segunda, que al suponer rendimientos marginales decrecientes en el factor productivo capital, la tasa de crecimiento disminuiría a medida que las economías se acercasen a su estado estacionario, dependiente éste, de factores asumidos por el modelo como exógenos. Una vez alcanzado el nivel de renta per cápita de equilibrio, el mantenimiento de una tasa positiva de crecimiento a largo plazo de dicha renta dependerá, únicamente, de un factor exógeno, el progreso tecnológico.

Sin embargo, aunque con importantes precedentes, a partir de la segunda mitad de la década de 1980 y principios de 1990, surgen numerosos cuestionamientos al modelo, a raíz de nuevas evidencias empíricas obtenidas sobre el comportamiento de países y regiones, poniendo en duda la validez del modelo de Solow.

Con el objetivo de exponer las críticas y las corrientes alternativas al modelo neoclásico, el capítulo está estructurado en cinco secciones. En el segundo apartado, se realiza un breve repaso de las distintas objeciones que ha recibido el modelo de Solow, consideradas como antecedentes de las nuevas corrientes sobre el crecimiento económico. En la tercera parte, se revisan los principales desarrollos teóricos alternativos a este modelo, prestando especial atención a dos planteamientos, la teoría del crecimiento endógeno y las teorías keynesianas del crecimiento. En la cuarta sección, se lleva a cabo una breve explicación de las relaciones entre estas teorías y la hipótesis de convergencia, así como de sus principales implicaciones. En la quinta sección se presentan las conclusiones más destacadas.

II.2. CRÍTICAS AL MODELO DE SOLOW

Al margen de la vieja polémica sobre la agregación del capital, las principales críticas recibidas por el modelo de Solow estuvieron motivadas por una serie de razones. En pri-

mer lugar, la consideración de rendimientos decrecientes en el factor productivo capital no era compartida por un considerable número de investigadores económicos (Romer, 1986 o Adams, 1990, entre otros). Como argumenta Barro (1989), la conclusión a la que llega el modelo neoclásico de que la tasa de crecimiento de la renta per cápita de un país está inversamente relacionada con su nivel inicial de renta per cápita, se contradice con la evidencia empírica a nivel mundial, suponiendo una prueba que hacía dudar de la existencia de correlación entre ambas variables.

La segunda crítica estaba relacionada con la tecnología. El modelo de Solow suponía que la tasa de crecimiento de la tecnología era constante a lo largo del tiempo y estaba determinada exógenamente, además de considerar un mismo nivel inicial de tecnología para todas las economías. Pero la evidencia empírica constatada por multitud de autores respecto a diferencias en tasas de crecimiento entre economías, independientemente de cual fuera su nivel inicial de renta, les hizo llegar a la conclusión de que tanto los niveles como el aumento de la tecnología, por lo general, diferían entre ellas, lo que significaba que no podía ser tratada como un factor exógeno (Barro, 1988).

La tercera crítica provenía del valor implícito de la participación del capital que se obtenía en las estimaciones del modelo de Solow, por ser mucho mayor que los valores obtenidos de la contabilidad nacional (en torno al 30%), aunque existen diversos trabajos que han tratado de reducir este valor introduciendo nuevas variables en el modelo. A este respecto, Lucas (1988), introduce dentro del concepto de capital físico, el capital humano. Otros autores como Islam (1995) o Caselli *et al.* (1996) reducen el valor estimado de α a través de métodos de estimación basados en datos de panel.

Otra de las objeciones estaba relacionada con el supuesto inicial del modelo de Solow de que las economías eran cerradas, aunque los defensores del modelo y el mismo Solow argumentaron que este aspecto no afectaba a los resultados³⁷.

Todas estas críticas motivaron el surgimiento de modelos alternativos que trataron de describir la realidad económica, aspecto que será tratado en los siguientes apartados.

³⁷ Taylor (1981, p. 143), estimó una extensión del modelo para el caso de una economía abierta con tecnología exógena, llegando a la conclusión de que las exportaciones, como fracción de la producción potencial, estaban inversamente relacionadas con la tasa de crecimiento de ésta. Un saldo de balanza comercial deficitario permite realizar mayores inversiones que en el caso de una economía cerrada [$S = I + (X - M)$], por lo que, a menor cantidad de exportaciones respecto a las importaciones, se obtienen mayores crecimientos de k y, por tanto, de y . Sin embargo, las mayores contribuciones al respecto pertenecen a la literatura de crecimiento endógeno como en el caso de Lucas (1988), Romer (1990), Grossman y Helpman (1989, 1991a, 1991b, 1994), Barro y Sala-i-Martin (2004) ó Aghion y Howitt (1998), donde el comercio internacional permite aumentar el nivel de *know how* (Grossman y Helpman, 1990). Asimismo, la apertura al comercio aumenta la competencia entre empresas, obligándolas a innovar para aumentar su competitividad (Mendoza y Huamán, 2001).

II.3. MODELOS ALTERNATIVOS AL MODELO DE SOLOW

Las alternativas que surgieron al modelo neoclásico pueden ser agrupadas en dos grandes corrientes, de acuerdo con su visión sobre las dos hipótesis de partida del modelo de Solow. Las corrientes keynesiana y post-keynesiana, que no compartían la consideración de la dotación factorial en la determinación del nivel de producción, al estar basados en modelos de demanda; y la corriente de crecimiento endógeno, que negaba la segunda hipótesis, al considerar la existencia de rendimientos constantes o crecientes en el factor reproducible. A continuación se realiza un breve repaso de ambas contribuciones.

■ II.3.1. TEORÍAS DE CRECIMIENTO KEYNESIANO

A raíz de la Gran Depresión, se produce el nacimiento de la Teoría Keynesiana, más preocupada por la dinámica económica desde el punto de vista de la demanda. La aplicación del planteamiento keynesiano a la dinámica de crecimiento económico fue llevada a cabo por autores pertenecientes a la escuela keynesiana de Cambridge, como R. Harrod (1939) (quien, de forma paralela a E. D. Domar (1947), introdujo el modelo de crecimiento conocido como Harrod-Domar), N. Kaldor (1954, 1957), J. Robinson (1962) o L. Pasinetti (1965), quienes consideraron a la demanda agregada como la impulsora principal del crecimiento económico, que a su vez estaba relacionada con la oferta agregada o producción a través de la propensión marginal a ahorrar³⁸. Por ese motivo, estudian el papel desempeñado por los distintos factores determinantes de la misma, siendo la inversión en capital uno de los más importantes. Todos los modelos de corte keynesiano coinciden en que el mercado, por sí solo, no garantiza el equilibrio con pleno empleo, por lo que es necesaria la intervención del sector público, a través de políticas económicas de apoyo al crecimiento y al empleo.

En particular, el modelo de Harrod-Domar fue desarrollado a finales de los años 1940 de forma independiente por dos economistas keynesianos, Sir Roy Harrod (1939) en Gran Bretaña y Evsey D. Domar (1946) en Estados Unidos, llegando a conclusiones similares. Este modelo pretendía dar un enfoque dinámico al aporte de Keynes, analizando los factores determinantes del aumento de las principales categorías de la demanda agregada, en particular, la inversión en capital y la propensión marginal al ahorro. La ecuación de equilibrio de mercado que es tomada como punto de partida es la siguiente:

$$Y = (1/s)I, \tag{II.1}$$

donde Y es la renta, I es la inversión, s es la propensión marginal a ahorrar y $(1/s)$ es el multiplicador que relaciona la demanda con la oferta agregada.

³⁸ La inversión es independiente y es la que determina el ahorro, o dicho de otra forma, la demanda agregada determina la oferta agregada.

La ecuación [II.1] muestra que la inversión, afectada por el multiplicador, aumenta la capacidad productiva de una economía, lo que a su vez modifica el punto de equilibrio del mercado de bienes. En el estado estacionario, la demanda agregada debería crecer a la misma tasa que la capacidad productiva de la economía, es decir, su oferta agregada.

Despejando s en [II.1] se obtiene la ratio inversión-*output*:

$$s = \frac{I}{Y}, \quad [\text{II.2}]$$

donde el segundo término puede ser expresado de la siguiente forma:

$$\frac{I}{Y} = \frac{I}{K} \frac{K}{Y}, \quad [\text{II.3}]$$

La ecuación [II.3] muestra la ratio inversión-*output*, en función de la tasa de acumulación del capital (g) y la ratio capital-*output* (v). s y v fueron inicialmente consideradas como constantes por el modelo y determinadas por factores exógenos al mismo. Por consiguiente, en el estado estacionario, el crecimiento debe cumplir la siguiente condición:

$$gv = s, \quad [\text{II.4}]$$

despejando g :

$$g = s/v, \quad [\text{II.5}]$$

donde s/v es la tasa de crecimiento garantizada del producto.

No obstante, los resultados del modelo Harrod-Domar fueron criticados por la severidad de las asunciones tomadas como punto de partida, en concreto, la consideración de los precios relativos del trabajo y del capital como fijos, la relación constante entre K e Y , o que los inversores estuvieran únicamente influidos por las expectativas con respecto al nivel de producción. Pero quizás, la limitación más importante era que el crecimiento en el estado estacionario era inestable, en el sentido de que cualquier desviación de la senda de crecimiento provocaría posteriores desviaciones que la alejarían del nivel de renta de equilibrio³⁹. A pesar de las críticas recibidas, el modelo de Harrod-Domar todavía es utilizado para medir la brecha financiera entre los países en desarrollo⁴⁰.

³⁹ Si el crecimiento real resultaba ser superior al garantizado, se generaría un exceso de capacidad productiva sobre la demanda agregada (Y), que induciría a los empresarios a invertir menos, lo que, a su vez, provocaría una disminución de la demanda agregada, aumentando la distancia entre ambas y viceversa. Esta inestabilidad estaba provocada por la consideración de la demanda agregada de forma previa a la oferta agregada. Es lo que se llamó en inglés *Harrodian knife-edge*, significando que el único sendero de crecimiento estable se producía cuando la tasa real y la garantizada coincidían permanentemente.

⁴⁰ Ver el documento del Banco Mundial de Julio de 1997: «The Ghost of Financing Gap: How the Harrod-Domar Growth Model Still Haunts Development Economics», (<http://www.worldbank.org/research/growth/pdffiles/1807.pdf>).

Nicholas Kaldor (1955) da un paso más, al asumir que la propensión marginal al ahorro podía variar para hacer coincidir la tasa de crecimiento real con la garantizada, de modo que el equilibrio en el estado estacionario fuera estable. Para ello, Kaldor tuvo que introducir en el modelo ciertas suposiciones provenientes del modelo clásico, al considerar que existían dos propensiones marginales al ahorro, la de los capitalistas, que dependía de sus beneficios (sP) y la de los trabajadores, que dependía de sus salarios ($s'W$), suponiendo además que $s > s'$. De ese modo, la función de producción, vendría dada por:

$$Y = W + P, \tag{II.6}$$

y la propensión a ahorrar por:

$$S = sP + s'W, \tag{II.7}$$

donde P son los beneficios y W los salarios. En el estado estacionario ($I = S$), el equilibrio es estable, ya que si $I > S$, considerando que los trabajadores no ahorran ($s' = 0$), significaría que los capitalistas no habrían ahorrado lo suficiente, provocando un aumento de precios en el mercado de bienes, que incrementarían los beneficios de los capitalistas, asumiendo los salarios constantes y, a su vez, la tasa de ahorro de éstos hasta que el equilibrio se restableciera y viceversa. En concreto, la tasa de crecimiento de los beneficios empresariales (r) sería igual a la tasa de crecimiento garantizada dividida por la tasa de ahorro de los capitalistas ($r = g/s$), relación que fue conocida como la «regla de crecimiento de Cambridge».

Joan Robinson (1962) se centró en los determinantes de la inversión, considerando que las decisiones de inversión por parte de las empresas estaban condicionadas por los beneficios esperados. Además, supuso que la función de inversión era cóncava, basándose en el «principio de riesgo creciente de Kalecki» (1937), es decir, que la inversión estaba positivamente relacionada con los beneficios esperados, pero a una tasa decreciente, ya que se iría introduciendo mayor riesgo para la empresa. Otra aportación de Robinson fue la introducción del aumento del factor productivo trabajo, el desempleo y la inflación en el modelo de crecimiento para poder ajustarlo.

Las aportaciones realizadas por Luigi Pasinetti (1965, 1981, 1993) a la perspectiva keynesiana del crecimiento fueron, por un lado, la importancia de las relaciones intersectoriales y por otro, la diferenciación de ahorro entre trabajadores y capitalistas lo que justificaba la existencia de dos tipos de capital, el capital de los trabajadores y el capital de los capitalistas, de modo que, en el estado estacionario, la tasa de acumulación de capital debía ser igual para ambos (capitalistas y trabajadores).

Finalmente, debe subrayarse la línea de investigación iniciada por Harrod (1933) sobre la incidencia del sector exterior en el crecimiento, que cobró un fuerte impulso a partir de la década de 1980 con los trabajos de Thirlwall (1979) sobre la restricción externa. Partiendo de la visión «harrodiana» del crecimiento vinculado al comercio exterior, Thirlwall plantea los efectos que la demanda externa puede producir en las tasas de crecimiento del

producto de los diferentes países incorporando explícitamente la restricción externa de balanza de pagos.

■ II.3.2. TEORÍAS DE CRECIMIENTO ENDÓGENO

A mediados de la década de los ochenta renace el interés por analizar las características y las causas del crecimiento económico, a raíz de nuevas evidencias comparativas sobre tasas de crecimiento en países capitalistas avanzados. Entre las distintas teorías que surgieron, quizás las que más impacto han tenido en el estudio del crecimiento y por ende, de la convergencia, han sido las *Nuevas Teorías del Crecimiento* o *Teorías de Crecimiento Endógeno*, pudiéndose citar entre sus principales autores a, Paul Romer (1986) o Robert Lucas (1988).

La mayor diferencia con respecto a las teorías de crecimiento neoclásicas es que consideran endógenas a las variables determinantes del crecimiento económico y por tanto, parten del supuesto de ausencia de rendimientos decrecientes en el capital, como consecuencia de la escala y la acumulación. Este tipo de modelos recibieron el nombre de «modelos AK», por la relación implícita entre el capital por trabajador y el producto, y fueron desarrollados inicialmente por Rebelo (1991), convirtiéndose en la base sobre la que se asentaron las teorías de crecimiento endógeno (Maré, 2004).

En concreto, el modelo AK parte de la siguiente función de producción:

$$Y = AK, \quad [\text{II.8}]$$

y de una ecuación de acumulación de capital similar a la incluida en el modelo de Solow:

$$\dot{K} = sAK - \delta K, \quad [\text{II.9}]$$

cuya expresión en términos per cápita es

$$\dot{k} = sA - \delta - n, \quad [\text{II.10}]^{41}$$

La ecuación [II.10] muestra, a diferencia del modelo neoclásico, que la acumulación de capital por trabajador no depende del *stock* de capital existente, ni del crecimiento de la tecnología, sino de la tasa de inversión, el nivel tecnológico, la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento de la población, todos ellos parámetros estructurales (y por tanto endógenos al sistema) que se suponen constantes a lo largo del tiempo, lo que provoca que \dot{k} también sea constante y posiblemente distinta de cero. Así mismo, por la ecuación [II.8], si el nivel de tecnología es constante, la renta per cápita seguirá la misma senda de crecimiento definida en [II.10]. Por consiguiente, la dinámica de crecimiento se encuentra dentro del propio sistema económico, de modo que cualquier cambio que se produjera en los

⁴¹ Todos los términos de las ecuaciones [II.8] a [II.10], han sido definidos en el capítulo primero.

parámetros estructurales de dicho sistema (tasa de ahorro, depreciación o aumento de la mano de obra), ocasionaría efectos permanentes en la tasa de crecimiento de la renta per cápita.

El progreso técnico (A), es considerado como un proceso endógeno, ya que depende de las decisiones de inversión de los individuos y éstas, a su vez, de los recursos que el país les pueda suministrar para investigar, además de un marco de condiciones institucionales y de política económica favorable⁴². Una segunda razón que explicaría su carácter endógeno es que los nuevos descubrimientos no son bienes públicos, al menos al principio, por lo que la empresa que innova adquiere un poder de mercado y gana rentas monopolísticas (Romer, 1994, p. 14). Esta idea de la innovación tecnológica como variable endógena y, por tanto, específica para los países, ha sido compartida por un creciente número de autores (Abramovitz, 1986; Baumol, 1986; Dowrick y Nguyen, 1989 o Bernard y Jones, 1996) que consideran a la transferencia de tecnología como el factor principal que explicaría la convergencia. Los países pobres, al tener un *stock* de tecnología muy inferior a los ricos, si son capaces de absorber la tecnología de éstos, experimentarán tasas de crecimiento elevadas⁴³.

Con todo, la endogenización de ciertas variables relacionadas con el crecimiento económico ya había sido incluida en modelos anteriores a esta corriente. Entre los más importantes se pueden citar, el trabajo de Allyn Young (1928), quien resaltó la importancia de las economías de escala dinámicas en la determinación de rendimientos crecientes de escala, seguido por Gunnar Myrdal (1957), que definió el concepto de causación circular acumulativa, donde el progreso técnico era considerado como la causa y la consecuencia del crecimiento económico⁴⁴ y por consiguiente, como una variable endógena. Este planteamiento fue compartido por Kaldor (1957) y Arrow (1962). El modelo Ramsey-Cass-Koopmans⁴⁵, introduce una primera generalización en la dinámica de la acumulación de capital a través de la consideración de la tasa de ahorro como endógena, resultado del comportamiento maximizador de los individuos que tienen capacidad de decisión sobre el consumo y ahorro. Sin embargo, mantiene el resto de supuestos del modelo de Solow, tecnología y crecimiento de población como variables exógenas y el crecimiento de la efectividad del traba-

⁴² Levine y Renelt (1992) destacan el distinto comportamiento inversor de los países como elemento explicativo de las diferencias de renta entre ellos. Así, una de las relaciones más robustas obtenidas en las aproximaciones empíricas al crecimiento, es la asociación positiva entre el nivel de renta y la tasa de inversión, hasta el punto de que algunos autores estiman que más de la mitad de las diferencias en los niveles de renta entre países son atribuibles a diferencias en el peso de la inversión (MRW 1992). Sin embargo, hay que resaltar que estas diferencias son sólo evidentes cuando se realizan comparaciones internacionales (Summers y Heston, 1988).

⁴³ Ver Fagerberg (1994) para una revisión más detallada.

⁴⁴ Aunque su modelo puede englobarse dentro de la corriente neokeynesiana por la interacción entre la oferta y la demanda.

⁴⁵ La versión definitiva del mismo fue formalizada por Cass (1965) y Koopmans (1965), basando su concepción teórica en el trabajo de Ramsey (1928).

jo como la única causa posible de un crecimiento a largo plazo de la producción por trabajador, por lo que algunos autores han argumentado que este modelo apenas aporta elementos novedosos al modelo de Solow.

El nacimiento de las *Teorías de Crecimiento Endógeno* en la década de 1980, supuso la formalización de los planteamientos anteriores, comenzando a explicar el factor residual o la eficiencia del factor trabajo, a través de la inclusión de nuevas variables hasta ese momento ajenas al modelo, en particular, el capital humano, o de ciertos condicionantes del cambio tecnológico y su difusión. También incorpora nuevos elementos al modelo, como la consideración de rendimientos a escala crecientes o constantes, la competencia imperfecta o la presencia de externalidades.

Los modelos iniciales desarrollados por Paul Romer (1986) y Robert Lucas (1988) no introdujeron competencia imperfecta, por lo que, aunque tuvieron en cuenta el hecho de que los descubrimientos son producidos por personas que necesitan el apoyo de empresas o del Estado, no podían explicar que las firmas que descubren un bien tuvieran poder monopolístico durante un período de tiempo. Estos modelos consideraban que la tecnología era proporcionada endógenamente por decisiones de inversión privadas, pero también la veían como un bien público de libre utilización, al igual que el modelo neoclásico. Romer y Lucas estuvieron más interesados en temas teóricos y en modificar el análisis de las causas del crecimiento que Solow había desarrollado. Para ellos, la tasa de crecimiento del ingreso per cápita a largo plazo no estaba determinada por el cambio tecnológico externo, ni trataron de medir el factor residual a través de contabilidad del crecimiento, sino que intentaron analizar las elecciones de los sectores públicos y privados que ocasionan que la tasa de crecimiento del residual varíe entre países (Romer, 1994), motivadas por diferencias en tasas de ahorro y de inversión.

En concreto, Romer (1986, 1987, 1994) resaltó la interrelación entre el progreso técnico y el crecimiento del capital físico y consideró al conocimiento como un factor de producción más, subproducto de la inversión en capital físico, reforzando la idea de rendimientos no decrecientes en el capital⁴⁶. Las empresas generan conocimientos adicionales a través del desarrollo de su actividad e inversiones en I+D, permitiéndoles producir de una forma más eficiente. Pero el conocimiento también es considerado como un bien público, ya que una vez que una empresa lo ha asimilado en su proceso productivo, todas las demás tendrán acceso, sin coste, a dicho conocimiento, lo que les permitirá aumentar su nivel de tecnología y mejorar su propia productividad marginal. Es lo que se ha denominado como «efecto desbordamiento del conocimiento» (*Knowledge Spillovers*), introduciendo en el modelo de crecimiento el concepto del *Learning by doing*, es decir, que el aumento del capital físico permite a las empresas aprender simultáneamente cómo producir más efi-

⁴⁶ Schultz (1960, 1961) ya había señalado la importancia de la dotación en capital humano, medido a través de las inversiones en educación, para generar crecimiento económico, aunque no es hasta Uzawa (1965), Romer (1986) y Lucas (1988) cuando comienza a considerarse este factor como el responsable de la propiedad de rendimientos no decrecientes en el capital.

cientemente. Los «spillovers» pueden tener efectos negativos sobre la producción, por ejemplo a causa de un aumento en la oferta de trabajo, ya que reduce los incentivos de las firmas para desarrollar innovaciones; o efectos positivos, por ejemplo, a través del ahorro de trabajo. Por este motivo, el progreso técnico no puede ser una variable determinada exógenamente como propuso Solow, sino que forma parte del capital y el trabajo del país $A(K, L)$. En este sentido, la función de producción propuesta por Romer tendría la siguiente expresión:

$$Y_j = A(K, L)K_j^{1-\alpha}L_j^\alpha, \quad [\text{II.11}]$$

donde las variables con subíndice j son determinadas por las firmas y mide el efecto, determinado de forma privada, del aumento del empleo en el *output*.

Por su parte, Lucas (1988), al igual que hizo Uzawa (1962, 1965), concede gran importancia al papel que tiene la inversión en capital humano dentro del proceso de crecimiento, como detonante del aprendizaje y difusión (spillover) de mejoras tecnológicas y consecuentemente productivas. Según este autor, las acciones y comportamientos de los individuos tienen un efecto muy importante sobre la economía, ya que considera que éstos interactúan con el progreso técnico y producen externalidades, por lo que una parte importante del crecimiento económico se explica a través de este factor. A diferencia de los enfoques de contabilidad de crecimiento, donde la educación forma parte del factor trabajo como un aumento de su calidad⁴⁷, los seguidores de Lucas consideran al capital humano como un factor de producción separado, análogo al capital físico, ya que contribuye de un modo directo al incremento de la producción, y utilizan como variable proxy, las tasas de matriculación o los ingresos relativos de las personas con un determinado nivel de educación. La función de producción propuesta por Lucas sería:

$$Y_j = A(H)F(K_j, H_j), \quad [\text{II.12}]$$

Respecto a la movilidad de la población, Lucas considera que los patrones de migración internacional y las diferencias de salarios son muy difíciles de reconciliar con el modelo neoclásico. Si la misma tecnología estuviera disponible en todos los países, el capital humano no se desplazaría de lugares donde es escaso a lugares donde es abundante y un mismo trabajador no ganaría mayores salarios después de moverse de un país pobre a un país rico.

Otros autores han desarrollado diferentes modelos dentro de la corriente de crecimiento endógeno. Así, los modelos lineales desarrollados por Uzawa (1965), Nelson y Winter (1982), Becker, Murphy y Tamura (1990), Jones y Manuelli (1990) o Rebelo (1991), asumen que la tecnología, el capital físico y el capital humano (H) son factores ordinarios. En este sentido, la función de producción vendría dada por:

⁴⁷ Cuanto mayor es el nivel de estudios en los trabajadores de una economía determinada, mayor será la generación y transmisión de innovaciones que permitan la mejora de las técnicas y procedimientos de producción de cada empresa.

$$Y_j = F(A, K, H), \quad [\text{II.13}]$$

P. Krugman (1981), desarrolla un modelo 2 por 2 (2 países, 2 sectores) donde el sector industrial tiene rendimientos marginales crecientes o constantes, causados por la inclusión de las externalidades positivas del capital en el sector, mientras que en el sector agrícola, el crecimiento se presenta como un fenómeno totalmente exógeno. Por este motivo, gracias al comercio internacional, los países pueden explotar sus ventajas comparativas en la producción de bienes intensivos en el factor productivo más abundante, por lo que aquellos que dispongan de un mayor *stock* relativo de capital, tendrán una ventaja en la producción del bien industrial, donde los rendimientos marginales son crecientes, provocando mayores crecimientos en el futuro. Estos países tendrían una ventaja comparativa no sólo estática, sino también dinámica, motivada por el proceso de acumulación del capital, consecuencia de la especialización que permite el comercio internacional. Krugman (1987) desarrolla otro modelo similar donde el motor de la acumulación es el aprendizaje, como en el modelo de Lucas (1988) o el de Alwyn Young (1991).

El modelo de P. Aghion y P. Howitt (1992), considera el progreso técnico desde una perspectiva schumpeteriana de destrucción creativa, donde cada innovación técnica reemplaza a la anterior, disminuyendo su renta monopolística y aumentando la productividad del conjunto de la economía. Este hecho da lugar a la principal característica del modelo: la entrada en juego de ciclos basados en expectativas.

G. Grossman y E. Helpman, (1989, 1991a y 1994) crearon modelos con competencia monopolística en los que la tasa de inversión en I+D de las empresas (monopolísticas principalmente) genera progreso técnico de forma endógena. Esta variable endógena sería la única responsable del crecimiento económico de forma sostenida y es introducida en el modelo como un *input* más. Es decir, consideran a estos *inputs* como bienes intermedios producidos por el sector de I+D privado, promovido generalmente por monopolios, que invierten estimulados por las expectativas de obtención de beneficios extraordinarios, derivados de la explotación monopolística de las patentes de sus descubrimientos. Esas innovaciones generan externalidades que se van introduciendo progresivamente en el resto de sectores productivos. De esta forma, se puede conseguir un crecimiento sostenido, ya que existe una mejora continua de los bienes intermedios, que aumenta la productividad en el sector de bienes finales⁴⁸.

R. Barro (1989) desarrolla un modelo de crecimiento a largo plazo, donde incorpora el gasto público en la función de producción, con lo que se obtienen rendimientos constantes de escala, que impiden la transición dinámica hacia la situación de estado estacionario.

Los modelos de crecimiento endógeno que incorporan la transferencia de tecnología, como el de Howitt (2000) sugieren que, a corto plazo, la tasa de crecimiento de la renta

⁴⁸ Ver Coe y Helpman (1995) para una evidencia empírica sobre difusión internacional en I + D.

per cápita de un país depende de la dinámica del «catch-up» tecnológico, mientras que, a largo plazo, las tasas de crecimiento tienden a igualarse.

M. Funke y H. Strulik (2000) desarrollaron un modelo que contenía los enfoques de crecimiento endógeno más importantes, integrados con el modelo neoclásico. Recibió el nombre de «modelo GH aumentado», e incluía como variables la acumulación de capital físico, la acumulación de conocimiento o capital humano y el progreso técnico basado en la

CUADRO II.1

LAS TRES ETAPAS DE DESARROLLO (SÍNTESIS DE FUNKE Y STRULIK)

ETAPA DE DESARROLLO		1) ACUMULACIÓN DE FACTORES FÍSICOS
Equivalencia en la literatura:	El modelo neoclásico de Solow (1956), con las extensiones de Cass (1965) y Koopmans (1965).	
Motor del crecimiento:	Progreso técnico exógeno.	
Tipo de país/región:	Países pobres.	
Futuro a largo plazo:	Crecimiento únicamente a través del progreso técnico exógeno, o estancamiento.	
ETAPA DE DESARROLLO		2) LA ACUMULACIÓN DE HABILIDADES DEBIDAS A LA ACUMULACIÓN DE CAPITAL FÍSICO Y HUMANO
Equivalencia en la literatura:	Uzawa (1965), Romer (1986) y Lucas (1988).	
Motor del crecimiento:	Acumulación de factores y mejora en la calidad del trabajo.	
Tipo de país/región:	Economías en desarrollo, no innovadoras, con tasas elevadas de acumulación de capital físico y no físico.	
Futuro a largo plazo:	Convergencia hacia un crecimiento común, proporción K/H común y ratio K/Y común. Para dos países con la misma proporción K/H y, por tanto, mismo crecimiento, el que tenga una dotación inicial inferior en K y H nunca logrará alcanzar al otro. Además, para dos países idénticos, aquel que tenga una dotación inicial absoluta en capital humano mayor, llegará antes al punto de transición hacia una economía innovadora.	
ETAPA DE DESARROLLO		3) LA INNOVACIÓN CONSECUENCIA DE LOS ESFUERZOS EN I+D
Equivalencia en la literatura:	Grossman y Helpman (1991b), aumentado con Lucas (1988).	
Motor del crecimiento:	Innovación, conseguida a través de la acumulación del conocimiento.	
Tipo de país/región:	Economías totalmente industrializadas que van hacia un estado estacionario con incrementos perpetuos en la generación de ideas.	
Futuro a largo plazo:	Convergencia hacia el crecimiento de la renta común, y una ratio conocimiento/ideas común. Entre dos economías innovadoras, aquella que haya entrado antes en fase de economía innovadora, poseerá siempre un mayor stock de capital humano y tendrá una renta superior en términos absolutos a la otra, pero idéntica en el resto de términos.	

FUENTE: Adaptado de Funke y Strulik (2000, p. 496).

I+D. Funke y Strulik propusieron un modelo con tres alternativas de crecimiento, que se aplicarían según la etapa de desarrollo en la que se encontrara el país objeto de estudio. En el cuadro [II.1] se pueden observar las tres etapas de desarrollo, donde el capital humano (educación) es la principal fuente de crecimiento económico a través del aumento del progreso técnico.

Existen otros elementos que han sido considerados como factores importantes del crecimiento económico en la literatura del crecimiento endógeno, entre los que se pueden citar, las economías de escala, el cambio estructural y la escasez/abundancia de recursos naturales. Sin embargo, a pesar de la amplia variedad de modelos enmarcados dentro de la corriente endógena, ninguno de ellos consiguió restarle protagonismo al modelo de Solow. De hecho, a raíz de los trabajos de Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1992a), MRW (1992) y Young (1994), el modelo de crecimiento neoclásico vuelve a tomar relevancia, lo que da muestra de que el debate aún está abierto.

II.4. CONVERGENCIA EN EL ENTORNO DE LOS MODELOS ENDÓGENOS Y POSTKEYNESIANOS

Contrarios a las predicciones neoclásicas sobre convergencia, los modelos de crecimiento endógeno con un único sector⁴⁹, llegan a la conclusión de que existen evidentes síntomas de divergencia, o ausencia de convergencia entre economías hacia un determinado nivel de renta de estado estacionario, a causa de un conjunto de «hechos estilizados», utilizando la terminología de Kaldor (1957), provocados por la consideración de rendimientos constantes o crecientes en el capital (humano y físico) y la tecnología como un factor endógeno, lo que contradecía las conclusiones del modelo de Solow. Por este motivo, en los modelos de crecimiento endógeno no existe un nivel de renta de estado estacionario, provocando que las diferencias entre países en renta per cápita pudieran persistir indefinidamente, incluso aunque éstos tuvieran las mismas tasas de ahorro y de crecimiento de la población.

Los análisis de convergencia realizados desde la óptica del crecimiento endógeno han sido escasos, pero se detallan a continuación. El modelo de William Baumol (1986) analizó 16 países capitalistas desarrollados a partir de las bases de datos de Maddison (1982) y Summers y Heston, (1991), concentrándose más en las características del crecimiento a largo plazo entre dos fechas (1870 y 1979) que en las causas que lo provocaban. Este autor analizó el proceso de convergencia en productividad y en los niveles de renta per cápita

⁴⁹ Barro (1989) demuestra que los modelos endógenos con más de un sector pueden implicar convergencia si la renta inicial de un país está correlacionada con el grado de desequilibrio entre sectores.

ta, encontrando convergencia entre los países analizados, sugiriendo que este proceso, producido durante la post-guerra, reforzaba una tendencia que ya existía desde 1870. Baumol concluyó que los 16 países formaban un «club de convergencia». En la base de datos Penn World Tables de Summers y Heston (1991), encontró evidencias adicionales de convergencia «intra-regional» en economías de planificación central y en países de ingreso medio. Para contrastar sus hipótesis utilizó métodos de regresión, lo cual tuvo mucha influencia sobre los siguientes trabajos realizados en la época.

Sin embargo, existen dos críticas a los resultados de Baumol, relacionadas con la serie de datos utilizada. La primera es que únicamente se produce convergencia desde la Segunda Guerra Mundial. M. Abramovitz (1986), de hecho, comprueba que entre 1870 y 1950, tanto los niveles de productividad como los de renta per cápita tienden a divergir en un número importante de países. La segunda crítica se refiere a que sólo incluye un grupo de economías que se habían industrializado con éxito al final del período muestral, lo que, según de Long (1988), introduce un sesgo a favor de la convergencia. Estudios posteriores utilizaron un mayor número de países, concluyendo que la tesis de convergencia de Baumol exclusivamente se aplicaba a un grupo limitado de países.

Según Maddison (1997), el contraste entre estos dos períodos no ha sido suficientemente reconocido en la nueva literatura, por lo que los resultados son válidos sólo para un período de tiempo limitado. El propio Maddison (1994) había analizado el crecimiento del logaritmo del Producto Interior Bruto per cápita, para una muestra de economías a nivel mundial durante el período 1820-1989, comprobando que la tasa de crecimiento esconde comportamientos no lineales cuando se analizan subperíodos, principalmente a partir de los datos del siglo xx⁵⁰.

Romer (1986, 1987, 1994) estaba interesado en desarrollar una teoría que explicara por qué no todos los países habían conseguido converger a un mismo nivel de renta. Sin embargo, no prestó demasiada atención a las interacciones entre países, ni a la dicotomía entre el líder y el seguidor. Al considerar al progreso técnico como un proceso endógeno, los países seguidores no tendrían muchas posibilidades de obtener sin costes, tecnología del país líder.

Grossman y Helpman, (1989, 1991a, 1994), analizando las dinámicas transicionales del modelo, en su convergencia hacia el estado estacionario, criticaron los resultados obtenidos por MRW (1992), al considerar que la tasa de progreso técnico no es común a todos los países, y que su inclusión en el término de error invalidaba la utilización del método «mínimos cuadrados ordinarios» (MCO), para estimar las ecuaciones de convergencia, pro-

⁵⁰ De acuerdo con este autor, el crecimiento económico se puede explicar por cuatro factores principalmente. El progreso tecnológico; la acumulación de capital físico que lleva incorporado el progreso técnico para conseguir mejorar la producción; la mejora del capital humano (habilidades, educación y métodos de organización); y una mayor integración entre naciones a través del comercio, la inversión y la interacción empresarial e intelectual.

duciendo un sesgo por exceso en los estimadores, al menos de la tasa de ahorro, por estar correlacionada positivamente con el incremento de la productividad⁵¹.

Respecto a la segunda de las corrientes analizadas, *los modelos de crecimiento de corte Keynesiano*, consideraban la demanda agregada como el impulsor fundamental del crecimiento, y a la inversión y la demanda externa y sus determinantes como los factores más importantes que regían dicho proceso. Un aspecto compartido por todos los modelos keynesianos y postkeynesianos era que, aún en situación de competencia perfecta, el libre funcionamiento de la economía de mercado podría generar desequilibrios y desempleo, lo que cuestionaba el carácter automático de los ajustes y de la reabsorción de los desequilibrios. En consecuencia, la conclusión lógica que se infería era las posibilidades que se abrían a la intervención exógena al mercado, con el objetivo de sostener la demanda y promover el crecimiento económico y el empleo (de Mattos, 1999).

Con relación a la convergencia, algunos autores, directa o indirectamente relacionados con esta corriente, entre los que pueden citarse Perroux (1955), Myrdal (1957), Hirschman (1958) o Kaldor (1970), llegaron a la conclusión de que, en ausencia de mecanismos correctores, el libre juego de las fuerzas del mercado conduciría, de forma inexorable, a una intensificación de las desigualdades interregionales (Myrdal, 1957). Se suponía que, en economías de libre mercado, los países más desarrollados tendrían mayores tasas de crecimiento, al tener mayores tasas de inversión, mientras que los mecanismos de ajuste de los mercados de competencia perfecta provocarían un proceso divergente que justificarían la necesidad de intervención estatal. Bajo la influencia de la corriente keynesiana, se trató de planificar el desarrollo regional a través de estrategias como las de industrialización sustitutiva de importaciones o la de los polos de crecimiento, como vías para promover el desarrollo de los territorios periféricos y disminuir la divergencia. Esta planificación estatal debía asentarse en políticas activas, basadas en instrumentos de redistribución espacial de la renta, así como en incentivos fiscales y financieros, subsidios y precios diferenciados, controles, empresas públicas, etc., dando origen a lo que del Río y Cuadrado-Roura (1994) denominaron como la «antigua política regional».

Por consiguiente, teniendo en cuenta las conclusiones radicalmente opuestas a las que llegan los modelos neoclásicos por un lado, y los modelos keynesianos y endógenos por el otro, respecto al proceso de convergencia, su contrastación empírica adquiere relevancia desde el punto de vista académico, ya que puede ser utilizada para determinar el modelo de crecimiento que más se ajusta a la realidad. En este sentido, si el resultado del análisis empírico predice convergencia entre economías, se estaría legitimando el modelo de Solow, mientras que en caso contrario, serán los modelos de crecimiento endógeno y keynesianos. Más allá de su trascendencia teórica, la estimación de la hipótesis de convergencia también tiene una gran importancia desde el punto de vista de la política economi-

⁵¹ Es decir, consideran que la inversión será más alta allí donde el incremento de la productividad es mayor (Destinobles, 2005).

ca, dado que la justificación de la aplicación de políticas activas de desarrollo implementadas desde el sector público depende, en última instancia, de los resultados que se obtengan en los contrastes empíricos. Este es un aspecto de gran trascendencia para la Unión Europea, ya que en la actualidad dedica un tercio de su presupuesto a la política de cohesión económica y social.

II.5. CONCLUSIONES

Las principales críticas que ha recibido el modelo de Solow parten de su consideración de rendimientos decrecientes en el factor reproducible y de la tecnología como un factor exógeno constante e idéntico entre economías.

En el presente capítulo se han introducido dos corrientes alternativas al pensamiento neoclásico, la primera formada por los modelos pertenecientes a las «Teorías de crecimiento endógeno», modelos en su mayoría de oferta, que consideraban endógenas a las variables determinantes del estado estacionario y la ausencia de rendimientos decrecientes del capital como consecuencia de la escala y la acumulación. Estos modelos modificaron la función de producción neoclásica para incluir estas nuevas propiedades, permitiendo que el crecimiento fuera función de factores internos a cada sistema económico, sin necesidad de recurrir a impulsos externos, por lo que cualquier *shock* en el sistema tendría efectos permanentes. La implicación más importante de estos modelos era la justificación de la intervención estatal a través de políticas económicas para alcanzar una senda de crecimiento más elevada. Otra implicación que se extrae del enfoque del crecimiento endógeno es la importancia que adquieren las condiciones de partida del sistema, es decir, el estado inicial, como condicionante de la tasa de crecimiento a largo plazo. Además, se contempla la existencia de equilibrios múltiples y, en consecuencia, de círculos viciosos y virtuosos.

Aunque la endogenización de ciertas variables relacionadas con el crecimiento económico ya había sido reflejada en trabajos como el de Young (1928), respecto a las economías de escala dinámicas en la determinación de rendimientos marginales crecientes, los trabajos de Myrdal (1957), Kaldor (1957) o Arrow (1962) referentes al progreso técnico, o el modelo Ramsey-Cass-Koopmans al considerar la tasa de ahorro como endógena, no es hasta los trabajos de Rebelo (1991) cuando se formalizan estas aportaciones, con la aparición de los modelos «AK», convirtiéndose en la base sobre la que se asentaron las *Teorías de Crecimiento Endógeno* a partir de la década de 1980. Estos modelos explicaban el factor residual a través de la inclusión de nuevos *inputs* acumulables, hasta ese momento ajenos al modelo, como el capital humano o tecnológico y, la incorporación de nuevos elementos como la consideración de rendimientos a escala crecientes o constantes, la competencia imperfecta o la presencia de externalidades.

Entre las principales aportaciones de la corriente endógena sobresalen los trabajos de Romer (1986, 1987, 1994), quien resaltó la interrelación entre el progreso técnico y el crecimiento del capital físico y consideró al conocimiento como un factor de producción más; Lucas (1988), que concede gran importancia al papel que tiene la inversión en capital humano dentro del proceso de crecimiento; Uzawa (1965), Nelson y Winter (1982), Becker, Murphy y Tamura (1990), Jones y Manuelli (1990) o Rebelo (1991), que asumen la tecnología, el capital físico y el capital humano como factores ordinarios; Krugman (1981), que considera al sector industrial con rendimientos marginales crecientes o constantes, mientras que en el sector agrícola sigue teniendo una consideración neoclásica; Aghion y Howitt (1992), al enfocar el progreso técnico desde una perspectiva schumpeteriana de destrucción creativa, donde cada innovación técnica reemplaza a la anterior; Grossman y Helpman, (1989, 1991a y 1994), que crean modelos con competencia monopolística en los que la tasa de inversión en I+D de las empresas genera progreso técnico de forma endógena; Barro (1989), que incorpora el gasto público en la función de producción, con lo que se obtienen rendimientos constantes de escala; Howitt (2000) que se centra en la transferencia de tecnología; o Funke y Strulik (2000) que integran los enfoques de crecimiento endógeno más importantes con el modelo neoclásico.

La segunda corriente de pensamiento analizada estaba integrada por modelos de corte Keynesiano surgidos a raíz de los trabajos de Harrod (1939) y Domar (1947), y que retomaron su protagonismo a partir de los trabajos de Kaldor (1957), Robinson (1962), Pasinetti (1965) o Thirlwall (1979) quienes consideran a la demanda agregada como el impulsor principal del crecimiento económico y a la inversión junto con la demanda externa como los factores más importantes para su consecución. Estos modelos compartían con los anteriores la necesidad de intervención del Estado a través de políticas macroeconómicas.

La segunda parte del capítulo estuvo dedicada al estudio de las relaciones entre las dos corrientes comentadas y la hipótesis de convergencia. Ambos enfoques llegan a la conclusión de que no existe un proceso inevitable de convergencia entre economías. Los modelos de corte keynesiano consideran que en ausencia de mecanismos correctores, el libre juego de las fuerzas del mercado puede conducir, de forma inexorable, a una intensificación de las desigualdades interregionales. En cambio, los modelos endógenos predicen ausencia de convergencia como consecuencia del supuesto de partida de rendimientos constantes o crecientes en el capital y de la consideración de la tecnología como un factor endógeno.

Por consiguiente, la contrastación empírica de la hipótesis de convergencia se ha convertido en un instrumento de gran importancia para validar o rechazar el modelo neoclásico de crecimiento.



**EL DEBATE SOBRE
LA CONVERGENCIA**

III.1. INTRODUCCIÓN

Una de las implicaciones más controvertidas del modelo de Solow ha sido la predicción de convergencia entre economías, debido al efecto conjunto de dos de sus hipótesis de partida, la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el factor reproducible y, la consideración de las variables responsables del estado estacionario como exógenas. Este concepto de convergencia captó la atención de un gran número de investigadores que trataron de demostrar empíricamente su existencia y, en caso afirmativo, calcular la velocidad a la que las economías analizadas se acercaban hacia dicho estado estacionario.

Sin embargo, se ha constatado reiteradamente que las diferencias en el ritmo de crecimiento entre economías se han mantenido en el tiempo, provocando el aumento de las disparidades en el nivel de ingresos, no sólo entre países, sino también dentro de ellos. Estos resultados contradictorios al modelo sembraron la polémica, principalmente a partir de la década de 1980, dando protagonismo a las corrientes alternativas a la neoclásica, lideradas por los modelos de crecimiento endógeno y los modelos postkeynesianos, cuyas conclusiones rechazaban, por distintos motivos, la hipótesis de convergencia.

Investigadores pertenecientes a las distintas corrientes han tratado de llegar a una conclusión definitiva respecto a dicha hipótesis, empleando multitud de métodos económicos, tanto paramétricos como no paramétricos, sin que, por el momento, se haya logrado un consenso, por lo que el debate aún no está cerrado. Pero, más allá del propio análisis, existen dos razones que justifican la gran importancia que tiene estimar correctamente la presencia de convergencia. Desde un punto de vista académico, los resultados obtenidos permitirían determinar qué tipo de modelo se ajusta mejor a la realidad y, al mismo tiempo contrastar su validez empírica (Sala-i-Martin, 1994)⁵². Desde un punto de vista socio-económico, justificaría el papel del Estado en la promoción del crecimiento y la convergencia, a través de políticas económicas de ajuste. No obstante, y con independencia del debate existente, la mayor parte de los gobiernos nacionales y la propia Unión Europea han optado por aplicar una política económica activa, destinada a atenuar las diferencias interregionales a través de incentivos fiscales, gasto público y programas de

⁵² «El estudio empírico de la hipótesis de convergencia se presentaba, pues, como una manera sencilla de decir cuál de los dos paradigmas representaba una mejor descripción de la realidad» (Sala-i-Martin, 2000).

redistribución territorial de rentas, en contradicción, por consiguiente, al enfoque neoclásico⁵³.

Dada la gran relevancia que tiene el estudio de la convergencia, el presente capítulo está organizado de la siguiente forma: en el segundo apartado se describen cinco tipos de convergencia que han sido desarrollados en la literatura para dar respuesta a las distintas críticas que fueron surgiendo a lo largo del tiempo: la convergencia beta absoluta, la convergencia beta condicionada, la convergencia sigma, la convergencia estocástica y los análisis de convergencia basados en modelos de dinámica distributiva. En el apartado tercero se lleva a cabo una revisión de la literatura internacional para las anteriores tipologías y posteriormente, se analizan las contribuciones concernientes al ámbito español, incidiendo, principalmente, en los tres primeros conceptos, ya que son los utilizados en el presente trabajo de investigación para analizar el proceso de convergencia regional española. Finalmente, en el apartado cuarto se presentan las conclusiones más relevantes.

III.2. APROXIMACIONES AL CONCEPTO DE CONVERGENCIA

La idea de convergencia implica movimiento hacia un límite común, en este caso, hacia un nivel común de renta per cápita, lo que implica una disminución progresiva de las disparidades iniciales en los niveles de renta. Sin embargo, la noción de convergencia económica ha ido incorporando a lo largo del tiempo nuevos elementos, con el objeto de fortalecer los resultados obtenidos de la contrastación empírica.

El primer concepto se deduce directamente del modelo neoclásico, como consecuencia de los supuestos iniciales de rendimientos decrecientes en el factor capital y de exogeneidad del resto de variables responsables del estado estacionario, que provocaba un proceso inexorable de convergencia en renta per cápita. Las economías más pobres, al tener una dotación de capital inferior, obtendrían una rentabilidad de la inversión superior a la de las economías ricas, ocasionando una mayor tasa de crecimiento de las primeras y viceversa. Una vez alcanzado el estado estacionario, todas ellas crecerían a una misma tasa constante de progreso técnico, determinada exógenamente. Fue la llamada hipótesis de *convergencia beta absoluta o convergencia clásica*, introducida por Sala-i-Martin (1990) en su tesis doctoral.

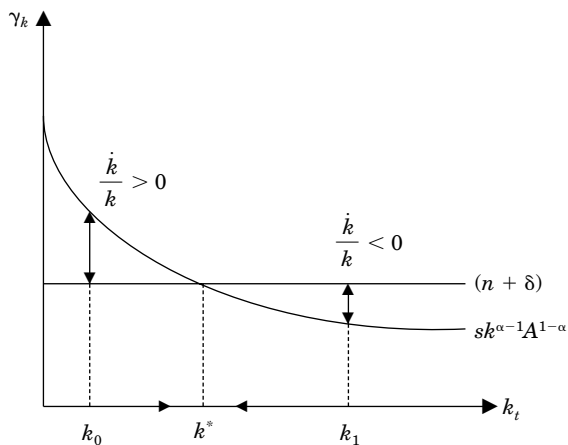
⁵³ Numerosos autores, han tratado de comprobar el impacto de las ayudas comunitarias al desarrollo regional español. Ángel de la Fuente (2003), estima el impacto de los Fondos Estructurales europeos sobre las regiones españolas a través de una función de producción agregada y de una ecuación de empleo con datos de panel para las regiones españolas durante el período 1964-93. Las conclusiones a las que llega, son que «los Fondos Estructurales han contribuido de forma muy significativa al crecimiento de las regiones más pobres, mitigando las diferencias inter-territoriales, y a la convergencia de la economía española en su conjunto hacia los niveles europeos de productividad y bienestar».

Por consiguiente, la noción de convergencia beta absoluta implica que todas las economías tienden a un mismo estado estacionario, lo cual es posible, únicamente, cuando todas ellas presentan idénticos valores en los parámetros del modelo e idénticas preferencias que mantengan constantes dichos valores, lo que supone que todas compartan una misma función de producción. Ello no excluye que puedan surgir desigualdades a corto plazo, provocadas por shocks asimétricos, que afectarían de forma desigual a las distintas economías.

Gráficamente, las economías estarían situadas en distintos puntos de la curva de ahorro, dependiendo del *stock* de capital inicial que tuvieran, y se acercarían a distintas velocidades a un estado estacionario común k^* .

GRÁFICO III.1

CONVERGENCIA BETA ABSOLUTA EN EL DIAGRAMA DINÁMICO DE SOLOW



Se puede observar cómo existe una tendencia con rendimientos decrecientes, de modo que, a medida que aumenta el *stock* de capital, se van obteniendo menores tasas de crecimiento de la acumulación de este factor, ya que el ahorro/inversión se destinará en mayor proporción a cubrir la depreciación del mismo, disminuyendo la creación de nuevo capital. Finalmente, en k^* todo el ahorro se destina a mantener la capacidad productiva, desapareciendo el incremento de k .

Empíricamente, la construcción de esta hipótesis exige estimar un modelo que permita medir la relación negativa entre las tasas de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de dicha variable. Para ello, como ya se comentó en el capítulo primero, es nece-

sario analizar la dinámica de las funciones, no lineales, de acumulación de capital y de renta per cápita alrededor del estado estacionario, utilizando aproximaciones log-lineales, de forma que estas funciones se conviertan en lineales en torno a dicho estado. Para contrastar la presencia de convergencia beta absoluta, partimos de la ecuación en términos per cápita [I.79]:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \quad [III.1]$$

$$+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \right] - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{i0}) + u_{it}$$

Aunque la mayoría de las veces, se ha utilizado una ecuación simplificada:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = a - b \ln(y_{i0}) + u_{it} \quad [III.2]$$

donde el intercepto a estaría agrupando todas las variables responsables del estado estacionario y la de pendiente b permitiría calcular la velocidad de convergencia.

$$a = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \right. \\ \left. - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \right], \quad [III.3]$$

$$b = (1 - e^{-\beta\tau}), \quad [III.4]$$

o bien, una variante de [III.2] utilizada inicialmente por Barro y Sala-i-Martin (1990, 1991, 1992a):

$$\left(\frac{1}{T} \right) \ln \left(\frac{y_{it}}{y_{i0}} \right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta\tau}}{T} \right) \ln(y_{i0}) + u_{it} \quad [III.5]$$

donde β es la velocidad de convergencia hacia el estado estacionario.

Los resultados a los que llegan la mayoría de los estudios de convergencia absoluta son sorprendentemente similares, con una velocidad de convergencia estable y uniforme de aproximadamente el 2% anual, lo que estaría demostrando un proceso lento pero sostenido de convergencia⁵⁴. Según Barro y Sala-i-Martin (2004) la coincidencia en el valor obtenido constituye una evidencia de la validez del modelo neoclásico y, por ende, contraria a los modelos de crecimiento endógeno. Sin embargo, los análisis basados en datos de panel encuentran tasas de convergencia beta muy superiores (Islam, 1995; Evans, 1997; Caselli *et al.*, 1996), apoyando aún más la validez de dicho modelo.

⁵⁴ Serían necesarios 35 años para reducir a la mitad el diferencial en la renta per cápita entre el país rico y el país pobre.

El segundo concepto de convergencia surge a raíz de las críticas recibidas por la convergencia beta absoluta, motivadas por tres razones: la primera, porque las estimaciones realizadas para contrastar la hipótesis de convergencia no tenían en cuenta las diferencias entre países con respecto al nivel inicial de tecnología, la tasa de ahorro, tasas de crecimiento de la población y la tecnología. La segunda razón era consecuencia lógica de la aparición de los citados modelos de crecimiento endógeno, al considerar que los rendimientos marginales en el factor reproducible podían no ser decrecientes. Modelos como los de Romer (1986, 1987, 1990), Lucas (1988) o Grossman y Helpman (1991a), demostraron que el crecimiento podía ser un factor endógeno al sistema, convirtiéndolo en un proceso particular de cada economía y por consiguiente, aunque pudiera ocurrir de forma casual, en general, no cabría esperar que los distintos países o regiones mostraran una tendencia a converger en sus niveles de renta. La tercera razón se debía al perfeccionamiento de las bases de datos internacionales, que arrojaban resultados que parecían desestimar la hipótesis de convergencia para un amplio número de países, por lo que la existencia de un mundo con distintos niveles de desarrollo se presentaba como un apoyo a las teorías de crecimiento endógeno, frente a los modelos de corte neoclásico, dando origen a esta nueva línea de investigación. Sin embargo, los trabajos de Sala-i-Martin (1990), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a y 1992b) o MRW (1992) reabrieron la polémica sobre la convergencia al demostrar que, del modelo de Solow, no se derivaba convergencia absoluta entre todas las economías⁵⁵, sino sólo entre aquellas con características económicas e institucionales similares, fundamentalmente en términos de tasas de inversión en capital físico y humano. A este tipo de convergencia se la denominó *convergencia β condicionada*.

Ello significaba que las estimaciones realizadas para contrastar la hipótesis de convergencia a partir del modelo de Solow, habían incurrido en un error importante, el no tener en cuenta las diferencias iniciales entre países con respecto al nivel de tecnología, la tasa de ahorro o inversión, tasas de crecimiento de la población o tasa de crecimiento de la tecnología. Basándose en esta distinción, se presentó una abundante evidencia empírica que trataba de detectar las variables que afectaban a la formación de los distintos estados estacionarios. De esa forma, tomando como base el modelo de Solow, el estado estacionario dependería de las variables exógenas tradicionales y, de otro grupo de variables no contempladas directamente en el modelo⁵⁶, como el capital humano (MRW, 1992; Barro y Lee, 1996)⁵⁷ o variables de tipo cualitativo que trataban de reflejar el comportamiento del mercado y su regulación por parte del sector público (Gwartney, Lawson y Block, 1996), el gra-

⁵⁵ MRW afirman que el modelo de Solow no predice convergencia entre países, sino del ingreso per cápita de cada país hacia su propio nivel de equilibrio.

⁵⁶ Estos modelos buscaban variables que fueran significativas y que, en el modelo original, entraban formando parte del término de error, lo que podría producir sesgo en los parámetros estimados.

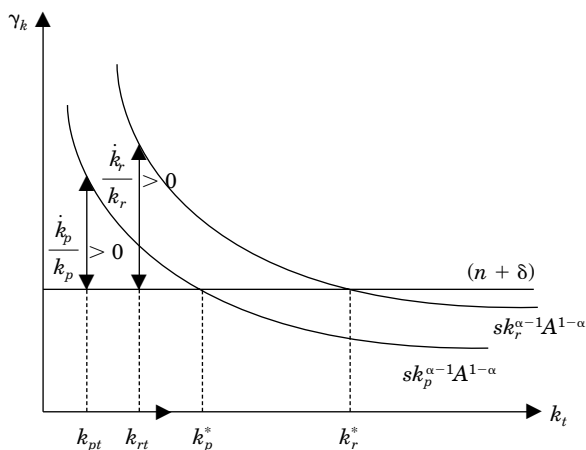
⁵⁷ A través de variables proxy como el porcentaje de población en edad de trabajar que cursaba estudios secundarios (MRW, 1992) o el número medio de años de escolarización de la población mayor de 25 años (Barro y Lee, 1996).

do de corrupción o el grado de apertura al comercio internacional a través de la tasa de crecimiento del comercio (Sachs y Warner, 1997), la sofisticación financiera (Levine y Zervos, 1993) o la variabilidad en el crecimiento de las inversiones (Ramey y Ramey, 1995), entre muchas otras. De hecho, Barro (1991)⁵⁸ o Levine y Renelt (1992)⁵⁹, señalan más de 50 variables utilizadas en este tipo de análisis.

Gráficamente, la convergencia beta condicionada se podría representar de la siguiente forma:

GRÁFICO III.2

CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA EN EL DIAGRAMA DINÁMICO DE SOLOW



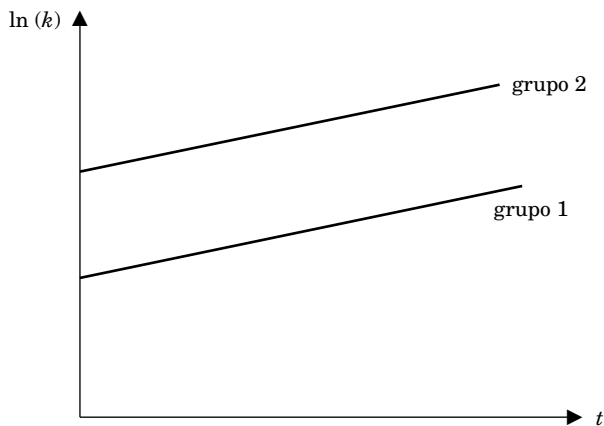
Cada economía puede situarse en distintas curvas de depreciación y de ahorro, dependiendo del valor que tengan sus variables exógenas tradicionales. En el gráfico [III.2], para simplificar, se han supuesto idénticas tasas de crecimiento de la población, depreciación del capital y nivel de tecnología mientras que se permiten diferentes tasas de ahorro. En este ejemplo, existen dos estados estacionarios (k_p^* y k_r^*) pertenecientes a dos grupos de países, los ricos y los pobres, de modo que la velocidad de convergencia dependerá de la distancia a la que se encuentre cada grupo de su propio estado estacionario en el mo-

⁵⁸ Las variables introducidas por Barro para condicionar el estado estacionario fueron: las tasas de escolarización secundaria y primaria, el consumo público, una medida de dispersión de precios de inversión, el número de revoluciones y golpes de Estado y el número de asesinatos.

⁵⁹ En Levine y Renelt (1992), se puede ver un resumen de los resultados obtenidos con algunas de las variables propuestas para utilizar un test de límites extremos (*extreme bounds test*) que permite comprobar la robustez de estas variables.

mento de realizar el análisis. En el gráfico se puede apreciar cómo los países ricos tienen tasas de crecimiento mayores que los pobres al estar más alejados de su estado estacionario. En este caso, existe un proceso de convergencia beta condicionada, puesto que la tasa de crecimiento de cada grupo de países está inversamente relacionada con la distancia que separa su nivel de renta per cápita en un momento dado, de su nivel de renta de equilibrio. Una vez alcanzado dicho equilibrio, las economías seguirían creciendo a la tasa de crecimiento de la tecnología, determinada exógenamente según el modelo de Solow, por lo que las distancias entre distintos grupos se mantendrían indefinidamente, a no ser que cambiaran las variables condicionantes del estado estacionario. El gráfico [III.3] muestra esta afirmación.

GRÁFICO III.3

SENDAS DE CRECIMIENTO EN EL ESTADO ESTACIONARIO

Otro aspecto que es necesario tener en cuenta es que las variables condicionantes del estado estacionario se encuentren previamente en una situación de equilibrio, de forma que no condicionen la estabilidad del modelo. La velocidad de convergencia hacia un estado estacionario sólo puede interpretarse como tal si previamente el nivel de ahorro (tanto en capital físico como humano) ya ha alcanzado su propio nivel de equilibrio.

Respecto a las ecuaciones utilizadas para contrastar la hipótesis de convergencia beta condicionada se pueden agrupar en tres categorías. El primer tipo parte de la ecuación [III.2], pero permitiendo a cada economía tener distintas tasas de crecimiento de la población, tasas de depreciación, de ahorro o de progreso técnico, incluso, distintos niveles de tecnología al principio del período. La ecuación a estimar sería la siguiente.

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_{i0}) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \quad [III.6]$$

$$+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_i) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_i + g_i + \delta_i) \right] - (1 - e^{-\beta\tau}) \log(y_{i0}) + u_{it}$$

El segundo tipo de ecuaciones, empleadas en una gran cantidad de estudios de convergencia, ha optado por incluir, en la ecuación general de convergencia beta condicionada, una serie de variables explicativas que no están incluidas directamente en el modelo de Solow y que pueden influir en el nivel de renta del estado estacionario. Este tipo de ecuaciones recibió el nombre de «regresiones a la Barro» (Barro, 1991) y toman la siguiente forma:

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = a - b \ln(y_{i0}) + \varphi X_{i0} + \varepsilon_{i0t}, \quad [III.7]$$

donde a agruparía a todas las variables tradicionales responsables del estado estacionario, b permitiría calcular la velocidad de convergencia y el vector agruparía las nuevas variables propuestas, que determinarían el estado estacionario de las economías, sin preocuparse de cómo se integran en el modelo de crecimiento. Este tipo de ecuaciones trata de extraer del término de error, variables explicativas que han mostrado ser significativas en estudios previos o en la teoría económica, ya que supuestamente, están correlacionadas con el nivel inicial de renta, lo que introduce un sesgo en el coeficiente b estimado (Sala-i-Martin, 1994)⁶⁰. La lista de variables explicativas que capturan las diferencias en los estados estacionarios es muy amplia pudiendo variar entre economías y a lo largo del tiempo.

Un caso concreto ya mencionado en el capítulo primero, es el modelo propuesto por MRW (1992), que amplía el modelo de Solow con una tercera variable, el capital humano. La ecuación [III.1] ampliada con capital humano alrededor del estado estacionario, puede ser representada por la siguiente función en términos por cápita:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + \quad [III.8]^{61}$$

$$+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h) - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) \right] -$$

$$- (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{i0}) + u_{it}$$

⁶⁰ Si los parámetros estimados del vector X_{i0} eran encontrados significativos, entonces los estados estacionarios diferirían entre dichas economías demostrándose la existencia de convergencia beta condicionada, en caso contrario, la convergencia sería absoluta (de la Fuente, 1997). En este sentido, se estaría demostrando que la ecuación de convergencia absoluta estaría mal especificada, y sus estimadores serían erróneos.

⁶¹ MRW (1992) estiman una ecuación en términos por trabajador efectivo, por lo que no reflejan las diferencias individuales y temporales producidas por el progreso técnico. La ecuación desarrollada por estos autores fue:

$$\ln(\hat{y}_{it}) = \ln(\hat{y}_{i0}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h) - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) \right] -$$

$$- (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(\hat{y}_{i0}) + u_{it}$$

donde la variable dependiente representa la variación del ingreso per cápita, $\ln(y_{i0})$ es el logaritmo de la renta per cápita al inicio del período, $\ln(s_{it})$ es el logaritmo de la tasa de inversión o tasa de ahorro media del período, es el porcentaje de población en edad de trabajar que está en educación secundaria⁶² y n el crecimiento medio en el período, de la población en edad de trabajar. Respecto a la tasa de depreciación (δ) y la tasa de crecimiento de la tecnología (g), son asumidas por MRW como invariables entre países y constantes, cuya suma es igual a $(\delta + g) = 0,05$.

Los resultados obtenidos por MRW muestran que la inclusión del capital humano en el modelo en términos por trabajador efectivo, provoca una ralentización de la velocidad de convergencia y, afecta los coeficientes responsables del estado estacionario, aumentando el valor de n al estar afectado por la participación del capital humano sobre el producto y de s . Además, demuestra que la educación, junto con la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la población estarían explicando en un alto porcentaje las diferencias entre países en renta per cápita. Asimismo, encuentran correlación entre la renta inicial de cada país con s y n , lo que coincidía con la realidad ya que los países más pobres tienden a ahorrar menos y presentan tasas de crecimiento de la población mayores. En estas circunstancias, la exclusión de s y n , en cualquier modelo de convergencia presentaba todos los problemas asociados a la omisión de variables explicativas relevantes que están correlacionadas con alguna de las variables incluidas, en este caso la renta inicial, de manera que el parámetro de pendiente estimado estaría sesgado. Sin embargo, esta correlación desaparecía cuando la muestra se reducía a los 22 países más ricos, por lo que concluyeron que el coeficiente b no se encontraba sesgado, o lo estaba en menor medida, al estimar la ecuación de convergencia absoluta para este grupo de países. Por el mismo motivo, la exclusión del capital humano en los modelos de convergencia provocaría sesgo en los estimadores de s y n , al estar correlacionada positivamente con el primero y negativamente con el segundo.

Una tercera forma de estimar la presencia de convergencia condicionada, menos extendida que las anteriores, consiste en agrupar a las economías que supuestamente comparten el mismo estado estacionario, los llamados grupos de convergencia (Baumol, 1986), como, por ejemplo, países de la UE, o regiones de un mismo país, estimándose una ecuación de convergencia absoluta para cada grupo de economías similares (Barro y Sala-i-Martin, 2004). Escot y Galindo (2000) realizan este análisis a nivel mundial, a partir de la base de datos Summers y Heston (1991) para el período 1960-1989, clasificando los países en grupos homogéneos (denominados clubes) y demostrando que existen evidencias de convergencia absoluta dentro de cada club.

Sin embargo, este nuevo concepto de convergencia tampoco consiguió cerrar el debate debido, en primer lugar, a que desvirtuaba el concepto tradicional de convergencia beta como *catching-up* entre distintas economías, por lo que los resultados estarían mos-

⁶² Se han empleado multitud de variables proxy para estimar el capital humano, como por ejemplo la tasa de matriculación de la población en edad de trabajar media del período, los salarios industriales frente al resto de salarios, el porcentaje de la población ocupada con estudios medios y superiores, etc.

trando que, en caso de existir convergencia entre unidades territoriales, no sería hacia un mismo estado estacionario, sino a distintos niveles de renta de equilibrio, lo que podría ser poco informativo (Islam, 1995, Durlauf y Quah, 1998 o Goerlich, 2000). Por otra parte, la coincidencia encontrada en la velocidad de convergencia (2% por año), también ha sido motivo de crítica (Lee, Pesaran y Smith, 1997 o Pesaran, Shin y Smith, 1998). Ésta, lejos de ser una prueba de la ineficacia de las políticas públicas, empezó a ser considerada como muestra de los importantes defectos de la metodología empleada. Sin embargo, la introducción de heterogeneidad en esta componente ocasionaría todavía mayores problemas de interpretación del proceso de convergencia beta (Goerlich, 2000). Quah (1996a) examina la estabilidad de la que llamó «tasa mágica de convergencia» del dos por ciento encontrada en la literatura y concluye que la existencia de raíces unitarias en las series⁶³ podría explicar esta estabilidad del coeficiente. En tercer lugar, Leung y Quah (1996) demuestran que los parámetros estimados mediante regresiones de sección cruzada son inconsistentes, debido a la omisión de variables significativas, correlacionadas con el nivel de renta al principio del período, aspecto que será abordado en detalle en la segunda parte del presente trabajo de investigación⁶⁴. En cuarto lugar, Quah (1993a y 1996a) considera que la relación existente entre la «convergencia beta» del enfoque de Barro y Sala-i-Martin (1992a) y el fenómeno de estudio es análoga a la relación existente entre la observación empírica de padres altos con hijos bajos y padres bajos con hijos altos, por un lado, y la distribución de las alturas en una población por el otro, conocida como la «falacia de Galton». De esta manera, el hecho de que economías pobres tiendan a presentar tasas de crecimiento mayores que economías ricas (convergencia beta) no significa necesariamente que la distribución de los ingresos per cápita de las economías analizadas tienda a igualarse con el paso del tiempo. En la demostración de Quah (1993a) queda claro que la existencia de convergencia beta es consistente con una varianza constante de la distribución entre economías e, incluso, con una varianza creciente, es decir, que los países no se dirijan hacia una convergencia condicionada sino hacia lo que el propio Quah denominó, un modelo «Twin Peaks» o dicho de otra forma, una bipolarización en dos grupos, conclusión ésta a la que también llegan Chatterji (1992) o Marcet (1994). Una crítica más de Quah es que los coeficientes de una regresión de corte transversal no son informativos acerca de la dinámica de la distribución, sino que representan el comportamiento promedio.

Los estudios sobre la detección de clubes de convergencia han incluido tanto modelos deterministas como estocásticos para especificar los factores que explican el comportamiento de los distintos grupos heterogéneos. Chatterji (1992) demostró que la existencia de convergencia- β no necesariamente implicaba un proceso *catch-up* entre países. En su

⁶³ Una serie temporal generada a partir de un proceso autorregresivo de orden uno (es decir, $y_{it} = by_{it-1} + u_{it}$), se dice que contiene una raíz unitaria cuando es un proceso estocástico o aleatorio no estacionario. Por tanto, $|b| = 1$ y su varianza no es constante, condición necesaria para que el proceso sea estacionario.

⁶⁴ Otra posible explicación fue dada por Romer (1987), quien relacionó la estabilidad en el coeficiente estimado de pendiente a la existencia de externalidades asociadas a la acumulación de capital físico, aunque muchos piensan que dichas externalidades no son suficientes para provocar rendimientos crecientes en el capital.

análisis, detectó dos clubes de convergencia en una muestra de 109 países, siendo EE.UU. el líder. Ben-David (1994) propuso la convergencia local, dividiendo en 3 grupos a los países del mundo. Durlauf y Johnson (1992) mostraron que la utilización de variables de control en estimaciones de convergencia beta genera equilibrios múltiples. Quah (1996c) propuso dos modelos que explicaban la existencia de clubes de convergencia, una formación de coaliciones endógenas y la generación de distintas dinámicas de convergencia (incluidas la polarización y la estratificación), que dependían de las características iniciales de la distribución. De esa forma, las economías más ricas tenderían a converger hacia las economías de riqueza media y los más pobres hacia los de pobreza media, mostrando el mencionado proceso de bipolaridad en la distribución. La convergencia se mantiene dentro del grupo pero no entre los grupos. En el ámbito español, se pueden citar los trabajos de Raymond y García-Greciano (1994), Mas *et. al.* (1994, 1995), de la Fuente (1997, 2002a), Bajo-Rubio (1998), García-Greciano y Raymond (1999); Bajo-Rubio *et al.* (1999); de la Fuente y Freire (2000), entre otros, que incluyen variables adicionales en la ecuación de convergencia, interpretadas como diferencias en el estado estacionario, llegando también a la conclusión de que son significativas. De la Fuente (2002a), estima variables dummies para las Comunidades Autónomas españolas y para los países de la OCDE representativas de su estado estacionario, lo que le permite llegar a la conclusión de que persisten importantes disparidades entre países y regiones. Martín-Mayoral y Garcimartín (2000) detectan, de forma expresa, cuatro clubes de convergencia a nivel regional, realizando un análisis temporal para detectar los diferentes estados estacionarios y las diferentes velocidades de convergencia a los mismos.

El tercer concepto de convergencia surge por parte de los defensores del análisis tradicional, con el objetivo de contrarrestar estas críticas, complementando el análisis económico de corte transversal que conducía a la estimación del coeficiente β con un análisis de la evolución, a través del tiempo, de las disparidades en la distribución de ingresos per capita, recibiendo el nombre de *Convergencia sigma*. Sala-i-Martin (1996a y 1996b) argumenta que este nuevo concepto permite analizar el fenómeno de la convergencia desde el punto de vista de la dinámica de la distribución, pudiendo determinar su tendencia a la concentración, complementando las estimaciones del coeficiente beta con el análisis de la movilidad existente dentro de dicha distribución.

Tradicionalmente, la hipótesis de convergencia sigma ha sido contrastada a través de indicadores de dispersión, como el coeficiente de variación, la desviación típica o la varianza del logaritmo de la renta per cápita. En este sentido, se considera que existe convergencia sigma cuando se produce una disminución de la varianza (o la desviación típica) del logaritmo de la renta per cápita.

$$\sigma_t^2 = (1/N) \sum_{i=1}^N [\ln(y_{it}) - \mu_t]^2, \quad [\text{III.9}]$$

donde μ_t es la media muestral de $\ln(y_{it})$.

Para determinar la evolución en el tiempo de σ_t^2 , se parte de la ecuación [III.2] y pasando al segundo miembro $\ln(y_{it})$ se obtiene:

$$\ln(y_{it}) = a - (1 - b) \ln(y_{i0}) + u_{it}, \quad [\text{III.10}]$$

Por consiguiente, la ecuación en diferencias de primer orden que muestra la evolución en el tiempo de σ_t^2 será:

$$\sigma_t^2 \cong (1 - b)^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_{u_t}^2, \quad [\text{III.11}]$$

Esta ecuación será estable siempre que $(1 - b)^2 < 1$, para lo cual será necesario que se cumpla que $0 < b < 1$ es decir, que exista convergencia beta. De ese modo, para que se produzca convergencia sigma, es necesario que previamente exista un proceso de convergencia beta, es decir, será necesario que las economías más pobres crezcan más deprisa que las ricas, de forma que se reduzca la dispersión entre ellas. Sin embargo, como destacó Quah, (1993b), ésta no es una condición suficiente para que se de un proceso de convergencia sigma.

Otro aspecto que es necesario destacar es que las medidas de dispersión habitualmente utilizadas en los análisis de convergencia sigma presentan fuertes limitaciones debido a dos motivos principalmente, el primero, porque no permiten ponderar las economías por su población o por su nivel relativo de renta y el segundo, porque no es posible detectar la dinámica de los países, regiones o provincias en el proceso de convergencia, ni los factores responsables de dicha dinámica. Por ese motivo, los análisis de convergencia sigma han ido incorporando nuevos indicadores más informativos, entre los que se encuentran los índices de desigualdad de la renta aplicados al ámbito espacial.

Este intento de salvar el enfoque clásico de la crítica de Quah, sin embargo, no fue suficiente ya que Quah (1996c) o Desdoigts (1999), argumentan que el estudio de convergencia sigma aplicado a la distribución de ingresos es insuficiente para realizar un análisis satisfactorio de la convergencia, al no tener en cuenta la movilidad de las economías en términos de sus factores internos. Por ejemplo, puede encontrarse convergencia sigma mientras se está produciendo un proceso de estratificación, en el cual la desviación estándar se reduce a través del tiempo pero las economías analizadas están convergiendo a dos grupos distintos. Esta formación de «clubes de convergencia» no podía ser detectada con el enfoque clásico, poniendo de manifiesto la importancia de intentar analizar la evolución de la distribución completa de los ingresos per cápita entre distintas economías.

Estas críticas dieron lugar a nuevos conceptos de convergencia que trataron de capturar la dinámica de dicho proceso. Uno de ellos fue la llamada *convergencia estocástica* (Bernard y Durlauf, 1991, 1995), basada en análisis longitudinales⁶⁵, cuyo objetivo era pro-

⁶⁵ La diferencia con el concepto de convergencia beta propuesto por Sala-i-Martin (1990) o Barro y Sala-i-Martin (1991), es que éste se basa en análisis transversales con el fin de demostrar la existencia de correlación negativa entre el valor inicial de la variable de estudio y el crecimiento de dicha variable.

bar la estacionariedad de las series temporales, a través de contrastes de raíz unitaria o de cointegración de las distancias entre rentas per cápita. Para ello se utilizaron métodos de contrastación de hipótesis, como el de Dickey y Fuller (1979) el Dickey y Fuller aumentado (1981), Philips y Perron (1988) o Ng y Perron (1999) entre otros, donde la hipótesis nula estaría demostrando la no estacionariedad de las series, es decir, la presencia de raíz unitaria, mientras que la hipótesis alternativa demostraría la estacionariedad de la serie, es decir, la existencia de convergencia estocástica. Bajo este enfoque, la convergencia estocástica implica que las diferencias en renta per cápita entre dos economías (i y j) no pueden contener tendencias estocásticas, es decir, que el pronóstico a largo plazo de la renta per cápita de estas economías sea el mismo en un momento determinado de tiempo t , dado un conjunto de informaciones en el momento actual I_t . Por consiguiente, este proceso debe cumplir la siguiente condición:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E(y_{it+T} - y_{jt+T} | I_t) = 0, \quad \text{[III.12]}$$

Asimismo, para un panel de economías, existirá convergencia estocástica si la diferencia entre la renta per cápita del líder y aquella de cada uno de los países restantes, sigue un proceso estacionario de media cero y varianza constante.

Sin embargo, este concepto de convergencia trata de demostrar la presencia de una relación de equilibrio entre las rentas per cápita de un conjunto de economías observada, pero no muestra si existe un proceso de convergencia de las economías hacia su estado estacionario, ni permite determinar las variables responsables del estado estacionario, y su contribución al mismo⁶⁶. Dado que estos aspectos han sido considerados como un eje central en la presente investigación, hemos optado por excluir los análisis de convergencia estocástica.

Otra metodología de análisis de la convergencia que ha surgido en los últimos años ha estado basada en la utilización de métodos no paramétricos principalmente, con el objeto de identificar la forma y los cambios en la función de distribución de ingresos, además de detectar otras dimensiones de la disparidad de las rentas, como son, la concentración, la persistencia, o la polarización⁶⁷, que no podían ser detectados a partir de estimaciones

⁶⁶ Una limitación más en este tipo de análisis, viene dada por problemas de correlación entre la renta al principio del período y el término de error, que produce sesgo en los coeficientes estimados.

⁶⁷ En la literatura económica, se han utilizado una variedad de conceptos como polarización de la desigualdad, concentración o convergencia, de forma indistinta, lo que puede llevar a equívoco (Sala-i-Martin, 1996a), ya que cada uno de ellos define una dimensión específica de la disparidad o un proceso específico de cambio en la distribución espacial del ingreso. El término disparidad engloba esas tres dimensiones, de modo que la disparidad en los indicadores de ingreso per cápita estaría relacionada con el proceso de *convergencia*; la disparidad asociada a las tendencias en los indicadores agregados de renta estaría relacionada con el proceso de *concentración* (si las observaciones tienden a concentrarse en varios grupos entonces se estaría produciendo un proceso de polarización); y la *persistencia* en las condiciones de disparidad se centraría en la actuación de cada unidad territorial a lo largo del tiempo para mejorar sus condiciones. Estas tres dimensiones de la disparidad posibilitan un mejor entendimiento de los cambios espaciales observados, lo que puede contribuir a un mejor diseño de las políticas de redistribución regional de renta. Sin embargo, los análisis sobre concentración y persistencia, llevan implícitos un tipo de información más específico que permite ver los cambios en la distribución de los ingresos.

de sección cruzada. Los estudios de convergencia sigma y beta muestran de forma limitada estas dimensiones, por lo que sería necesario complementarlos con estudios de la dinámica distributiva, inicialmente propuestos por Quah (1996b), y en los últimos años ha captado el interés de un creciente número de investigadores en el campo de la convergencia. Son los llamados *análisis de dinámica distributiva*, y permiten analizar la normalidad de los datos económicos, comprobando si la distribución es unimodal o multimodal, si se presentan asimetrías o alisamientos en los datos, rasgos que pueden ser de gran trascendencia en la dinámica de los procesos de convergencia y que quedaban ocultos en las estimaciones paramétricas.

Los modelos de dinámica distributiva, utilizados para contrastar la convergencia económica, estudian la distribución de la renta per cápita entre unidades económicas en un período de tiempo determinado, a través de su función de densidad y su evolución a lo largo del tiempo, con el objeto de explicar las fuerzas que hay detrás de la interacción entre economías y la formación de grupos en el crecimiento económico. Otra ventaja de estos modelos es que permiten conocer la evolución en la forma y otras características externas de la distribución, en períodos de tiempo diferentes y, lo que es más importante, permiten analizar la dinámica intra-distribución, es decir, detectar las fuerzas que explican el comportamiento individual de las economías que transitan de una parte a otra de la distribución, formando o disolviendo grupos, los cambios producidos en el ranking y la distancia atravesada cuando dichos cambios ocurren.

Los modelos más simples de dinámica distributiva utilizan una ecuación estocástica diferencial para describir la evolución de la secuencia de las distribuciones. En este sentido, si $F_t(y)$ es la función de distribución de probabilidad del ingreso entre países en el momento t , la probabilidad de que la variable ingreso (y) tome un valor entre $-\infty$ y cierto valor y vendrá dada por la siguiente expresión:

$$F_t(y) = \lambda_t((-\infty, y]), \quad [\text{III.13}]$$

La ecuación estocástica de diferencia que describiría la dinámica distributiva podría ser una ecuación autorregresiva de primer orden, AR(1), como la descrita a continuación:

$$\lambda_t = T^*(\lambda_{t-1}, u_t), \quad [\text{III.14}]$$

Donde u_t sería una secuencia de las perturbaciones, y T^* sería un operador que describiría el producto cartesiano de las medidas de probabilidad con perturbación con las medidas de probabilidad. A este respecto, el aspecto más importante de la estimación de la ecuación [III.14], es conocer la estructura de T^* , ya que permite cuantificar todos los aspectos que definen dinámicas de la distribución necesarios para el análisis de la convergencia. Para ello, es necesario conocer la función impulso-respuesta de T^* , igualando a cero y ejecutando la ecuación diferencial. En este sentido, si la ecuación diferencial tiende a un punto determinado, cuando $t \rightarrow \infty$, entonces se produciría convergencia en los ingresos de los países, mientras que si tienden a una medida de dos puntos, entonces mostrarían una po-

larización entre países. La estratificación en diferentes clubes de convergencia se manifestaría cuando $F_{\lambda}(y)$ tiende a una distribución multimodal. El operador T° también contiene información sobre las dinámicas intra-distribución, permitiendo cuantificar la probabilidad de que la economía pobre alcance a la rica.

Otra forma de representar la dinámica interna de una función de densidad es a través de cadenas de Markov, introducidas en el análisis de convergencia por Quah (1993a, 1993b), cuya metodología estadística consiste en estimar una función de densidad $f(y_{it})$ en el período t , de la renta per cápita y_{it} observada en i regiones, donde $i = 1, \dots, N$. El modelo dinámico supone que $f(y_{it})$ sigue un proceso autorregresivo de primer orden:

$$f(y_{it}) = M_{ij}f(y_{it-1}), \quad [\text{III.15}]$$

Segmentando $f(y_{it})$ en K intervalos, la ecuación [III.15] puede ser transformada en un proceso de Markov donde M_{ij} es la matriz de probabilidades de transición que sintetiza todos los movimientos internos de la distribución de la variable renta per cápita y permite hacer inferencias sobre el comportamiento asintótico de la función de densidad. Cada elemento de la matriz M_{ij} , denotaría la probabilidad de que una región perteneciente al grupo j en el momento t se desplace al grupo i en el momento $t + 1$.

El desarrollo empírico de la dinámica distributiva se escapa del objetivo del presente trabajo, no obstante, hemos creído importante hacer una breve reseña de la misma, con el interés de ser tomada en cuenta en estudios posteriores.

III.3. REVISIÓN DE LA LITERATURA DE CONVERGENCIA

A mediados de la década de 1980, comienzan a utilizarse métodos de regresión múltiple para calcular la influencia de una serie de variables sobre el crecimiento del PIB. Entre otros, se pueden citar los trabajos de Landau (1984) y Baumol (1986), que agruparon las distintas economías según su nivel de renta, demostrando la existencia de una relación inversa entre el nivel inicial de renta y su tasa de crecimiento, llegando a la conclusión de que afectaba únicamente a países desarrollados. Dowrick y Nguyen (1989) incluyen entre las variables explicativas, además de la renta al principio del período, las tasas de crecimiento del capital y del trabajo para explicar la tasa de crecimiento del PIB en países de la OCDE, obteniendo un coeficiente de pendiente negativo, lo que interpretaron como un acercamiento tecnológico hacia el país líder. Abramovitz (1986) llega a la misma conclusión para un período más largo (1870-1979) y Baumol (1986), utilizando los mismos datos, llega a la conclusión de que existe convergencia en niveles de productividad únicamente para países ricos. Baumol y Wolff (1988) emplean una serie temporal más corta para evitar posibles errores de medición en los datos utilizados, Sin embargo, de Long (1988), critica

los resultados de Baumol señalando que la muestra elegida por éste sólo contenía países ricos, lo que provocaba un «sesgo de selección», además de errores de medidas motivados por series de datos incompletas. Al introducir una muestra de países más amplia⁶⁸, de Long encuentra que la convergencia se reduce, y que al corregir los errores de medida, la convergencia desaparece.

A principios de la década de 1990, varios autores trataron de justificar la validez de los resultados del modelo de Solow en contra de los modelos de crecimiento endógeno a través de análisis de convergencia beta absoluta. Los primeros trabajos, basados en regresiones de sección cruzada, fueron realizados por Sala-i-Martin (1990) y Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a), a partir de la ecuación [III.5] expresada en términos por trabajador efectivo, constituyendo la piedra angular del resurgimiento del modelo neoclásico. Las conclusiones obtenidas por estos autores, revelan ausencia de convergencia beta absoluta cuando se estiman muestras amplias de países.

La linealización del logaritmo de la renta en *términos per cápita* al principio del período de crecimiento, como medida de la distancia al estado estacionario, fue desarrollada inicialmente por MRW (1992) y posteriormente fue extensamente utilizada en trabajos como los de Cohen (1995), Islam (1995), Sala-i-Martin (1996a), Nonneman and Vanhoudt, (1996), Brumm, (1996), Lee, Pesaran y Smith (1997), o Temple (1998) entre otros. Su principal ventaja es que permiten la predicción no sólo del signo, sino también de las magnitudes de los coeficientes del modelo de convergencia, ya que cada variable es remunerada por su producto marginal.

Sala-i-Martin (1994), a partir de la base de datos de Summers y Heston (1988), presenta un resumen de los resultados empíricos, llegando a la conclusión de que no existe *convergencia beta absoluta* en la muestra global para el período 1960-1990, pero sí condicionada y a una velocidad de convergencia del 2% anual. Cuando analiza los países de la OCDE, sin embargo, sí encuentra convergencia beta absoluta con idéntica velocidad de convergencia. Finalmente, las regiones de las economías más ricas muestran ambos tipos de convergencia y a la misma velocidad. MRW (1992), demuestran que no existe convergencia beta absoluta entre los países no petroleros y los intermedios, lo que significa que no existe una tendencia entre los países más pobres a crecer más deprisa que los ricos. Este resultado confirma los obtenidos por otros autores como Romer (1987a) o de Long (1988). Sin embargo, entre los países de la OCDE sí encuentran una tendencia significativa hacia la convergencia absoluta, confirmando los resultados obtenidos por Sala-i-Martin (1994) y Dowrick y Nguyen (1989) entre otros. Este resultado parecía indicar, a primera vista, que cuanto más parecidos eran los países, mayor era la tendencia a converger de forma absoluta entre ellos, confirmando que sus estados estacionarios eran relativamente parecidos.

⁶⁸ Incluyendo España, Portugal, Irlanda, Chile, Argentina y Nueva Zelanda.

Respecto a la *convergencia beta condicionada*, Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1992a), Sala-i-Martin (1994) realizaron análisis sobre 114 países para el período 1960-1985 a partir de la base de datos Summers y Heston, utilizando métodos de estimación de sección cruzada, aplicados sobre ecuaciones «a la Barro», demostrando que existía una fuerte evidencia de convergencia condicional entre estos países, a una velocidad de aproximadamente el 2%. También demostraron que las distorsiones políticas y de mercado y el crecimiento de la población, tenían un efecto negativo sobre el crecimiento económico, mientras que el capital humano y, en especial, la tasa de ahorro o inversión, estaban correlacionados positivamente con el mismo. MRW (1992) toman un camino más conservador que Barro y Sala-i-Martin (1992a), ampliando el modelo de Solow con el capital humano. Otros trabajos que han estimado el impacto del capital humano han sido, Islam (1995), Bassanini y Scarpetta (2001), para 21 países de la OCDE durante el período 1971-98 o Castelló y Doménech (2001), quienes incorporaron indicadores de desigualdad del capital humano en un estudio realizado para 108 países durante el período 1960-2000, obteniendo resultados similares⁶⁹.

Los análisis de convergencia aplicados al ámbito regional han estado condicionados por la escasez de bases de datos con dicho nivel de desagregación. De ese modo, los primeros análisis de convergencia absoluta se limitaron, principalmente, a países industrializados. A nivel europeo, algunos autores como Barro y Sala-i-Martin (1991), Sala-i-Martin (1996b), Armstrong (1995a), Fagerberg y Verspagen (1996), optaron por limitar el número de países considerados con el fin de disponer de un amplio horizonte temporal. Otros, como Neven y Gouyette (1995), Quah (1996d) o López Bazo *et al.* (1999), prefirieron extender el ámbito territorial aún a costa de restringir el período a analizar. Por este motivo, la comparación de los diferentes resultados debe efectuarse con suma cautela (Ezcurra, 2001).

Neven y Gouyette (1995), tomando como unidad de análisis las NUTS2 de la Unión Europea⁷⁰, obtienen resultados que muestran convergencia en las regiones del sur durante la primera mitad de la década de los ochenta y en las regiones del norte durante la segunda mitad. Barro y Sala-i-Martin (2004) analizan la renta per cápita para 90 regiones europeas durante el período 1950-1990 utilizando análisis de regresión de sección cruzada, llegando a la conclusión de que existe convergencia condicional entre regiones. En la mayoría de los trabajos de convergencia regional, se pusieron de manifiesto dos conclusiones importantes. La primera, que una vez comprobados los determinantes peculiares de cada economía, responsables de las diferencias nacionales o regionales en los estados estacionarios, se encontraba convergencia en amplias muestras de países o regiones. Y la segunda, que la velocidad de convergencia era muy similar en todos los casos, independiente-

⁶⁹ En Levine y Renelt (1991), se pueden consultar otras variables introducidas para contrastar la hipótesis de convergencia beta condicionada «a la Barro».

⁷⁰ Son las Unidades Territoriales Estadísticas de nivel 2, que en España se corresponden con las comunidades autónomas.

mente del contexto espacio-temporal analizado, lo que se interpretaba como solidez de los resultados y, al mismo tiempo, cuestionaba la eficacia de las políticas públicas utilizadas para la corrección de desequilibrios regionales⁷¹.

Sin embargo, también hay resultados más críticos a este respecto, como los de Armstrong (1995a, 1995b), Cheshire y Carbonaro (1995), Rodríguez-Pose (1997) o Boldrin y Canova (2001), quienes utilizando la misma metodología de sección cruzada, aplicada sobre 185 NUTS2 en la Unión Europea para el período 1980-1996, llegaron a conclusiones mixtas no concluyentes de existencia de convergencia beta condicionada. Canova y Marcat (1995) demuestran que sólo existen evidencias de convergencia para el período 1980-1992 para 144 NUTS2.

En los análisis de *convergencia sigma* tradicionales, los investigadores han empleado multitud de medidas estadísticas de dispersión, siendo el coeficiente de variación de la variable elegida uno de los más utilizados (Abramovitz, 1986, 1994; Dollar y Wolff, 1988, 1993 o Dorwick y Nguyen, 1989, entre otros para estudios internacionales; Garcimartín y Martín-Mayoral, 1998, para estudios entre regiones españolas). Otros estadísticos empleados habitualmente han sido la desviación típica del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 2004; de la Fuente, 1997; Cuadrado-Roura, García-Greciano y Raymond, 1999; Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha, 1999), la media (Abramovitz, 1986, 1994; Dollar y Wolff, 1988, 1993) o la varianza del Logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 2004). Como se verá en profundidad en el capítulo siguiente, en los últimos años ha proliferado la utilización de índices de desigualdad utilizados en análisis de distribución personal de la renta, ya que permiten analizar la dinámica del proceso de convergencia sigma y los factores determinantes del mismo.

■ III.3.1. EL CASO ESPAÑOL

Respecto al caso español, los principales trabajos sobre convergencia regional y provincial utilizando la metodología clásica basada en análisis de sección cruzada y tomando como variable la renta per cápita, se pueden encontrar en Dolado, González-Páramo y Roldán (1994), Más *et al.* (1994 y 1995), Raymond y García-Greciano (1994, 1996), de la Fuente (1995, 2002a), Raymond (1995), García-Graciano, Raymond y Villaverde (1995), Goerlich y Mas (1997), Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha (1998) o Villaverde (2004) entre otros. En ellos se concluye que existe convergencia absoluta a nivel regional y provincial hasta mediados de la década de los setenta. Raymond y García-Greciano (1994) demuestran que el agotamiento en el proceso de convergencia regional ha sido debido a la progresiva homogeneización de las estructuras productivas entre las distintas regiones y a la desaceleración de los movimientos migratorios como mecanismo de convergencia. Mas *et*

⁷¹ Barro y Sala-i-Martin (1992a), mostraron que la velocidad de convergencia entre países o entre regiones era la misma, alrededor del 2% anual.

al. (1994) también llegan a conclusiones similares a nivel regional, utilizando como variables condicionantes del estado estacionario, el peso relativo de la agricultura, el *stock* de capital público y una variable ficticia para identificar las regiones más cercanas a Europa como factor potencial de un mayor crecimiento. Aquellas regiones con una estructura productiva menor en el sector agrario y mayor dotación inicial de capital público, mostraron un crecimiento relativo superior. Desde el punto de vista provincial, Dolado, González-Páramo y Roldán (1994), utilizando las tasas de ahorro en capital físico y humano junto con la tasa migratoria, consiguen acelerar el proceso de convergencia de cada provincia hacia su nivel de renta per cápita de equilibrio.

Por el contrario, otros trabajos como los de Raymond y García-Greciano (1994), de la Fuente (1995, 2002a), Rodríguez-Pose (1997), López-Bazo *et al.* (1999), Martín-Mayoral y Garcimartín Alférez (2000) han cuestionado la existencia de convergencia entre las regiones españolas, subrayando la presencia de comportamientos diferenciados en la dinámica económica, es decir, la formación de grupos de regiones que convergen entre sí⁷².

Otros autores han utilizado la variable productividad para estimar la hipótesis de convergencia, obteniendo una mayor velocidad de convergencia que en el caso de variables per cápita (Mas *et al.*, 1994, 1995; Marcet, 1994; Canova y Marcet, 1995; Cuadrado-Roura y García-Greciano, 1995 o de la Fuente, 2002a). Cuadrado-Roura, García-Greciano y Raymond (1999) observan que no existe difusión tecnológica de las regiones ricas hacia las pobres, por lo que la convergencia observada en la variable productividad se debe a la transferencia de empleo desde el sector agrícola a otros sectores más productivos. Mas *et al.* (1996) sin embargo, demuestran la relevancia del capital público en las ganancias de productividad aunque existen trabajos que contradicen esta idea (Bajo-Rubio y Sosvilla, 1993)⁷³.

Respecto a la *convergencia sigma*, aparte de los trabajos ya mencionados, se encuentran los de Esteban (1996), Rabadán y Salas (1996), Duro y Esteban (1998), Goerlich (1998), que utilizan índices de desigualdad como el de Gini, de Theil o de Atkinson, demostrando una reducción de dicha desigualdad⁷⁴.

III.4. CONCLUSIONES

El análisis de la evolución de las disparidades en el nivel de renta entre países o regiones ha sido uno de los temas más relevantes y que ha provocado un mayor número

⁷² Conviene señalar que los distintos trabajos han utilizado diferentes fuentes estadísticas lo que puede condicionar los resultados obtenidos.

⁷³ En el capítulo cinco, se realiza un repaso detallado de los trabajos sobre convergencia beta.

⁷⁴ En el capítulo cuatro, se realiza un repaso detallado de los trabajos sobre convergencia sigma.

de estudios en la literatura económica. Distintas corrientes han llegado a conclusiones diametralmente opuestas respecto a la existencia de convergencia entre economías sin que hasta el momento exista un resultado definitivo. Sin embargo, sigue siendo indiscutible la importancia que tiene determinar qué tipo de modelo ofrece una descripción más ajustada sobre las fuerzas que gobiernan el crecimiento económico, ya que, más allá del debate académico, la justificación de la existencia de una política regional depende, en última instancia, de la presencia o ausencia de fuerzas de mercado que provoquen procesos de convergencia entre países y regiones a velocidades socialmente aceptables. Por ese motivo, muchos autores coinciden en la necesidad de ahondar en los aspectos dinámicos y en las características no observables de cada país, utilizando técnicas que permitan detectar los efectos particulares de cada economía.

En el presente capítulo, se han presentado cinco conceptos de convergencia basados en diversas metodologías, creados con la finalidad de obtener resultados concluyentes sobre este tópico. El primero, consecuencia directa del modelo de Solow, supone la existencia de un proceso inevitable de convergencia hacia un mismo estado estacionario, debido a la existencia de rendimientos decrecientes en el factor acumulable y a la consideración de las variables responsables del estado estacionario como exógenas al sistema económico. Este primer concepto, recibió el nombre de *convergencia beta absoluta* y mostraba una relación inversa entre el crecimiento de la renta per cápita y su nivel inicial, asumiendo que dichas variables o sus preferencias eran idénticas para todas las economías. La velocidad de convergencia dependía de la distancia a la que se encontrase cada economía del nivel de renta per cápita de equilibrio. Los distintos análisis empíricos demostraron que, en general, no existe convergencia beta absoluta entre grupos amplios de países pero sí entre países con características similares, como es el caso de los países de la OCDE. En general, unos países habían crecido a mayores tasas que otros durante largos períodos de tiempo, lo que cuestionaba la validez de las conclusiones a favor de la existencia de convergencia absoluta entre ellos, dando pie a la proliferación de modelos que predecían la divergencia y justificaban la intervención estatal para contrarrestar dicho proceso. Los defensores del modelo neoclásico introdujeron entonces el concepto de *convergencia beta condicionada*, donde no existe una única solución de estado estacionario común a todas las economías, debido a la consideración de heterogeneidad en los parámetros responsables del mismo. En este caso, la evidencia empírica volvió a mostrar una correlación negativa entre los niveles iniciales de ingreso y las tasas de crecimiento siguientes en la mayoría de los países analizados.

El tercer concepto definido fue la *convergencia sigma*, que muestra la evolución, a lo largo del tiempo, de las disparidades en el nivel de renta por habitante entre diversas economías, medido habitualmente a través de indicadores de dispersión como el coeficiente de variación o la desviación típica del logaritmo de la variable elegida. Estas medidas presentan limitaciones importantes en el análisis de la dinámica distributiva, por lo que, recientemente, diversos autores han comenzado a emplear otros indicadores, como los precedentes del campo de la desigualdad de la renta.

El cuarto concepto analizado fue la *convergencia estocástica*, que surge como alternativa a los otros tres enfoques, basado en estimaciones de series temporales a través de análisis de raíces unitarias o de cointegración, que buscan demostrar una relación de equilibrio entre las rentas per cápita de las economías observadas pero que no hace alusión al proceso de convergencia hacia un estado estacionario ni a los factores responsables del mismo.

Finalmente se comentaron brevemente los análisis de *dinámica distributiva* que han proliferado en los últimos años cuya principal ventaja es la de permitir estudiar la función de densidad de la renta per cápita de un grupo de economías y su evolución en el tiempo, con el objeto de identificar los cambios producidos en su forma, detectar procesos de concentración, persistencia, o polarización y comprobar la dinámica intra-distribución.

Parte II

Análisis empírico del proceso
de convergencia regional en España
(1955-2004)

A decorative graphic consisting of three overlapping squares: a light gray square at the top left, a dark gray square at the bottom left, and a white square at the top right, partially overlapping the other two.

IV

**ANÁLISIS EMPÍRICO
DE LA CONVERGENCIA
ENTRE LAS REGIONES ESPAÑOLAS.
LA CONVERGENCIA SIGMA**

IV.1. INTRODUCCIÓN

Las políticas de desarrollo regional han enfocado sus esfuerzos en la disminución de las diferencias económicas existentes entre las distintas regiones, con el convencimiento de que el mercado no es capaz de reducir por sí solo esos desequilibrios. Sin embargo, la persistencia en las desigualdades de renta a nivel regional ha provocado que muchas autoridades se planteen la efectividad de sus políticas de cohesión económica y social, un aspecto especialmente importante para la Unión Europea, dado el considerable aumento de los Fondos Estructurales y de Cohesión que se ha producido desde 1989. Esta es una de las principales razones que han justificado el estudio de las disparidades regionales en el nivel de renta y de los factores que han podido afectar a su evolución histórica. Desde un punto de vista académico, la preocupación por este tema tuvo un fuerte impulso, tanto a nivel nacional como internacional, a raíz, primero, de los nuevos planteamientos teóricos sobre crecimiento económico surgidos a finales de 1980, que utilizaron la convergencia económica para probar la validez de sus modelos y en segundo lugar por el acceso a nuevas bases de datos internacionales, como la publicada por Summers y Heston (1991), que permitía comparar la evolución del PIB entre un elevado número de países (Sala-i-Martin, 1996a).

Por otra parte, los estudios sobre convergencia regional han estado interesados en detectar los factores que han podido condicionar la evolución de las desigualdades inter-regionales a través de la utilización de una gran variedad de técnicas econométricas de estimación. Sin embargo, a pesar de las ventajas asociadas a los métodos empleados, su principal limitación es que, en el mejor de los casos, sólo dan información limitada sobre las estructuras territoriales y la dinámica de los procesos del cambio regional (Quah, 1993b y 1995; Rey y Montouri, 1999; Lopez-Bazo *et al.*, 1999). Además, dada la complejidad del proceso de convergencia espacial, es necesario utilizar un amplio conjunto de indicadores que permitan un entendimiento más profundo de las tendencias territoriales.

El objetivo de presente capítulo consiste precisamente en analizar empíricamente el proceso de convergencia sigma en el nivel de renta entre las regiones españolas durante el período 1955-2004, aplicando las principales metodologías desarrolladas en la literatura, y detectando los posibles factores que han podido afectar a su evolución. Para ello, el resto del capítulo está organizado de la siguiente forma: en el segundo epígrafe, se lleva a cabo un breve repaso de las bases de datos utilizadas tradicionalmente en los análisis de con-

vergencia, proponiendo una unión de las mismas, que permitirá contrastar una serie larga que abarca el período 1955-2004. En el tercer epígrafe, se realiza un análisis descriptivo general de la evolución temporal de las regiones españolas desde distintos puntos de vista, Valor Añadido Bruto a coste de factores (VABcf), VABcf per cápita, población, empleo y productividad, pudiendo obtener unas primeras conclusiones del proceso de concentración de la actividad económica y la población en el territorio nacional. En la cuarta sección, se analiza, empíricamente, el concepto de convergencia sigma, a través del coeficiente de variación del logaritmo de VABcf real per cápita, una medida de dispersión que ha sido utilizada frecuentemente en los análisis tradicionales de convergencia, lo que permite obtener una aproximación de lo que ha sucedido entre las distintas regiones españolas. En la quinta sección, se señalan algunas limitaciones de los métodos tradicionales, proponiéndose un grupo de indicadores que han sido aplicados a estudios de desigualdad personal, que, por sus propiedades de descomposición aditiva y multiplicativa, pueden añadir información muy valiosa sobre los distintos factores que han podido influir en la evolución de las disparidades regionales. Entre los diversos índices de desigualdad disponibles se ha optado por escoger la familia de índices de entropía generalizada por cumplir una serie de propiedades que son recomendables en este tipo de análisis. Por último, en la sección sexta se presentan las principales conclusiones del proceso de convergencia sigma en las regiones españolas.

IV.2. LOS DATOS

Los análisis sobre la evolución de la actividad económica aplicados al estudio de la convergencia deben ser realizados tomando datos reales (a precios constantes) en lugar de nominales (a precios corrientes), puesto que es preciso eliminar las posibles distorsiones causadas por efecto de la inflación sobre el crecimiento del *output*. Respecto a la variable elegida, algunos estudios han escogido la renta personal disponible y en otros casos ha sido la producción en términos de valor añadido bruto. Sin embargo, la primera de ellas incorpora el efecto de las transferencias recibidas a través de las distintas políticas redistributivas, lo que estaría distorsionando los resultados obtenidos, puesto que su objetivo es precisamente disminuir las disparidades regionales. Por ese motivo, la variable más conveniente en este tipo de análisis será el VAB a coste de factores y en términos reales. En lo concerniente a la utilización de datos per cápita o por trabajador, frente a datos absolutos, la mayor parte de los estudios han optado por la primera opción⁷⁵. Finalmente, en cuanto

⁷⁵ No obstante, algunos autores han señalado el interés de tomar datos absolutos en el VABcf para evitar la distorsión que provocan los movimientos de la población, ya que las corrientes migratorias entre regiones afectan a la tasa de crecimiento de la producción por habitante de las regiones emisoras y receptoras de población. Este hecho, ya fue señalado en trabajos como el de Barbancho (1979), donde se evidencia que la migración interior es el factor corrector de las disparidades en los ingresos per cápita. Otros estudios posteriores como el de Dolado, González-Páramo y Roldán (1994) o Raymond y García-Greciano (1996), llegan a conclusiones similares.

a las fuentes estadísticas, las estimaciones realizadas en la presente investigación, se han basado en series oficialmente utilizadas para el estudio del crecimiento y la convergencia económica en España, integradas por: la base elaborada por la Fundación BBVA, la BD.MORES estimada originalmente por la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, la Contabilidad Regional de España (CRE) elaborada por el INE y la base de datos de capital humano desarrollada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE). Sin embargo, todas ellas adolecen de diversas deficiencias que dificultan los análisis empíricos sobre convergencia regional.

La Contabilidad Regional de España (CRE), tiene la ventaja de estar adaptada a la metodología SEC-REG 95 de EUROSTAT, siendo la fuente estadística oficial de las Administraciones Públicas para la evaluación de las políticas económicas, pero su mayor limitación es que únicamente proporciona información a partir de 1980. Otras deficiencias pueden ser consultadas en Alcaide (1996 y 1997)⁷⁶.

Por este motivo, muchos investigadores han optado por utilizar las series temporales de la Renta Nacional de España y su Distribución Provincial (DPRN) publicadas por el Servicio de Estudios del Banco de Bilbao, en la actualidad Fundación BBVA (FBBVA), ya que incluye datos desde 1955 hasta 1998 con una periodicidad bianual (con algunos saltos al principio del período que fueron completados posteriormente por la propia FBBVA). El principal problema de esta base de datos es que la información suministrada en los años en que se solapa con la Contabilidad Regional presenta importantes diferencias, lo que puede llevar a cometer errores de estimación y a tomar conclusiones erróneas sobre el comportamiento de las regiones españolas. Este aspecto ya había sido destacado en diferentes ediciones de la DPRN, así como en los trabajos de Mas *et al.* (1994), de la Fuente (1995), Alcaide (1996, 1997) o Gutiérrez (1998).

La Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, en un intento de solucionar estas limitaciones, comenzó una serie de investigaciones sobre economía regional para evaluar los efectos sectoriales y regionales producidos por la política económica. Uno de los resultados más importantes fue la elaboración de una base de datos regionales (BD.MORES), adaptada al modelo MOISEES (Molinas, *et al.*, 1990), que permitía desagregar, a nivel sectorial y regional, los efectos macroeconómicos de medidas alternativas de política económica estimados por un modelo macroeconómico. Tomando como punto de partida el trabajo de Díaz, Molinas y Taguas (1995)⁷⁷, la BD.MORES fue incorporando un grupo

⁷⁶ Alcaide ha señalado algunas deficiencias de la CRE, en particular, el tratamiento de la producción imputada de los servicios bancarios y sobre todo, la necesidad de elaborar una contabilidad cerrada a nivel regional, aspecto que no se contempla incluso en la metodología SEC-95, que es la que el INE está obligado a utilizar. También, las series homogéneas del VAB a precios de mercado construidas por el INE, tratan de corregir la distorsión que supuso la implantación del IVA en 1986 mediante la introducción de la línea fiscal homogénea, lo que en cierto sentido supone una alteración de la realidad fiscal en los años anteriores a la implantación del impuesto (Díaz y Taguas, 1995).

⁷⁷ Estos autores elaboraron una base de datos regionales expresada en pesetas de 1980 y con una desagregación sectorial a R.17, compatible con la CRE del INE.

de variables que se consideraban relevantes para el análisis Regional, tanto por el lado de la demanda, como de la oferta o de las rentas, con la misma desagregación temporal, regional, y por ramas de actividad, para el período 1980-2000⁷⁸. Sin embargo, la BD.MORES tampoco está exenta de críticas, pudiendo mencionar entre las principales, el limitado intervalo temporal o el no ofrecer datos desagregados por provincias, aunque esta limitación no afectaría al presente trabajo, dado que prácticamente todos los análisis se realizan a nivel regional. Al comparar la BD.MORES con la DPRN de la Fundación BBVA en el período en que se solapan los datos (1980-1998), se encuentran diferencias entre el 8 y el 13% según el año analizado, siendo la correlación media de 0,89⁷⁹.

Para evitar estas limitaciones en las bases de datos tradicionales, varios trabajos han intentado ampliar la serie de la BD.MORES utilizando las estimaciones de la FBBVA. Entre los más interesantes, se puede citar el trabajo de Doménech, Escribá y Murgui (1999) donde proponen un método de ampliación del VAB a coste de factores y precios constantes de 1980 de la BD.MORES desde 1964, con la información existente de la DPRN de la FBBVA para los años anteriores a 1980, respetando las estimaciones oficiales para los años en que había disponibilidad de datos⁸⁰, y con una desagregación en cuatro grandes sectores. Sin embargo, al comparar la serie obtenida por estos autores (VABbmcf) con la base de datos BD.MORES para el período 1980-1993⁸¹, aunque la correlación media entre ambas series a nivel nacional era muy elevada (0.99), las diferencias regionales, tendían a aumentar lentamente entre 1984 y 1992 y de forma abrupta en 1993⁸². A su vez, al comparar sus datos con las series de la FBBVA, la diferencia media entre ambas iba siendo cada vez mayor a medida que se movía hacia el origen de la serie, pasando del 4% a casi el 16%. Esta desviación, sumada a la desviación existente en los datos de la BD.MORES, producía una diferencia media entre regiones que fluctuaba entre el 11% en 1979 y el 31% en 1964, lo que hacía difícil su utilización como fuente de datos.

Dado que no existe una base de datos que pueda adaptarse de forma fiel a la realidad española, en la presente Tesis se ha propuesto una alternativa basada en un enlace simple de las distintas series oficiales (FBBVA, BD.MORES y CRE), tomando como punto de partida la BD.MORES para el período 1980-2000, por ser la base de datos recomendada (aunque no de forma oficial) por la Secretaría General de Presupuestos y Gastos del Minis-

⁷⁸ Respecto al *stock* de capital se tienen estimaciones desde 1964.

⁷⁹ Las mayores diferencias se dan en Madrid y Canarias con una diferencia media en todo el período de 22%, seguidas de Valencia 19%, Baleares 16% y Cataluña 15%.

⁸⁰ Por consiguiente, a partir de 1980, el estimador propuesto por los autores debía coincidir exactamente con las series utilizadas en la BD.MORES.

⁸¹ A partir de esta fecha los autores no tienen más datos calculados.

⁸² El coeficiente de variación de las desviaciones regionales entre ambas series temporales, aumentaba de prácticamente cero en 1980 a 0,006 en 1993. En este año, Canarias sería la región donde ambas series de datos serían más similares (el VABcf calculado por estos autores sería el 97% del VABcf de la BD.MORES), mientras Cantabria sería la región con mayores diferencias (95%).

terio de Economía y Hacienda. En este sentido, las series estadísticas que han conformado la propuesta de base de datos han sido realizadas de la siguiente forma: para las series de VABcf en miles de pesetas constantes de 1980, se ha partido de la base de datos BD.MORES, que ofrece estimaciones ajustadas a la Contabilidad Regional de España (CRE) entre 1980 y 2000. Para el período 1955 a 1979, se tomaron las series históricas bianuales de VABcf a precios constantes de 1986 suministradas por la FBBVA, ya que son los únicos disponibles para dicho período. A fin de comparar ambas series, se procedió a cambiar de base la serie completa de la FBBVA para cada CCAA por los índices de precios implícitos en el VAB regional obtenidos de la propia FBBVA. A continuación, para homogenizar esta serie, se calcularon los valores intermedios, para lo cual se aplicó una interpolación lineal, lo que equivalía a hallar la media aritmética entre los datos adyacentes. Posteriormente, se calcularon las tasas de crecimiento anual de las series DPRN de la FBBVA y se fueron aplicando a los datos de la BD.MORES hacia atrás para crear la serie desde 1955 hasta 1980. Finalmente, para el período 2000-2004, se tomaron las estimaciones publicadas por la CRE del VAB a precios básicos y en términos constantes de 1995, por ser el indicador más aproximado al VABcf real, y se calcularon sus tasas de crecimiento anuales para ir aumentando las series de la BD.MORES desde 2000 hasta 2004.

Respecto a los datos sobre capital humano y su distribución provincial, se ha utilizado la base de datos desarrollada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) para la Fundación Bancaja, que contiene series de población en edad de trabajar, activa, ocupada y desocupada, para el período 1964-2004, clasificada según el nivel de estudios terminados.

IV.3. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA EVOLUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA Y LA POBLACIÓN

A continuación, se realiza un análisis descriptivo de la evolución del peso relativo de las distintas regiones españolas en la actividad económica y la población, a partir de los siguientes indicadores: la producción (medida a través de VABcf en millones de pesetas constantes de 1980), la población, la producción per cápita (VABcf per cápita en miles de pesetas constantes de 1980), la población ocupada y la productividad, con el objeto de obtener una primera aproximación de los posibles procesos de concentración de la actividad y la población españolas.

En primer lugar, se muestra el cambio producido en las posiciones relativas regionales respecto a la producción y población, tanto en términos absolutos, como en términos per cápita, entre 1955 y 2004.

TABLA IV.1

**CAMBIO EN LAS POSICIONES RELATIVAS DE PRODUCCIÓN,
POBLACIÓN Y PRODUCCIÓN PER CÁPITA**
(Período 1955-2004)

CC.AA. ⁸³	VABCF REAL BASE 1980			POBLACIÓN			PRODUCCIÓN PER CÁPITA		
	1955 (%)	2004 (%)	CAMBIO p.p. ⁸⁴	1955 (%)	2004 (%)	CAMBIO p.p.	1955 (%)	2004 (%)	CAMBIO p.p.
Nacional	100,00	100,00		100,00	100,00		100,00	100,00	
AND	15,11	13,76	-1,35	19,66	18,13	-1,53	76,88	75,91	-0,97
ARA	3,68	3,43	-0,25	3,77	2,89	-0,88	97,59	118,56	20,97
AST	3,53	2,45	-1,08	3,20	2,49	-0,71	110,50	98,65	-11,85
BAL	1,69	2,30	0,61	1,48	2,21	0,73	114,42	104,07	-10,35
CAN	2,11	3,62	1,51	2,94	4,43	1,49	71,83	81,59	9,76
CANT	1,64	1,53	-0,11	1,43	1,28	-0,15	114,85	118,90	4,05
CYL	8,05	6,03	-2,02	9,80	5,77	-4,03	82,19	104,48	22,29
CLM	4,25	3,36	-0,89	6,88	4,28	-2,6	61,83	78,40	16,57
CAT	17,26	19,25	1,99	12,10	15,77	3,67	142,62	122,02	-20,6
VAL	8,79	9,29	0,5	8,18	10,52	2,34	107,49	88,32	-19,17
EXT	2,45	1,93	-0,52	4,70	2,49	-2,21	52,01	77,46	25,45
GAL	6,53	6,05	-0,48	8,93	6,37	-2,56	73,09	94,95	21,86
MAD	12,98	15,18	2,2	7,57	13,44	5,87	171,40	112,96	-58,44
MUR	2,04	2,44	0,4	2,66	3,00	0,34	76,76	81,27	4,51
NAV	1,67	1,82	0,15	1,34	1,35	0,01	124,11	134,26	10,15
EUS	7,31	6,73	-0,58	4,09	4,90	0,81	178,94	137,45	-41,49
RIO	0,89	0,85	-0,04	0,79	0,68	-0,11	113,48	125,30	11,82

FUENTE: Elaboración propia a partir de las bases de datos de la FBBVA, BD.MORES y CRE⁸⁵.

⁸³ Las comunidades autónomas españolas serán denotadas a través de las siguientes abreviaturas: AND (Andalucía), ARA (Aragón), AST (Asturias), BAL (Baleares), CAN (Canarias), CANT (Cantabria), CYL (Castilla y León), CLM (Castilla la Mancha), CAT (Cataluña), VAL (Valencia), EXT (Extremadura), GAL (Galicia), MAD (Madrid), MUR (Murcia), NAV (Navarra), EUS (Euskadi), RIO (La Rioja).

⁸⁴ Puntos porcentuales.

⁸⁵ En lo sucesivo, se omitirá la fuente en todas las tablas y gráficos elaborados por el autor.

En la tabla [IV.1], se pueden apreciar los siguientes comportamientos: Las regiones que mayor aumento relativo han experimentado en su actividad económica han sido Madrid (pasando del 12,98% del total nacional al 15,18%, lo que supone un aumento del 2,2 puntos porcentuales entre las posiciones relativas de 1955 y 2004), seguida por Cataluña (2 p.p.), Canarias (1,5 p.p.) y en menor medida Baleares (0,6 p.p.), Valencia (0,65 p.p.) y Murcia (0,4 p.p.). Las que más posiciones relativas han perdido han sido Castilla y León (-2,2 p.p.), Andalucía (-1,35 p.p.), Asturias (-1,1 p.p.) y Castilla la Mancha (-0,9 p.p.) lo que refleja un proceso de concentración de la actividad económica en la costa mediterránea, archipiélagos y Madrid. Respecto a los procesos de concentración poblacional, las regiones que más población han ganado entre 1955 y 2004 han sido Madrid (con un aumento de 5,9 p.p.), seguida de Cataluña (3,7 p.p.), Valencia (2,3 p.p.), Canarias (1,5 p.p.), Euskadi (0,8 p.p.) y Baleares (0,7 p.p.). Por el lado contrario, las regiones que más población han perdido han sido Castilla y León (-4 p.p.), Galicia (-2,6 p.p.), Extremadura (-2,2 p.p.), Andalucía (-1,5 p.p.), Aragón (-0,9 p.p.) y Asturias (-0,7 p.p.). Estos datos muestran que se ha producido una concentración de la población en la costa mediterránea, archipiélagos, Madrid y Euskadi⁸⁶. Al comprobar los procesos de concentración de la producción per cápita, que agrupa en un solo indicador la actividad económica y la población, los resultados mostraron, a diferencia de las dos variables anteriores, que las regiones que más posiciones relativas habían ganado en producción per cápita habían sido, Extremadura (pasando del 52% al 77% de la media nacional), seguida de Castilla la Mancha (del 62% al 78%), Galicia (del 73% al 95%), Castilla y León (del 82% al 104%) y Aragón (del 98% al 118%), siendo estas regiones, precisamente, las que más población habían perdido durante el período analizado. Las regiones que más posiciones relativas habían perdido fueron Madrid (del 171% al 112%), Euskadi (del 178% al 137%), Valencia (del 107% al 88%) y Cataluña (del 142% al 122%), que eran las regiones que más población habían ganado, lo cual evidenciaba la importancia del factor poblacional en la evolución regional. Los casos atípicos fueron Andalucía y Asturias, con pérdida de población y posiciones relativas en producción per cápita, mientras que Canarias, Murcia y Navarra ganaron población y producción per cápita.

El siguiente aspecto analizado (tabla IV.2) fue el proceso de concentración de la población ocupada y la productividad, con el fin de detectar el grado de similitud con las anteriores variables descritas.

Se puede comprobar como la evolución del empleo es prácticamente igual a la de la población, con una redistribución nacional desde el interior a la costa mediterránea, archipiélagos, Madrid y Euskadi. Respecto a la productividad del trabajo, todas las regiones españolas experimentaron un fuerte incremento en términos absolutos entre 1955 y 2004, con aumentos que fluctuaron entre 2,31 veces en Madrid (aunque en forma relativa ha

⁸⁶ Sin embargo, cuando se analizó la evolución de la población año a año, se pudo comprobar que dicho proceso prácticamente se había agotado a partir de la década de 1970, tanto en las regiones emisoras como en las receptoras de población (coincidiendo con los resultados de García-Greciano, 1997).

TABLA IV.2

CAMBIO EN LAS POSICIONES RELATIVAS DE EMPLEO Y PRODUCTIVIDAD (Período 1955-2004)

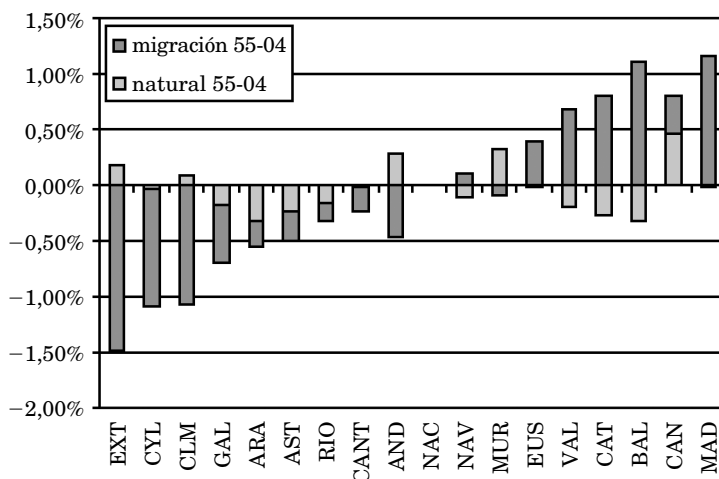
CC.AA.	EMPLEO			PRODUCTIVIDAD			
	1955 (%)	2004 (%)	CAMBIO p.p.	1955 (%)	2004 (%)	VECES	CAMBIO p.p.
Nacional	100,00	100,00		100,00	100,00	3,90	
AND	16,97	15,55	-1,42	89,07	88,46	3,87	-0,61
ARA	3,96	2,98	-0,98	92,78	114,96	4,83	22,18
AST	3,44	2,11	-1,33	102,60	116,18	4,42	13,58
BAL	1,64	2,46	0,82	103,56	93,61	3,53	-9,95
CAN	2,84	4,50	1,66	74,45	80,41	4,21	5,96
CANT	1,56	1,22	-0,34	105,59	124,67	4,61	19,08
CYL	9,72	5,34	-4,38	82,85	112,91	5,32	30,06
CLM	6,30	4,00	-2,3	67,49	83,86	4,85	16,37
CAT	13,46	17,12	3,66	128,26	112,45	3,42	-15,81
VAL	9,28	10,99	1,71	94,75	84,56	3,48	-10,19
EXT	4,26	2,05	-2,21	57,45	94,23	6,40	36,78
GAL	9,33	6,05	-3,28	69,97	100,01	5,58	30,04
MAD	7,61	15,03	7,42	170,48	100,99	2,31	-69,49
MUR	2,44	3,03	0,59	83,76	80,26	3,74	-3,5
NAV	1,46	1,46	0	113,80	124,80	4,28	11
EUS	4,63	5,11	0,48	157,96	131,71	3,25	-26,25
RIO	0,87	0,73	-0,14	102,68	115,87	4,40	13,19

disminuido su productividad pasando del 170% en 1955 al 101% en 2004) y 5.6 veces de Galicia (pasando de una productividad del 70% en 1955 a una productividad del 101% en 2004). Al igual que en el caso de la población y la producción per cápita, se puede comprobar cómo las regiones que más empleo pierden en términos relativos son las que mayores ganancias relativas de productividad experimentan. Entre los casos atípicos, Andalucía es la única que pierde empleo y productividad de forma relativa, mientras que Canarias es la única que gana en ambas variables.

A continuación, se analiza la evolución de la población regional entre 1955 y 2004, a través del método aplicado por de la Fuente (1999), que permite separar los movimientos migratorios de los movimientos demográficos⁸⁷. Los resultados se muestran en el gráfico [IV.1].

GRÁFICO IV.1

TASAS DE CRECIMIENTO NATURAL Y SALDO MIGRATORIO DE LA POBLACIÓN (Período 1955-2004)



Se puede observar cómo los movimientos migratorios son los que más han afectado a la evolución de la población regional, siendo Extremadura, Castilla y León y Castilla la Mancha las regiones que más población pierden por migraciones, mientras que Madrid, Baleares, Cataluña y Valencia son las que más ganan, demostrando que los movimientos migratorios han estado motivados por las diferencias en renta per cápita entre regiones. Desde el punto de vista de crecimiento vegetativo, las regiones que pierden población son Aragón, Asturias, Rioja, Galicia, Navarra, Valencia, Cataluña, Baleares y Castilla y León, mientras que las regiones que ganan población de forma natural son Canarias, Andalucía, Murcia, Extremadura y Castilla la Mancha. En este sentido, aunque el efecto del crecimiento natural es mucho menor que el de los movimientos migratorios, en algunas regiones se complementan, reforzando su efecto conjunto, como es el caso de Galicia, Aragón o Asturias de forma negativa y Canarias de forma positiva. En otros casos se contrarrestan, como es el caso de Andalucía, Murcia o Navarra entre otras.

⁸⁷ De la Fuente (1999), toma en consideración a la población al inicio de período y le añade el crecimiento vegetativo (nacimientos-defunciones). Luego compara estos resultados con la población real regional suministrada por el INE en cada año. La diferencia es el saldo migratorio de cada región.

La tabla [IV.3], obtenida a partir de datos de la FBBVA, confirma que las regiones que partían de niveles más bajos de renta *per cápita* (Extremadura, Castilla-La Mancha, Galicia, Andalucía, Murcia y Castilla y León) han sido las que mayores pérdidas poblacionales han experimentado en el período 1955-75. Por el contrario, Madrid, Cataluña, Euskadi y Baleares, que partían de los niveles más altos de renta *per cápita*, fueron receptoras netas de población en el mismo periodo de tiempo.

TABLA IV.3

MOVIMIENTOS MIGRATORIOS EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS (Miles de personas)

CC.AA.	1955-1964 (%)	1964-1975 (%)	1975-1985 (%)	1985-1991 (%)
Nacional	-864,90	-420,37	136,35	-91,54
AND	-706,13	-880,26	-40,27	24,56
ARA	-70,23	-44,41	0,88	-13,24
AST	-16,76	-13,61	-9,81	-21,48
BAL	19,01	65,24	44,48	38,37
CAN	-2,55	30,36	3,49	22,49
CANT	-23,95	-10,28	3,59	1,72
CYL	-360,33	-451,45	-74,10	-46,80
CLM	-366,36	-520,23	-83,41	-72,91
CAT	495,16	736,99	87,34	15,27
VAL	101,93	340,33	175,04	78,17
EXT	-252,01	-383,05	-70,40	-52,60
GAL	-133,41	-213,81	-52,73	-64,70
MAD	403,39	765,85	144,02	43,29
MUR	-86,71	-89,66	32,00	16,00
NAV	-3,63	7,03	7,85	-0,44
EUS	156,18	253,05	-40,44	-61,46
RIO	-18,50	-12,44	8,82	3,20

FUENTE: BBVA.

Las principales conclusiones que pueden obtenerse de este simple análisis descriptivo son que las variables población y empleo tienen un comportamiento prácticamente idéntico en su evolución entre 1955 y 2004, permitiendo ganancias de renta per cápita y productividad respectivamente, en la mayor parte de las regiones que pierden población-

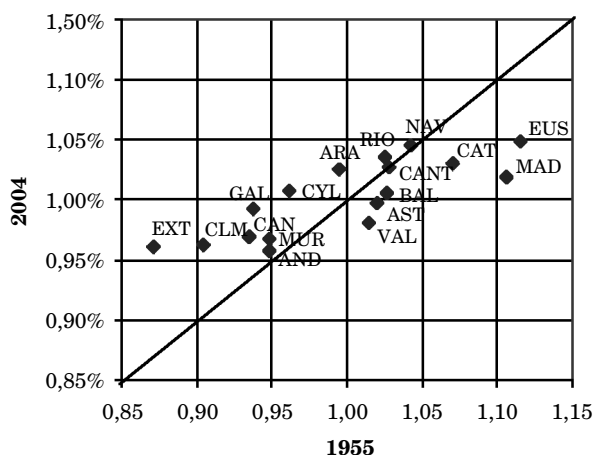
empleo y viceversa. Esta relación inversa entre ambas variables, indica que el factor poblacional tiene una importante influencia en el crecimiento económico de las regiones españolas, lo que confirma las conclusiones obtenidas en el modelo de Solow desarrollado en el capítulo primero, justificando la necesidad de incluir la variable poblacional en todo estudio de convergencia, por ser una de las responsables del nivel de renta per cápita del estado estacionario. Sin embargo, en la gran mayoría de ellos, este factor ha sido ignorado o tratado de forma residual, como se podrá comprobar más adelante.

No obstante, el análisis descriptivo realizado debe ser tomado con ciertas reservas, ya que únicamente da información de los cambios relativos producidos en distintos períodos de tiempo (en este caso de 1955 y 2004), pero no informa de lo sucedido en los años intermedios. Por otra parte, no permite saber si se ha producido un proceso de convergencia entre las regiones españolas, ni tampoco muestra la dinámica de dicho proceso.

Un paso más en el análisis de la evolución regional española puede realizarse a través de un simple gráfico de dispersión de las regiones, utilizando como variable el logaritmo del VABcf real (base 1980) per cápita de la región i respecto a la media nacional n , para $t_0 = 1955$ y $t_1 = 2004$. El objetivo es detectar cambios en las posiciones relativas de las regiones españolas y comprobar si se ha producido algún proceso de concentración entre ambos períodos analizados.

GRÁFICO IV.2

ANÁLISIS DE DISPERSIÓN DEL $\ln(y_{it})$ (Período 1955-2004)



En primer lugar se puede distinguir una disminución en las desigualdades regionales entre el período inicial y el final, visto a través del rango entre el valor máximo y el mínimo en 1955 y 2004, siendo mayor en el primero, aunque no parece haber grandes cam-

bios en las posiciones relativas de las regiones, con Euskadi siempre a la cabeza. Sobresalen los casos de Extremadura, seguida de CLM y Galicia que son los que más posiciones han aumentado y en el extremo contrario los casos de Madrid y Euskadi como los que más posiciones han cedido. En segundo lugar, el análisis de la bisectriz muestra que se ha producido un empeoramiento de la situación relativa en prácticamente todas las regiones que partían de una situación superior a la media nacional en 1955 (casi todas están por debajo de la bisectriz) exceptuando La Rioja y Aragón. Por el contrario, todas las regiones que estaban más atrasadas en 1955 han mejorado su situación en 2004, lo que estaría dando muestra de convergencia hacia la media, tanto de regiones ricas como pobres. Finalmente, Andalucía, Navarra, Rioja y Cantabria parecen haber mantenido su posición relativa en el período de análisis.

Nuevamente, este análisis, aunque mejora la información sobre el proceso de convergencia regional, está sometido a las mismas limitaciones del análisis descriptivo, justificando la utilización de herramientas estadísticas específicamente desarrolladas para el estudio de la convergencia sigma.

IV.4. ANÁLISIS DE CONVERGENCIA SIGMA (σ)

El concepto de convergencia sigma fue inicialmente introducido por Sala-i-Martin (1990) y se define como el proceso de reducción, a lo largo del tiempo, de la dispersión en la distribución de una variable, (ya sea renta, producción o cualquier otra) aplicada sobre una determinada población (ya sean individuos, factores productivos, etc.) entre distintas unidades territoriales (provincias, regiones, países, etc.).

Siguiendo la notación de Sala-i-Martin (1996a), se produce convergencia sigma cuando $\sigma_{t+T} < \sigma_t$, donde σ_t es la desviación estándar del $\ln y_{it}$ e y_{it} es el valor añadido bruto a coste de factores real per cápita de la región i en el momento t . Una vez determinado este proceso, la mayor parte de los estudios han tratado de identificar los factores que más han podido influir en dicha evolución y en la formación de posibles agrupaciones homogéneas con comportamientos dinámicos similares en el proceso de convergencia.

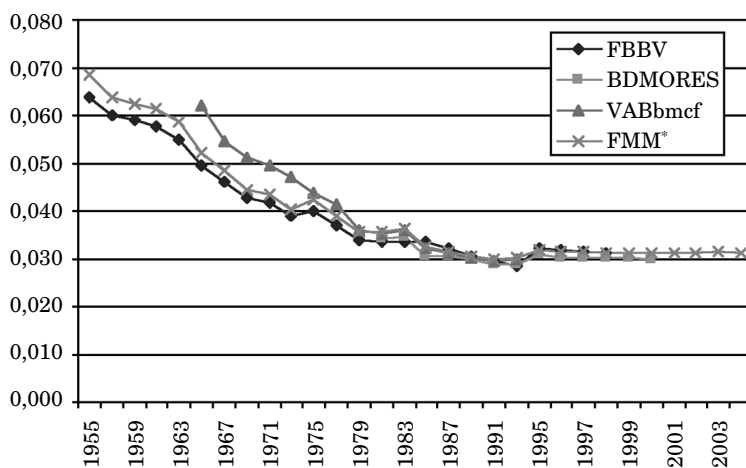
En los análisis de convergencia sigma tradicionales, los investigadores han empleado multitud de indicadores, siendo el *coeficiente de variación* de la variable elegida, uno de los más utilizados (Abramovitz, 1986, 1994; Dollar y Wolff, 1988, 1993 o Dorwick y Nguyen, 1989, entre otros, para estudios internacionales; Ezcurra, 2001 o Garcimartín y Martín-Mayoral, 1998, para las regiones españolas). Otros estadísticos empleados habitualmente han sido, la *desviación típica del logaritmo* (Barro y Sala-i-Martin, 2004; Cuadrado-Roura, García-Graciano y Raymond, 1999; Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha, 1999), la *media*

(Abramovitz, 1986 y 1994; Dollar y Wolff, 1988 y 1993) o la *varianza del logaritmo* (Barro y Sala-i-Martin, 2004).

A continuación se calcula el coeficiente de variación de las CCAA, medido a través de la relación entre la desviación típica y la media del logaritmo del VABcf pc en miles de pesetas de 1980, para las distintas bases de datos disponibles. Los resultados se muestran en el gráfico [IV.3].

GRÁFICO IV.3

COEFICIENTE DE VARIACIÓN DEL LOGARITMO DEL VAB_{pc} REAL (Período 1955-2004)



* Base de datos elaborada por el autor a partir de las anteriores.

Se puede observar que los resultados son muy parecidos entre las distintas bases de datos empleadas, lo que da muestra de la robustez de la base de datos propuesta como instrumento de medida. Todos ellos muestran un claro proceso de convergencia sigma que parece agotarse a principio de la década de los ochenta, lo que coincide con los resultados obtenidos por Raymond y García-Greciano (1994, 1996) o García-Greciano y Raymond (1999)⁸⁸.

Sin embargo, el coeficiente de variación sigue presentando dos importantes limitaciones. La primera, que considera a todas las regiones como si fueran iguales, lo que significa, por una parte, que no tiene en cuenta su población o renta relativas y, por otra, que el peso de la transferencia no varía con la posición relativa que ocupe cada región en la distribución. La segunda limitación, es que este tipo de estimadores no muestra adecuada-

⁸⁸ Utilizan la desviación típica del logaritmo de la renta per cápita y descomponen la varianza del logaritmo en productividad y empleo.

mente la dinámica de la distribución de la renta per cápita de cada una de las regiones, ni permite saber cuáles pueden ser los factores que definen los procesos del cambio regional (Quah, 1993a, 1993b, 1995; Rey y Montouri, 1999; Lopez-Bazo *et al.*, 1999).

Dada la complejidad del proceso de convergencia espacial, es necesario utilizar otros instrumentos de medida que sean más informativos acerca de la dinámica de la distribución regional. Por ese motivo, en los últimos años se ha producido una creciente tendencia a ampliar su estudio con índices utilizados en los análisis de desigualdad.

■ IV.4.1. ÍNDICES DE DESIGUALDAD EN CONVERGENCIA SIGMA

Hasta hace relativamente poco tiempo, las corrientes de estudio sobre desigualdad y convergencia habían permanecido separadas, utilizando, cada una de ellas, distintas técnicas de análisis. En este sentido, la literatura tradicional sobre desigualdad⁸⁹ se ha centrado fundamentalmente en el estudio del individuo a través de la distribución personal de la renta, mientras que la literatura sobre convergencia económica ha estado más preocupada por la evolución de la renta per cápita o de la productividad de diversas unidades geográficas, ya fueran regiones o países. Es fácil comprobar que ambas corrientes tratan de estudiar, a través de una serie de instrumentos, la evolución en el tiempo de la distribución de una variable, considerada de especial relevancia desde el punto de vista del bienestar o de la actividad económica, ya sea el ingreso, el consumo o cualquier otro factor de bienestar, de población o de actividad económica. Por tanto, las técnicas de análisis utilizadas en los estudios de desigualdad podrían perfectamente ser aplicadas en los estudios de convergencia espacial o, más generalmente, a la medición de la dispersión de cualquier variable, ya fuera con contenido económico o no.

El conjunto de indicadores utilizados en la literatura de la desigualdad personal, por lo general, consiste en una media aritmética de las distancias entre dos variables, ponderadas por la frecuencia relativa de una variable de interés, que puede ser la variable poblacional o la variable renta, por lo que se trata de índices lineales en las frecuencias y convexos en las distancias⁹⁰. Esta ponderación, olvidada en los estudios tradicionales de «convergencia sigma», permite proporcionar distintos pesos a las economías que forman parte de la muestra que se pretende analizar.

⁸⁹ Entre los trabajos más sobresalientes se puede mencionar: Atkinson (1970), Sen (1973), Shorrocks (1980, 1982a, 1982b y 1984), Chakravarty (1990), Esteban y Ray (1993, 1994), Cowell (1995) o Rabadán y Salas (1996).

⁹⁰ Por el contrario, las medidas de polarización propuestas por Esteban y Ray (1993, 1994) y Esteban (1996) son lineales en las distancias y convexas en las frecuencias. La razón es que la idea de polarización trata de poner énfasis, de forma prioritaria, en la similitud o disparidad entre los tamaños de las frecuencias relativas de los distintos puntos, por lo que el concepto de polarización es más adecuado en contextos multimodales. Las medidas de variabilidad, para datos muestrales de muchos de los índices considerados, pueden encontrarse en Kendall y Stuart (1963) u obtenerse aproximaciones asintóticas mediante el método delta (Rao, 1973) o técnicas de *bootstrapping* (Mills y Zandvakili, 1997). En términos de la teoría estadística para inferir si los cambios en una distribución o curva de Lorenz son o no significativos, los últimos años han visto un importante crecimiento de las técnicas disponibles,

La mayor parte de los análisis sobre desigualdad espacial que han sido realizados, han utilizado indicadores per cápita medios por unidad geográfica, de modo que el cambio producido en dicha desigualdad en un período de tiempo, es considerado como un proceso de convergencia o divergencia sigma⁹¹.

Los indicadores utilizados en el presente trabajo, se han limitado a la introducción de la dimensión poblacional en el análisis de convergencia regional como factor de ponderación, tomando como población relativa, el porcentaje de población de una región respecto al total nacional⁹².

Entre los autores españoles que han utilizado este tipo de indicadores en los estudios de convergencia regional o nacional, pueden mencionarse a Ruiz-Castillo (1986, 1987, 1993, 1997), Bosch, Escribano y Sánchez (1989), Cuadrado-Roura (1991), Esteban (1994, 1996), Rabadán y Salas (1996), Villaverde (1996), Duro y Esteban (1998), Goerlich y Mas (1997, 1998b), Goerlich (1998), Cuadrado-Roura *et al.* (1998, 1999)⁹³ o Duro (2003a, 2003b, 2004, 2005) entre otros.

Existe una amplia variedad de índices de desigualdad⁹⁴, muchos de ellos basados en la «curva de Lorenz» (Lorenz, 1905), que intentan resumir la información gráfica suministrada en una medida cuantitativa que muestra la divergencia entre dicha curva y la bisectriz que representa la equidistribución, siendo quizás el más popular de todos el *índice de Gini* (Gini, 1912)⁹⁵. Otras medidas utilizadas han sido el *índice M*, que mide la distancia

a pesar de la complejidad del tema. Una aplicación interesante de estas técnicas puede verse en Bishop, Formby y Thistle (1992). Sobre consideraciones teóricas acerca de cómo inferir la dominancia de una distribución o curva de Lorenz sobre otra, pueden consultarse en Gail y Gastwirth (1978), Beach y Davidson (1983), Gastwirth y Gail (1985), Beach y Kaliski (1986), Howes (1993), Bishop, Chow y Formby (1994), Bishop, Chakraborti y Thistle (1994) o Davidson y Duclos (1997).

⁹¹ No obstante, este enfoque ha sido objeto de críticas por parte de Quah (1993a, 1993b) y Esteban (1996). Tanto la convergencia como la desigualdad, son fenómenos complejos y multidimensionales, por lo que no parece adecuado resumir su evolución en un único estadístico. Quah ha enfatizado satisfactoriamente este punto y ha propuesto una serie de instrumentos metodológicos complementarios para analizar la evolución dinámica de distribuciones en el corte transversal que fueron comentados en el capítulo tercero.

⁹² Como señala Sala-i-Martin (2006), la introducción del peso relativo de la población de cada país en los análisis de distribución de la renta, permite obtener resultados contrarios a la formación de distribuciones bimodales entre países. Jones (1997) y Shultz (1998), utilizando este tipo de indicadores ponderados por la población relativa, demuestran que desaparece la tendencia a la divergencia en el nivel de rentas de amplios grupos de países.

⁹³ Aunque no especifican qué índice de dispersión utilizan.

⁹⁴ Descritos ampliamente en los trabajos de Chakravarty (1990), Cowell (1995), Goerlich (1998) o Litchfield (1999).

⁹⁵ La ecuación del índice de Gini se expone a continuación:

$$IG = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_i \sum_j |y_i - y_j| = \frac{1}{2\mu} \sum_i p_i p_j |y_i - y_j|, \quad [IV.1]$$

Donde $\mu = \frac{\sum y_i}{n}$ es la media aritmética de los ingresos de la distribución.

Los valores posibles del *IG* están entre 0 (equidistribución) y 1 (máxima desigualdad). En términos geométricos, el índice de Gini es igual a dos veces el área entre la línea de 45° (equidistribución) y la curva de Lorenz.

máxima entre la línea de igualdad perfecta y la curva de Lorenz, (Schutz, 1951)⁹⁶, el *ran-go*⁹⁷ o la *varianza*⁹⁸, lo que da muestra de la multitud de indicadores disponibles para medir la desigualdad, por lo que cabría preguntarse cuáles son los más apropiados para ser utilizados en el estudio de la convergencia sigma o desigualdad espacial. A este respecto, Shorrocks (1982a, 1982b) enumera una serie de propiedades básicas o axiomas que debe cumplir cualquier medida de desigualdad:

1. El índice empleado debe ser *independiente de la escala del ingreso*, es decir, debe dar el mismo resultado independientemente de la unidad de medida que se tome (pesetas, euros o miles de euros). Además, el índice no varía, aunque la renta de cada individuo en la población (o la renta per cápita de cada agrupación) se vea alterada en la misma proporción. Es lo que se llama «homogeneidad de grado cero en rentas».
2. El índice empleado debe ser *independiente del tamaño de la población* (Dalton, 1920), es decir, ha de permanecer inalterado aunque el número de individuos o de agrupaciones en cada nivel de renta se vea alterado en la misma proporción cuando se unen dos distribuciones idénticas. Es lo que se conoce como «homogeneidad de grado cero en población». Con esta propiedad, el índice es sensible a los cambios en la población relativa de las regiones, no de la población absoluta⁹⁹.
3. *Simetría o anonimato*: todo índice de desigualdad debe ser independiente de cualquier característica de los individuos, incluido su nivel de rentas.
4. Debe satisfacer el *principio de transferencias de Pigou (1912)-Dalton (1920)*, esto es, cualquier transferencia de un individuo rico a uno más pobre que no invierta sus posiciones relativas, debe reducir (o al menos no aumentar) el valor del índice y viceversa (Atkinson, 1970; Cowell, 1985; Sen, 1973). En la literatura este principio se conoce como el «principio débil de las transferencias» porque todo lo que requiere es que, dada una transferencia, la desigualdad se modifique; pero no dice nada acerca de cuánto debe reducirse o aumentar¹⁰⁰.
5. *Descomposición o descomponibilidad*: todo índice de desigualdad debe permitir su descomposición aditiva o multiplicativa en varios subconjuntos disjuntos de la distribución, como por ejemplo subgrupos de población o factores de renta, siendo

⁹⁶ Representada por la función: $M = \frac{1}{2\mu} \sum_i p_i |x_i - \mu|$, [IV.2]

⁹⁷ $R_\mu(x) = \frac{1}{\mu} [\max(x_i)_{i=1}^n - \min(x_i)_{i=1}^n]$, [IV.3.]

⁹⁸ $\text{var}_w(x) = \sum_i p_i (x_i - \mu)^2$, [IV.4]

⁹⁹ En el caso de distribuciones continuas esto equivale a que el índice pueda ser calculado sólo a partir de la función de densidad.

¹⁰⁰ El principio de las transferencias en sentido fuerte, requiere que la modificación en la desigualdad dependa sólo de la distancia entre las proporciones de renta de los individuos, y no de los individuos en sí mismos.

éste uno de los atractivos más interesantes que puede tener un índice de desigualdad, como se verá más adelante.

Volviendo a los índices mencionados previamente, el índice de Gini sólo satisface las tres primeras propiedades de independencia (escala, tamaño de la población y simetría), pero no cumple el principio de transferencias en sentido fuerte, es decir, las transferencias no se ponderan por su posición en la escala de ingresos, ni tampoco cumple la propiedad de descomposición aditiva si los grupos no son disjuntos¹⁰¹. Además, el significado de los componentes de descomposición no siempre es fácilmente interpretable. Otro inconveniente de este índice es su diferente valoración ante cambios en la distribución de la renta en función de en qué parte de la misma ocurran, dando más importancia al caso de que las transferencias se produzcan en el centro de la distribución¹⁰².

El *índice M* satisface las propiedades de independencia respecto a la escala y al tamaño de la población, pero no satisface el principio de transferencias de Pigou-Dalton¹⁰³. El *rango*, al ignorar todo lo que sucede entre los valores extremos, no verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton. La *varianza*, en cambio, sí cumple el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, al igual que la propiedad de independencia del tamaño de la población, pero viola la independencia respecto a la escala¹⁰⁴. Una forma de eliminar esta limitación de la varianza con la escala es calcular la *varianza de los logaritmos*¹⁰⁵. Sin embargo, la varianza de los logaritmos no verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, en concreto para rentas superiores a μ_e , donde e es la base de los logaritmos neperianos (Cowell, 1995). No obstante, una propiedad interesante de este índice, como la varianza de cualquier variable, es que es descomponible en la suma de dos componentes, un componente «inter-grupos» (*between*) y otro componente «intra-grupos» (*within*). Otras características atractivas derivan de su relación con la distribución lognormal (Aitchison y Brown, 1957).

Finalmente, la familia de índices de entropía generalizados (*GE*) satisface los cinco axiomas mencionados (Cowell, 1995; Goerlich, 1998), motivo por el cual ha sido utilizado en un creciente número de estudios de *convergencia sigma*.

¹⁰¹ Algunos autores como Fei, Ranis y Kuo (1978), y Yitzhaki and Lherman (1991) han desarrollado la descomposición de este índice.

¹⁰² Una transferencia de un individuo rico a uno pobre tendrá mayor efecto sobre el índice de Gini si los dos se encuentran cerca del centro de la distribución que si se encuentran en los extremos de la misma.

¹⁰³ En general, ninguna de las medidas que son proporcionales a la desviación absoluta media relativa lo satisfacen.

¹⁰⁴ $\text{var}(\lambda y) = \lambda^2 \text{var}(y)$ [IV.5]

¹⁰⁵ $\text{var}_w(\log x) = \sum_i p_i (\log x_i - \log \mu)^2$ [IV.6]

donde $\log \mu = \sum_i p_i \log x_i$ [IV.7]

La fórmula general para cualquier índice GE es la siguiente:

$$GE(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta - 1)} \left[\sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \text{ para } \beta \neq 0, 1, \quad [IV.8]$$

donde n es el número total de individuos de la muestra o dicho de otra forma, la población total de todas las agrupaciones, y_i es el ingreso de cada individuo (renta per cápita) i , $i = (1, 2, \dots, n)$ son los individuos o agrupaciones, $\mu = \sum p_i y_i$ es la media ponderada de los ingresos de la distribución y $p_i = \frac{n_i}{n}$, la frecuencia relativa o población relativa, es decir, el porcentaje de población de cada agrupación.

β es un parámetro que muestra la aversión de la sociedad a la desigualdad, permitiendo dar un mayor peso a distintas partes de la distribución de rentas. Para valores bajos de β , el índice sería más sensible a cambios producidos en la cola inferior de la distribución (rentas más bajas), mientras que para valores altos, el GE daría más importancia a cambios en la cola superior, como demostró Shorrocks (1980). Los valores más utilizados de β son 0, 1 y 2. Cuando $\beta = 0$ se da un mayor peso a las distancias entre los ingresos en la cola inferior de la distribución (es decir a los cambios producidos en las agrupaciones más pobres). Cuando $\beta = 1$ se da igual peso en toda la distribución y si $\beta = 2$ se da más peso a las variaciones de renta producidas en la cola superior.

Las medidas GE con $\beta = 0$, $\beta = 1$ y $\beta = 2$, después de ser transformadas por la regla de L'Hopital, se convierten en los distintos índices de desigualdad de Theil (1967), es decir, la desviación media del logaritmo (*Mean Logarithmic Deviation* - MLD) o Theil(0), que sería el límite de GE cuando $\beta \rightarrow 0$, el índice Hirschman-Herfindahl o índice de Theil(1), que sería el límite de GE cuando $\beta \rightarrow 1$, y en 1/2 del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado o índice de Theil(2) cuando $\beta \rightarrow 2$ ¹⁰⁶.

La ecuación del índice de entropía generalizado ponderado por la frecuencia relativa de la población para $\beta = 0$ quedaría:

$$GE(0) = T(0) = \sum_{i=1}^n p_i \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right), \quad [IV.9]$$

La ecuación [IV.9] toma el valor 0 cuando existe igualdad perfecta (equidistribución), pero, sin embargo, no está definida para distribuciones con renta *per cápita* cero, aunque ésta no será una limitación en el análisis de convergencia sigma regional por razones obvias.

Para $\beta = 1$, el índice se expresa a partir de la siguiente ecuación:

$$GE(1) = T(1) = \sum_{i=1}^n p_i \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right), \quad [IV.10]$$

¹⁰⁶ En los apartados siguientes, se denotará $T(\beta)$ por coincidir con los índices de Theil o $GE(\beta)$ indistintamente.

que puede variar entre 0, igualdad perfecta, y $-\log p_i$, máxima desigualdad, cuando el individuo o la agrupación i acapara todo el volumen de renta. $\frac{y_i}{\mu}$ sería la pendiente de la curva de Lorenz en el percentil correspondiente al nivel de renta per cápita y_i ¹⁰⁷.

Finalmente, con $\beta = 2$, el índice GE se convierte en 1/2 del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado, definido por la siguiente expresión:

$$GE(2) = \frac{1}{2} CV(y)^2 = \frac{1}{2} \frac{\text{var}(y)}{\mu^2} \sum_{i=1}^n p_i (y_i - \mu)^2, \quad [IV.12]$$

Existen otras medidas utilizadas frecuentemente en los análisis de desigualdad personal, como por ejemplo la *familia de índices normativos de Atkinson (1970)*, pero no serán objeto de estudio en el presente trabajo, al estar basadas en la función de bienestar social¹⁰⁸.

■ IV.4.2. ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA SIGMA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS A TRAVÉS DE LA FAMILIA DE ÍNDICES DE ENTROPÍA GENERALIZADA

El análisis empírico realizado sobre las regiones españolas para el período 1955-2004, a través de la familia de índices de entropía generalizada GE ponderados por la población para $\beta = 0, 1, 2$, sobre las distintas bases de datos comentadas previamente arroja los resultados que aparecen en los gráficos IV.4, IV.5 y IV.6.

Como se puede apreciar, todos los índices analizados tienen un comportamiento similar. Sin embargo es preciso realizar varias apreciaciones: en primer lugar, los índices GE(0) y GE(1) muestran una mayor variación entre las distintas bases de datos que en el caso del índice de GE(2) y, por consiguiente, que en el caso del coeficiente de variación calculado anteriormente. Una posible explicación de este comportamiento es que pueden existir mayores diferencias entre los datos de las regiones más pobres de las distintas fuentes estadísticas, puesto que el índice GE(0) es más sensible a la cola inferior de la distribución de rentas, mientras que, a medida que aumenta el parámetro β , parece mostrar menores diferencias, por lo que los datos de regiones más ricas serían más parecidos entre

¹⁰⁷ Cuando se pondera por la frecuencia relativa de la variable renta en vez de la variable población, como ha propuesto Goerlich (1998, 2001), considerando q_i como el porcentaje de renta relativa del agregado i en el total nacional ($q_i = \frac{p_i y_i}{\mu}$) entonces el índice de Theil(1) quedaría:

$$GE(1) = T(1) = \sum_{i=1}^n q_i \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right), \quad [IV.11]$$

¹⁰⁸ Cuando $\beta = 1 - \varepsilon$ el índice GE se hace equivalente ordinalmente a la familia de Atkinson para valores de $\beta < 1$.

GRÁFICO IV.4

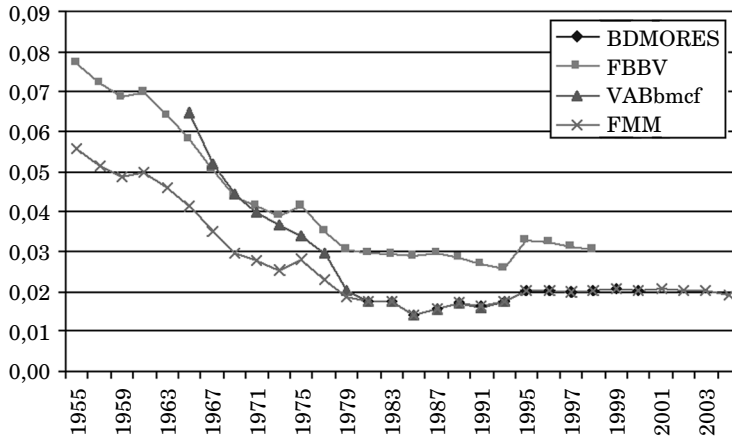
ÍNDICES GE PARA $\beta = 0$ (Período 1955-2004)

GRÁFICO IV.5

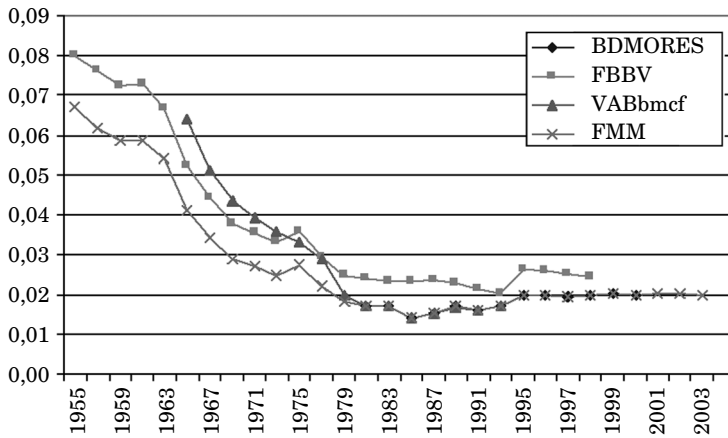
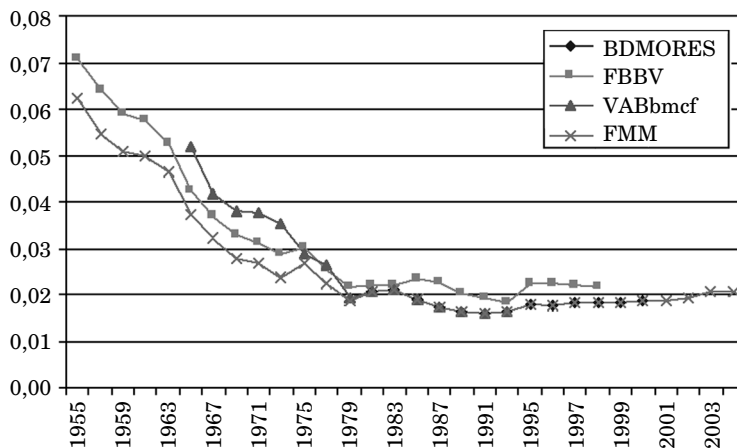
ÍNDICES GE PARA $\beta = 1$ (Período 1955-2004)

GRÁFICO IV.6

ÍNDICES GE PARA $\beta = 2$ (Período 1955-2004)

las distintas bases de datos¹⁰⁹. En segundo lugar, la unión de base de datos propuesta en la presente tesis, mantiene un comportamiento muy similar al resto de bases de datos, lo que da prueba de la robustez de la serie. En tercer lugar, la evolución de la desigualdad regional entre 1955 y 2004, muestra una clara disminución de las disparidades entre CC.AA. hasta 1979 ó 1981, según el indicador utilizado¹¹⁰. A partir de ese momento parece estabilizarse, aunque en GE(2) se aprecia una cierta tendencia a la dispersión a partir de 1995, lo que podría significar que está aumentando la dispersión en el grupo de regiones más ricas, dado que el coeficiente de ponderación $\beta = 2$ es más sensible al comportamiento de la cola superior de la distribución de rentas.

El análisis de *convergencia sigma* medido a través de los distintos índices de entropía generalizada mejora el anterior análisis basado en coeficientes de variación, permitiendo ponderar las distintas regiones por su población relativa y dar distinta importancia a las diferentes colas de la distribución. Sin embargo, este análisis sigue dando poca información sobre lo que puede estar sucediendo entre y dentro de las regiones españolas, por lo que es necesario realizar un estudio más detallado aprovechando las propiedades de descomposición de estos indicadores. En concreto, se tratará de detectar si el proceso de

¹⁰⁹ En todo caso, estos índices han de ser utilizados con gran precaución, ya que muestran una alta sensibilidad a pequeñas variaciones en los datos de origen, lo que podría distorsionar el análisis de convergencia. Esto no sucede con el coeficiente de variación ni con el coeficiente de variación al cuadrado, que parecen ser más consistentes entre las distintas bases de datos y a las variaciones en las estimaciones iniciales.

¹¹⁰ Este estancamiento se produce también en los países de la UE, lo que muestra cierto paralelismo entre la convergencia sigma de la UE y de las regiones españolas.

convergencia sigma nacional viene determinado por un componente «intra-grupos» (*within*) o «inter-grupos» (*between*) gracias a una descomposición estática aditiva por grupos de población. En segundo lugar, se realizará una descomposición dinámica, con el fin de estudiar el impacto de los cambios inter-temporales producidos en los componentes renta y población, tanto entre regiones como dentro de ellas. La última descomposición propuesta es de tipo multiplicativa, por fuentes de ingreso, desagregando el PIBpc en productividad, tasa de empleo, tasa de actividad y un componente estructural, para medir su contribución al índice general.

Con este objetivo, como primera profundización en el análisis de la dinámica en la desigualdad espacial española, y dado que estos índices se calculan como un sumatorio de los individuos o agrupaciones en que ha sido dividida la población (regiones en este caso), se ha procedido a analizar la contribución de cada una de ellas al índice global¹¹¹. Previamente, es necesario tener en cuenta una serie de apreciaciones con respecto a la contribución regional al índice de Theil, deducidas de su propia formulación. La primera es que las regiones con mayores desigualdades respecto a la media y/o las regiones con más población relativa (p_i) son las que más van a contribuir a este índice. A medida que la renta per cápita de estas regiones converge a la renta media, su contribución al índice tiende a cero¹¹². En segundo lugar, las regiones cuya renta per cápita se sitúa por encima de la media nacional, tomarán valores negativos dentro del sumatorio que forma el índice GE(0)¹¹³, mientras que las que se localizan por debajo de la media nacional, actuarían al contrario.

La contribución de cada una de las regiones al índice general de desigualdad GE(0) puede agruparse según comportamientos similares, como muestran los gráficos IV.7, IV.8, IV.9, IV.10, IV.11 y IV.12.

En el gráfico [IV.7] se puede advertir que la contribución de Castilla y León, Castilla la Mancha, Extremadura y Galicia al índice general ha tenido un comportamiento muy similar de acercamiento hacia cotas superiores en la distribución de la renta per cápita durante todo el período, excepto Castilla la Mancha a partir de la década de 1990, donde se aprecia una cierta reversión. Respecto a Castilla y León, se puede ver cómo consigue superar discretamente la media nacional a partir de 2002. El gráfico [IV.8] muestra que, hasta 1979, Madrid, Cataluña y Euskadi mantienen un acercamiento similar hacia posiciones medias. A partir de 1985, Cataluña vuelve a alejarse hasta principios de la década de 1990, en que parece fluctuar en la cota superior de la distribución, convirtiéndose en la región que mayor peso relativo tiene en el índice GE(0). Madrid, desde finales de 1970 hasta principios de 2000 parece estabilizarse en su desigualdad regional, aunque a partir de 2000 vuelve a

¹¹¹ Aunque este aspecto parece haber sido ignorado por otros autores, consideramos que es importante realizar esta profundización, ya que permite conocer cuál ha sido la aportación de cada región a la evolución de la convergencia sigma general.

¹¹² Lo mismo sucedería si hubiera disminuciones importantes en las posiciones relativas de población.

¹¹³ Por el contrario, para el índice GE(1) las regiones más pobres tomarían valores positivos.

GRÁFICO IV.7

GE(0) DE REGIONES MÁS POBRES QUE DISMINUYEN SU CONTRIBUCIÓN (Período 1955-2004)

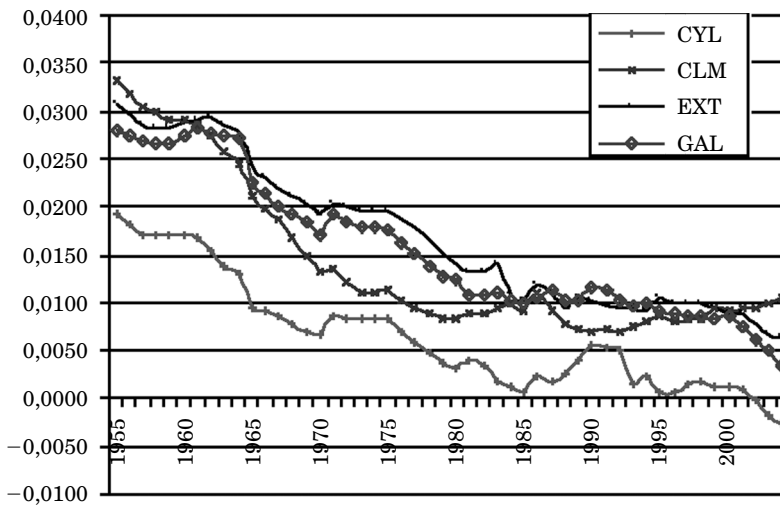


GRÁFICO IV.8

GE(0) DE REGIONES MÁS RICAS QUE DISMINUYEN SU CONTRIBUCIÓN (Período 1955-2004)

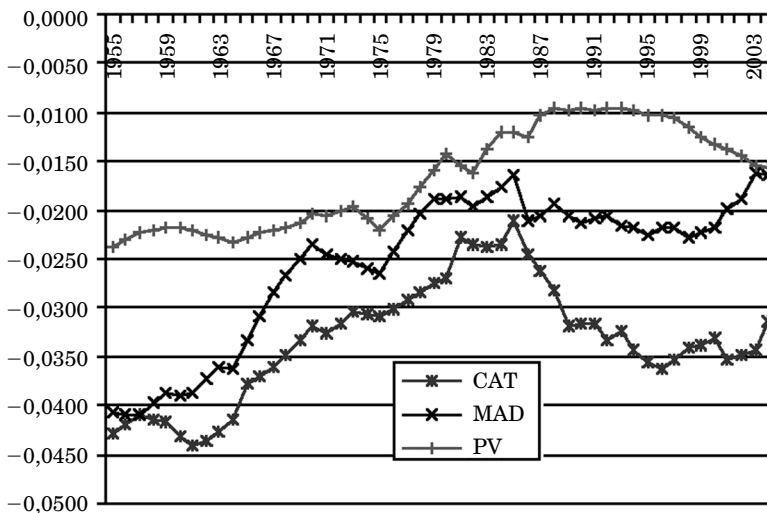


GRÁFICO IV.9

GE(0) ANDALUCÍA (Período 1955-2004)

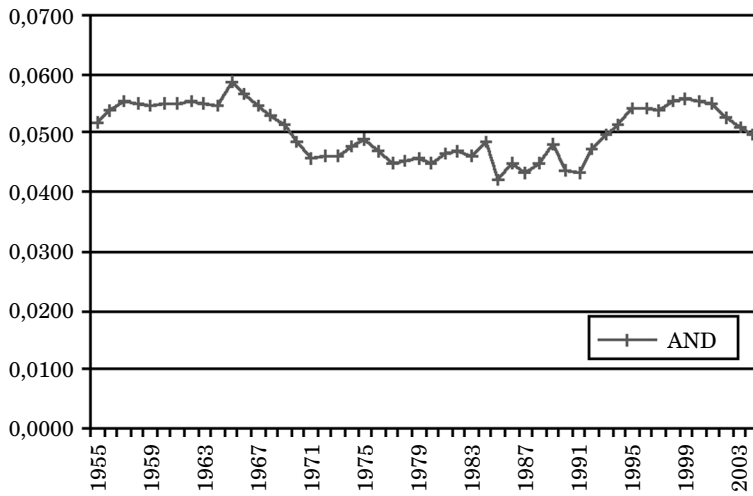


GRÁFICO IV.10

GE(0) ASTURIAS Y VALENCIA (Período 1955-2004)

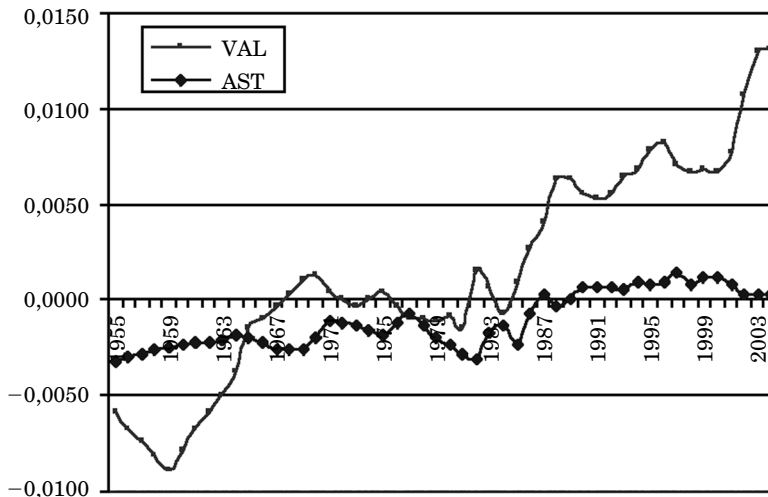


GRÁFICO IV.11

GE(0) RESTO DE REGIONES (1) (Período 1955-2004)

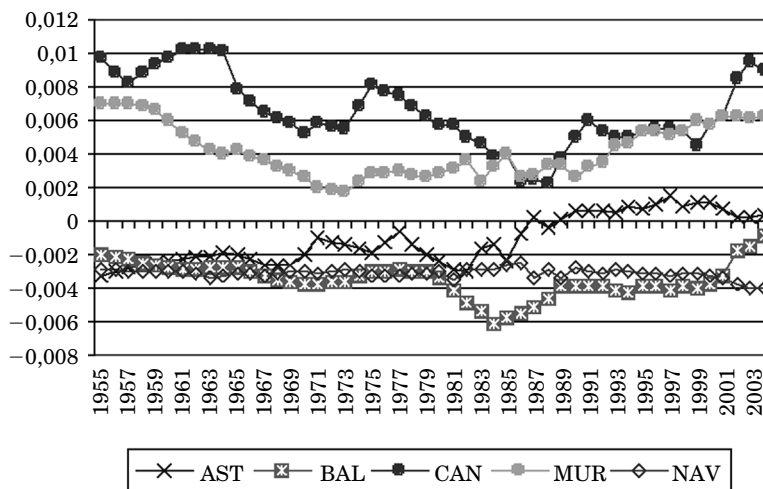
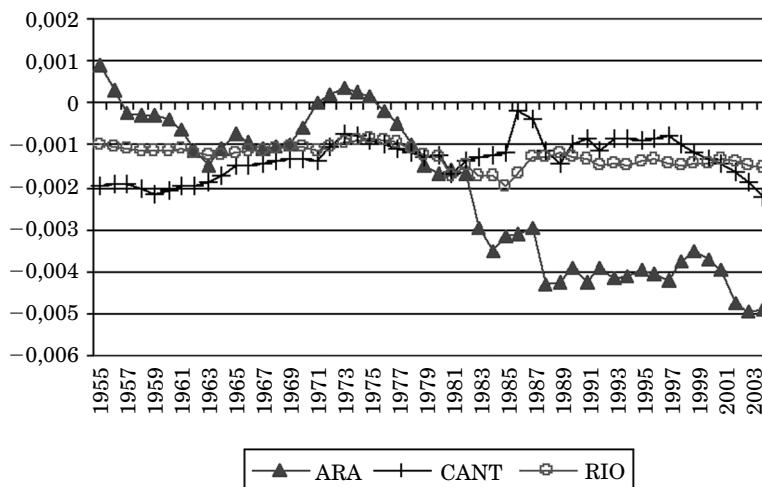


GRÁFICO IV.12

GE(0) RESTO DE REGIONES (2) (Período 1955-2004)



disminuir su desigualdad de forma acelerada hacia la media. Euskadi, que durante prácticamente toda la década de 1990 pareció estancarse en su acercamiento, a partir de 1998 se aleja hacia posiciones ricas.

El gráfico [IV.9], muestra cómo Andalucía permanece en una situación constante en cotas inferiores, con una fuerte contribución a la desigualdad global, mientras que el gráfico [IV.10] evidencia como Valencia y Asturias comienzan en una situación superior a la media, pero con una tendencia hacia la cota inferior de la distribución, sobre todo en el caso de Valencia a partir de 1985. Asturias, sin embargo, experimenta un proceso más discreto que se agota a partir de 1987. Finalmente, los gráficos [IV.11] y [IV.12] contienen el resto de regiones, en las que al tener una población relativa muy baja, apenas se percibe el cambio, sin embargo, un análisis más detallado permite ver que Canarias parte de la cola inferior de la distribución convergiendo hacia la media hasta 1988 y, a partir de ese momento, vuelve a su situación de partida. Lo mismo sucede con Murcia, pero el cambio de tendencia se produce con anterioridad, a partir de 1973. Asturias, a partir de 1970 comienza una lenta recaída hasta 2000 en que parece estabilizarse en torno a la media. Aragón, a partir de 1976, supera definitivamente la media nacional y su tendencia es creciente durante todo el período restante, con una fase de estancamiento entre 1988 y 2001. Cantabria, Navarra y La Rioja parecen fluctuar en una cota superior a la media. Finalmente, Baleares, a partir de 2000, parece disminuir su contribución, acercándose rápidamente hacia la media.

En todos los gráficos analizados, la gran mayoría de regiones parecen experimentar cambios significativos en su contribución al índice de desigualdad global en torno a 1985. En todo caso, es preciso tener en cuenta que los gráficos señalados no muestran procesos de convergencia entre los distintos grupos, sino comportamientos similares en el proceso global de convergencia sigma producido entre las regiones españolas en el período 1955- 2004.

■ IV.4.2.1. Descomposición de los índices de desigualdad

Una de las propiedades más interesantes de los índices de desigualdad para economistas y agentes decisores es su descomposición en una serie de factores explicativos, ya que permite determinar qué parte de la desigualdad total observada es debida a cada uno de ellos, permitiendo conocer la estructura y la dinámica de la desigualdad. En este sentido, en toda descomposición lo más importante es crear una regla que defina la desigualdad total como la suma o el producto, mutuamente excluyente y completamente exhaustivo, de las contribuciones de cada uno de los factores en que ha sido descompuesto.

Supongamos que el conjunto de individuos n es dividido en g factores o grupos disjuntos¹¹⁴ de acuerdo a diferentes criterios, con sus respectivos vectores de rentas (y_g) , in-

¹¹⁴ Este aspecto es especialmente importante para que la suma de los índices de los factores sea igual al índice general, como se verá más adelante.

gresos medios (μ_g), población (n_g) y población relativa ($p_g = \frac{n_g}{n} = \sum_{i \in N_g} p_i$). En este caso, cualquier índice de desigualdad que cumpla los cinco axiomas mencionados previamente podrá ser expresado de la siguiente forma:

$$I(y) = \sum_g I(y_g), \quad [\text{IV.13}]$$

donde $I(y_g)$, es la contribución absoluta del grupo (g) a la desigualdad total.

Por tanto, la contribución proporcional de cada uno de los factores a la desigualdad total vendrá dado por la expresión:

$$I(g) = \frac{I(y_g)}{I(y)}, \text{ donde } \sum I(g) = 1 \quad [\text{IV.14}]$$

A este respecto, cualquier función que dé valores apropiados a la contribución proporcional de factores, deberá ser considerada como una regla de descomposición. De acuerdo con Shorrocks (1982a, 1984) se pueden aplicar una ilimitada cantidad de reglas de descomposición a cada índice de desigualdad, siempre y cuando sean independientes del índice escogido. Sin embargo, muchas veces existen efectos indirectos de unos agregados sobre otros, o dicho de otra forma, existe correlación entre los sumandos, no cumpliéndose la mencionada regla de descomposición.

Las primeras descomposiciones realizadas sobre distintos índices de desigualdad, aplicadas al análisis de factores espaciales se deben a los trabajos de Theil (1967) y Bhattacharya y Mahalanobis (1967), para los índices de Theil y Gini respectivamente, también Pyatt (1976), Bourguignon (1979), Cowell (1980), y Shorrocks (1982a, 1982b, 1984)¹¹⁵, Silber (1989) o Yitzhaki y Lherman (1991). Estos primeros trabajos mostraron que las desigualdades regionales jugaban un papel muy importante a la hora de explicar los cambios en la desigualdad a nivel nacional, lo que motivó un importante número de trabajos que trataban de explicar la desigualdad espacial¹¹⁶. Respecto a los trabajos españoles más sobresalientes que han descompuesto de distintas formas los diversos índices de desigualdad se pueden clasificar en, 1) descomposiciones multiplicativas a partir del índice de Theil ponderado por la renta: Duro y Esteban (1998) o Goerlich (2001), para países de la OCDE, Terrasi (2002) para regiones europeas, Cuadrado-Roura (1991) o Cuadrado-Roura *et al.* (1998) para CC.AA., Villaverde (1996) o Goerlich (1999) para provincias españolas; o a partir del índice de Theil ponderado por la población: Goerlich (2001) para países de la OCDE, Esteban (1994) para regiones europeas, o Duro (1997) para CC.AA. 2) descomposiciones aditivas en grupos de población (inter-intragrupos): Duro (2004) sobre regiones europeas.

¹¹⁵ Se pueden obtener más detalles de la metodología en Jenkins (1995). Fields (1980) proporciona varias aplicaciones a países en desarrollo.

¹¹⁶ Se puede consultar un resumen de los resultados para varios autores y países en Shorrocks y Wan (2004).

No obstante, la mayor parte de las descomposiciones realizadas han sido estáticas, es decir, aplicadas a datos de sección cruzada, siendo las descomposiciones dinámicas, aplicadas a series temporales, mucho más escasas y confusas. En cuanto a los diferentes tipos de descomposición, pueden clasificarse en aditivas o multiplicativas, por fuentes de renta o por subgrupos de población. El desarrollo de los distintos tipos de descomposición supera el objetivo del presente trabajo, pero puede encontrarse información detallada en Goerlich (1998), o con una mayor formalización en Shorrocks (1999). En el presente trabajo, las descomposiciones que serán llevadas a cabo se limitan a dos tipos, descomposiciones aditivas en subgrupos de población, tanto estáticas como dinámicas y descomposiciones multiplicativas por fuentes de renta.

■ IV.4.2.1.1. *Descomposición estática por subgrupos de población*

Consiste en la subdivisión de la población en grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes según diferentes criterios, para analizar qué parte de la desigualdad total es atribuible a cada uno de estos grupos. Quizás, la descomposición más utilizada dentro de este grupo haya sido la descomposición aditiva en dos componentes, el componente «inter-grupos» (*between*) (I_b), que mediría el grado de desigualdad entre los distintos grupos creados, es decir, la desigualdad externa, tomando como referencia la renta per cápita media en cada grupo; y el componente «intra-grupos» (*within*) (I_w), que mediría la desigualdad interna, es decir, el grado de desigualdad dentro de cada grupo. De acuerdo con Cowell y Jenkins (1995), los componentes intra-grupos e inter-grupos de desigualdad están relacionados con el índice general de desigualdad de la siguiente forma: ($I_b + I_w = I$), en cuyo caso se dice que el índice de desigualdad es «aditivamente descomponible en sentido débil».

En términos generales, si se divide la población en g subpoblaciones o grupos, cada una con n_g individuos, donde $g = 1, 2, \dots, Ng$, de modo que $\sum_g n_g = n$, la distribución de la renta se puede expresar como un vector de rentas de cada una de las poblaciones, por lo que la descomposición del índice general en los componentes intra-grupos e inter-grupos sería:

$$I(y) = \sum_g w_g I(y_g) + I_b(y), \quad [IV.15]$$

Donde w_g son las ponderaciones por población relativa o por renta relativa de los índices de desigualdad dentro de cada uno de los grupos. A su vez, el componente inter-grupos $I_b(y)$ podría ser descompuesto en nuevos componentes aditivos en sentido débil.

Respecto a qué índices son más apropiados para su descomposición en subgrupos poblacionales, el *índice de Gini*, no es, en general, descomponible en el sentido anterior $IG \geq$ Componente inter-grupos + componente intra-grupos (Zagier, 1983; Dagum, 1997),

al existir un tercer componente residual, llamado componente de solapamiento (*overlapping component*) que contabiliza a aquellos individuos que pertenecen a un grupo pero que pueden tener una renta más baja que los individuos de otro grupo (Milanovic, 2005). Sólo cuando todas las rentas de un subgrupo son inferiores a todas las rentas de otro subgrupo, el índice de Gini es descomponible aditivamente (Pyatt, 1976).

No obstante, la *familia de índices de Entropía Generalizada* siempre es descomponible¹¹⁷, motivo por el cual la mayoría de los estudios que han realizado descomposiciones en subgrupos de población, han utilizado los índices de entropía generalizada para distintas aversiones a la disparidad (principalmente para $\beta = 0,1$), atendiendo a diversos factores no espaciales como la edad, el nivel de educación, nivel de ingresos, raza, religión o sexo.

A continuación se lleva a cabo una descomposición del índice GE ponderado por la población para $\beta = 0$, por su mayor simplicidad en la descomposición respecto al resto de índices GE y porque para valores diferentes de β , los resultados ya no son tan fácilmente interpretables (Shorrocks y Wan, 2004)¹¹⁸.

$$GE_0(y) = GE_0(y_1, y_2, \dots, y_m) = \sum_g \rho_g GE_0(y_g) + \sum_g \rho_g \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = W + B, \quad [IV.16]$$

El «término interno o componente W » vendrá dado por la media ponderada de la desigualdad de cada subgrupo:

$$W = \sum_g \rho_g GE_0(y_g), \quad [IV.17]$$

donde,

$$GE_0(y_g) = - \sum_{i \in N_g} \left(\frac{n_i}{n_g} \right) \log \left(\frac{y_i}{\mu_g} \right) = \sum_{i \in N_g} \left(\frac{n_i}{n_g} \right) \log \left(\frac{\mu_g}{y_i} \right), \quad [IV.18]$$

mientras que el «término externo o componente B » vendrá dado por:

$$B = \sum_g \rho_g \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = \sum_g \left(\frac{n_g}{n} \right) \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = GE_0(\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_m), \quad [IV.19]$$

que representa el nivel de desigualdad obtenido si se reemplazara el ingreso de cada individuo dentro del grupo por el ingreso medio de su respectivo subgrupo.

Siguiendo a Shorrocks y Wan (2004), los valores que puede tomar B son los siguientes: si únicamente se considera una agrupación, no habrá diferencias en renta media entre las regiones al haber una sola región, por tanto B tiene que ser igual a 0. En el otro extre-

¹¹⁷ También lo sería la varianza de los logaritmos, sin embargo este índice está sujeto a otras limitaciones que fueron comentadas previamente.

¹¹⁸ Para un análisis detallado de la descomposición en subgrupos poblacionales para $\beta = 1$, ver Goerlich (1998).

mo, si el número de agrupaciones (m) es igual a número de individuos (n), ($m = n$), entonces B será igual al índice general de desigualdad (I). De esa forma, $0 \leq B \leq I$, donde $I \geq 0$ por la definición del índice de desigualdad. Por consiguiente, existe una relación directa entre el número de grupos y el valor de B , aumentando monótonamente con m . Por otro lado, por la propia definición de B , si la distribución de rentas es la misma en todas las regiones o si la renta media de todas ellas es la misma, entonces $B = 0$. También B , al ser una suma ponderada, dependerá del número de individuos que forman parte del grupo, de modo que cuanto más población tenga una región, mayor será su contribución a la B total. Es decir, que las regiones más pobladas estarán posicionadas en el centro de la distribución de ingresos mientras que el resto de regiones se irían situando monótonamente en ambas colas de la distribución (Davies y Shorrocks, 1989). Finalmente, las regiones con una sola provincia, no tendrán componente intra-grupo, siendo nula su contribución al componente global.

Cuando la agrupación se realiza atendiendo a criterios como población urbana-rural o provincias-regiones, como sucede en el presente trabajo, la contribución inter-grupos suele ser la más importante, por encima de la intra-grupos. La descomposición por grupos de población en España para el período 1955-1997, tomando como unidad de agrupación las diecisiete CC.AA., cuyos individuos son las provincias, utilizando el índice de GE(0) por su mayor simplicidad en la descomposición. El componente intra-grupos mostraría las diferencias en la renta relativa dentro de las regiones, es decir, diferencias entre provincias, mientras que el componente inter-grupos reflejaría las diferencias en renta media relativa entre regiones. Hay que tener en cuenta que el término «*within*» sólo será mayor que cero en aquellas regiones que tengan más de una provincia (10 regiones). El resto de regiones únicamente tendrían efecto «*between*». Para ello se ha utilizado la base de datos de la Fundación BBVA para los años 1955 a 1997, tomando datos provinciales de VABcf real (en miles de pesetas de 1986) per cápita¹¹⁹ (gráfico IV.13).

La descomposición aditiva «*within-between*» obtiene resultados que son similares al resto de estudios de descomposición espacial realizados sobre provincias para el ámbito nacional, o regiones para el ámbito internacional, siendo el componente «*between*» el que más ha contribuido a la desigualdad de la renta en España. Sin embargo, a nuestro entender, no debe restarse importancia al componente «*within*» ya que puede ser diferenciado el comportamiento que tienen las provincias dentro de su grupo. Este aspecto parece haber sido ignorado en el resto de análisis realizados sobre convergencia sigma regional. De hecho, como se observa en los gráficos siguientes, existe un comportamiento muy diverso a nivel provincial entre las diversas CC.AA.

El gráfico IV.14 muestra que los grupos donde las provincias han convergido más hacia la media regional han sido Cataluña, Aragón, Andalucía y Galicia. Las provincias de Castilla y León, sin embargo, aunque mantienen una ligera tendencia a largo plazo a la con-

¹¹⁹ Se muestra la contribución proporcional de cada uno de los factores a la desigualdad total.

GRÁFICO IV.13

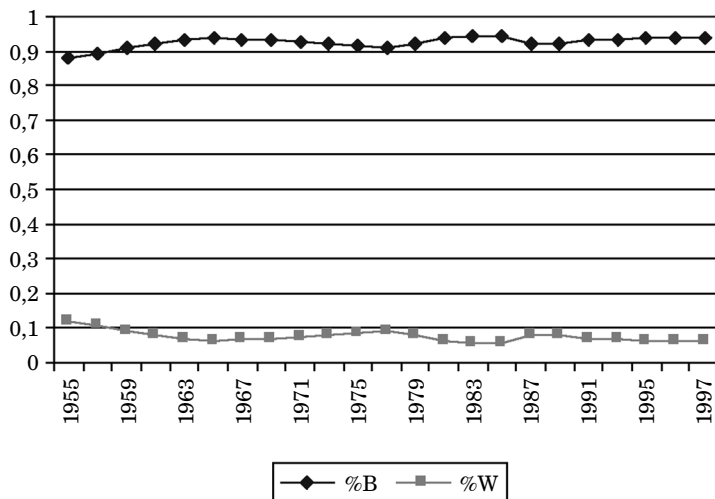
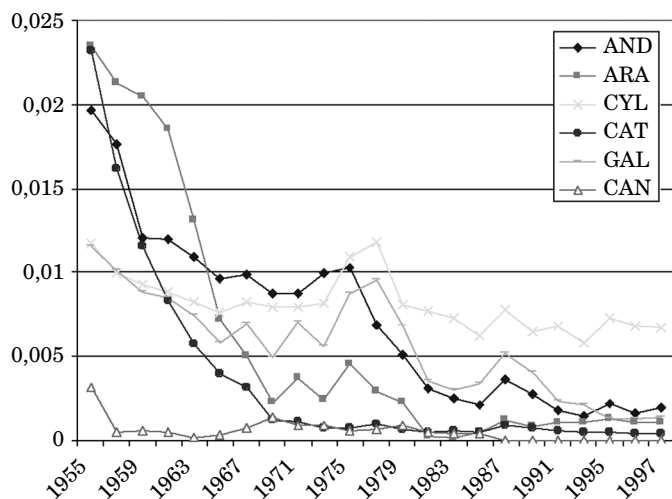
DESCOMPOSICIÓN INTER-GRUPOS E INTRA-GRUPOS
DEL ÍNDICE GE(0) (Período 1955-1997)

GRÁFICO IV.14

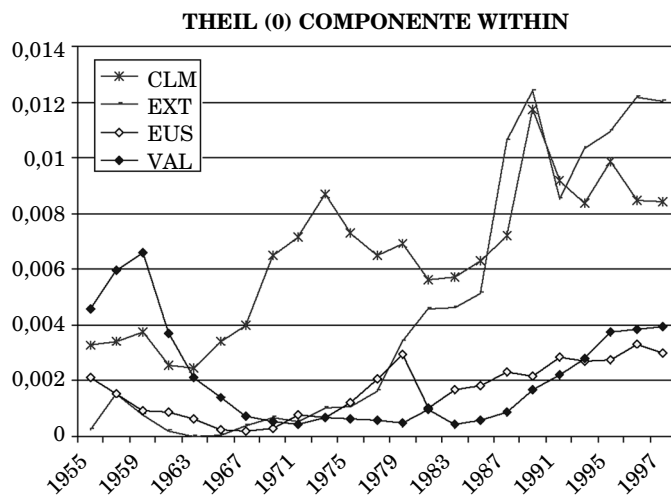
GRUPOS CUYOS INDIVIDUOS CONVERGEN A LA MEDIA REGIONAL
(Período 1955-1997)

centración, siguen conservando una mayor dispersión que el resto de regiones. Respecto a las provincias de Canarias, parece que ya habían convergido al principio del período de análisis. En todo caso, cabe señalar que los mayores acercamientos entre provincias dentro de cada grupo se dan en dos fases, entre 1955 y 1970 y entre 1979 y 1985.

A continuación se muestra la evolución de las regiones cuyas provincias divergen:

GRÁFICO IV.15

GRUPOS CUYOS INDIVIDUOS DIVERGEN DE LA MEDIA REGIONAL (Período 1955-1997)



Las provincias de Extremadura parecen tener un comportamiento con una tendencia más desigual, seguido de Castilla la Mancha. Euskadi y Valencia, a pesar de que al principio del período disminuyen su nivel de desigualdad intra-grupo, cambian de tendencia, la primera, a principios de 1970 y la segunda, a partir de 1990.

El siguiente objetivo en el análisis de la convergencia sigma de las regiones españolas, consiste en comprobar si las conclusiones obtenidas en el análisis descriptivo realizado en la sección segunda del capítulo, respecto a la relación inversa existente entre la variable población y la variable actividad económica, son consistentes con el análisis de descomposición de índices de desigualdad. Para ello, es preciso introducir la dimensión dinámica en los estudios de descomposición espacial de la desigualdad.

■ IV.4.2.1.2. Descomposición dinámica por subgrupos de población

La descomposición dinámica de los subgrupos de población fue propuesta por Mookherjee y Shorrocks (1982), al estimar la contribución de los diferentes componentes al crecimiento de la desigualdad durante un período de tiempo, es decir, realizando análisis longitudinales¹²⁰. Para estos autores, la tendencia en la desigualdad agregada es el resultado neto de numerosas contribuciones individuales provocadas por una variedad de causas diferentes que a menudo interactúan entre sí. La ventaja de la descomposición dinámica es que permite observar los cambios producidos durante un período determinado en lugar de hacerlo para cada año específico, permitiendo saber cuál ha sido el impacto de los distintos componentes de descomposición sobre la evolución del índice general, sobre todo si estos componentes actúan en direcciones opuestas.

La descomposición dinámica desarrollada por estos autores considera los cambios en el nivel de desigualdad causados por cada uno de los dos componentes señalados anteriormente, el componente intra-grupo (W) y el componente inter-grupo (B), durante un período de tiempo determinado ($t, t + j$). De esta forma, el componente interno (*within*) mostraría los cambios producidos en la desigualdad dentro de cada grupo en dicho intervalo de tiempo, mientras que el componente externo (*between*) recogería la evolución que se ha producido en el nivel de desigualdad entre los distintos grupos durante el mismo intervalo de tiempo. Por tanto, la descomposición dinámica, utilizando el índice de entropía generalizado para $\beta = 0$ ¹²¹, consistiría en aplicar el operador diferencial en ambos términos de la ecuación [IV.16], dando como resultado la siguiente ecuación:

$$\Delta GE_0(y) = \left[\Delta \sum_g \rho_g GE_0(y_g) + \Delta \sum_g \rho_g \log \left(\frac{1}{\lambda_g} \right) \right], \quad [IV.20]$$

donde Δ es el operador diferencial y representa el cambio absoluto producido en cada componente entre dos períodos de tiempo, ρ_g es la población relativa del grupo g respecto a la población total, $\Delta \rho_g = \rho_g^{t+j} - \rho_g^t$, λ_g es la ratio renta o renta media del grupo g en relación a la renta media total, es decir, $\frac{\mu_g}{\mu}$, donde $\mu_g = \frac{\sum_{i \in N_g} Y_i}{N_g}$, y finalmente $i = 1, \dots, Ng$ serían los individuos que forman parte del grupo.

La aplicación empírica de la ecuación [IV.20], puede realizarse basándose en los datos al principio o al final de período, aunque, Mookherjee y Shorrocks (1982) utilizan una media del período, lo que a nuestro parecer, permite obtener resultados más ajustados a la realidad, ya que toma en cuenta la evolución de la variable en todo el período de análisis

¹²⁰ El resto de descomposiciones realizadas son estáticas, puesto que comparan los distintos grupos en un momento de tiempo determinado. Se trata por tanto de análisis transversales.

¹²¹ Nuevamente se escoge $= 0$ por su mayor simplicidad respecto al resto de los índices.

en vez de los datos extremos. La expresión dinámica de [IV.20] tomaría la siguiente forma:

$$\Delta GE_0(y) = \begin{bmatrix} \sum_g \bar{\rho}_g \Delta GE_0(y_g) \\ + \sum_g \overline{GE_0(y_g)} \Delta \rho_g - \overline{\log \lambda_g} \Delta \rho_g \\ - \sum_g \bar{\rho}_g \Delta \log(\lambda_g) \end{bmatrix}, \quad [IV.21]$$

donde el primer término de la ecuación muestra el impacto de los cambios inter-temporales producidos en la renta del componente «*within*», es decir, la evolución de las disparidades dentro de cada grupo, recibiendo del nombre de «*efecto within puro*»; el segundo y tercer término mostrarían el «*efecto asignación*» (*allocation effect*) (Litchfield, 1999) «*within*» y «*between*» respectivamente, es decir, el cambio en la función de distribución de ingresos motivado por los cambios en la población relativa dentro de los grupos y entre los distintos grupos y, el cuarto componente, expresaría el «*efecto renta*» (*income effect*) es decir, el cambio en la desigualdad general causado por los cambios producidos en la renta media relativa de los distintos grupos.

Como el cuarto término está afectado indirectamente por cambios en la población ya que $\lambda_g = \frac{\mu_g}{\mu}$ y a su vez $\mu = \sum_g \rho_g \mu_g$, los cambios en la población relativa también estarían afectando a este término de la descomposición. La alternativa propuesta por Mookherjee y Shorrocks (1982), consistiría en llevar a cabo una serie de modificaciones en la ecuación [IV.21] para que el cuarto término dependa de μ_g en vez de λ_g , quedando:

$$\Delta GE_0(y) = \begin{bmatrix} \sum_g \bar{\rho}_g \Delta GE_0(y_g) \\ + \sum_g \overline{GE_0(y_g)} \Delta \rho_g + \sum_g [\bar{\lambda}_g - \overline{\log \lambda_g}] \Delta \rho_g \\ + \sum_g [\bar{v}_g - \bar{\rho}_g] \Delta \log(\mu_g) \end{bmatrix}, \quad [IV.22]^{122}$$

donde v_g es la renta relativa del grupo g (respecto a la renta total) ($v_g = \rho_g \lambda_g$) y la línea por encima puede denotar la media aritmética entre los períodos inicial y final ($\bar{\rho}_g = 1/2(\rho_g^t + \rho_g^{t+j})$) o el promedio utilizando todos los datos del período ($\bar{\rho}_g = (1/j) \sum_{t=1}^{t+j} \rho_g^t$). El incremento de $\log(\mu_g)$ es considerado por estos autores en términos relativos, a diferencia del resto de incrementos que son tomados en términos absolutos.

¹²² Otra alternativa a [4.24] sería dividir ambos lados de la ecuación por $GE_0(y_g)$, lo que permitiría comparar los cambios proporcionales en la desigualdad total, con los cambios proporcionales en los distintos efectos individuales (Jenkins, 1995).

Aplicando la descomposición [IV.22] a las provincias españolas agrupadas en sus respectivas CC.AA. para el período 1955-1997 a partir de la base de datos de la Fundación BBVA, se obtienen los siguientes resultados¹²³:

TABLA IV.4

DESCOMPOSICIÓN DINÁMICA DEL ÍNDICE GE(0) (Período 1955-1997)

	EFFECTO <i>WITHIN</i> PURO (A)	EFFECTO ASIGNACIÓN <i>WITHIN</i> (B)	EFFECTO ASIGNACIÓN <i>BETWEEN</i> (C)	EFFECTO RENTA (D)	TOTAL
$\Delta GE(0)$	-0,00771	-0,00064	0,00022	-0,0625	-0,0706
% de contribución	11%	1%	0%	88%	100%

La tabla [IV.4] muestra que entre 1955 y 1997 se ha producido una disminución en las disparidades regionales (-0,070.6), confirmando la existencia de convergencia sigma, como había sido demostrado previamente. Respecto a los factores responsables de dicha evolución, se puede constatar cómo el «*efecto renta*» es el más importante de todos (explicando el 88% de la reducción total) y con signo negativo, seguido del «*efecto within puro*» con el 11%, lo que estaría confirmando los resultados de la descomposición estática intra e inter-grupos. Respecto a los efectos provocados por los cambios en la distribución de la población, los resultados muestran una contribución prácticamente nula del «*efecto asignación between*» (entre regiones) y apenas el 1% del «*efecto asignación within*» (dentro de cada región).

La causa de la escasa contribución de ambos efectos asignación tiene su origen en la propia construcción de la descomposición dinámica del índice de entropía. En particular, el «*efecto asignación between*» recoge la variación ponderada de los cambios en la distribución de la población, siendo esta ponderación una función parabólica de la renta per cápita relativa cuyo valor mínimo es igual a la unidad y correspondería a aquellas regiones cuya renta per cápita iguala la media nacional. A medida que las regiones se alejan de dicha media, tanto por exceso como por defecto, el valor de ponderación irá aumentando. Esto significa que para una misma variación en la población relativa, el efecto sería superior en aquellas regiones más alejadas de la media nacional. Así por ejemplo, las mayores ponde-

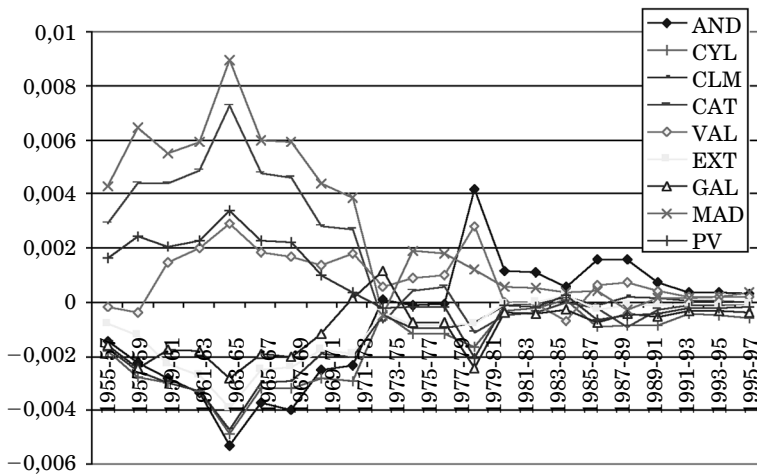
¹²³ Los valores medios se han calculado como un promedio de todo el período en lugar de hacerlo como media aritmética entre los extremos del intervalo para recoger los movimientos producidos en todo el rango analizado. El incremento se ha calculado en todos los casos como una diferencia simple entre el valor en $t + j$ y el valor en t , excepto en el caso del $\Delta \log(\mu_g)$, que refleja cambios relativos en vez de absolutos (como la tasa de variación de la renta per cápita regional entre ambos períodos de tiempo).

raciones corresponden a Extremadura y Madrid, que pertenecen a los dos extremos de la distribución. En concreto, la aportación de esta última al «efecto asignación between» fue de 0,056 mientras que la de Extremadura fue de $-0,022$, lo que estaría mostrando una compensación de unas regiones con otras, ya que la población se desplaza desde la cola inferior hacia la cola superior de la distribución.

Esta idea se aprecia de forma mucho más clara cuando se presenta la evolución de los distintos efectos asignación. En este sentido, en el caso del «efecto asignación between» el gráfico [IV.16], muestra aquellas regiones que más cambios han experimentado durante el período analizado.

GRÁFICO IV.16

EVOLUCIÓN DEL EFECTO ASIGNACIÓN INTER-GRUPOS (Período 1955-1997)

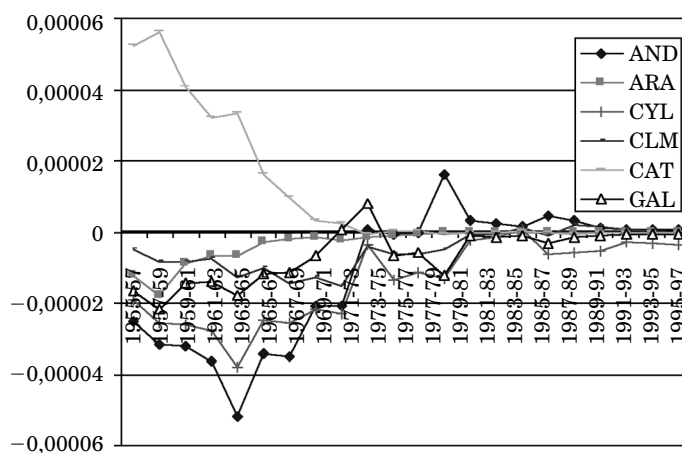


Se puede distinguir como las diferentes regiones se compensan unas con otras durante todo el período. Así, Madrid y Cataluña serían las regiones cuyo aumento de población a principio del período estaría contribuyendo a explicar un porcentaje significativo de los cambios producidos en la desigualdad regional, seguidas de Euskadi y Valencia. Por su parte, Andalucía, las dos Castillas y Galicia, que perderían población, también afectarían de forma significativa a la evolución del índice general, pero al tener el signo contrario, se contrarrestan mutuamente en el cálculo de la variación del índice general. Por el contrario, a partir de la década de 1980 las contribuciones son mucho menores en valores absolutos, aunque el resultado conjunto continúa siendo prácticamente nulo.

Algo similar se observa en el «efecto asignación within», cuyo valor es significativo para seis regiones¹²⁴, pudiéndose comprobar, en todos los casos, que a pesar de ser una contribución muy baja a la explicación de la evolución de la desigualdad global, al principio del período existían mayores diferencias de asignación intra-grupos, evidenciándose comportamientos contrapuestos entre Cataluña y el resto de regiones, en especial Castilla y León y Andalucía, hasta mediados de la década de 1970. A partir de ese momento, su contribución casi desaparece.

GRÁFICO IV.17

EVOLUCIÓN DEL EFECTO ASIGNACIÓN INTRA-GRUPOS (Período 1955-1997)



En la tabla IV.5 se presenta el análisis desagregado de las regiones que mayor contribución han tenido al total a través del «efecto asignación between», agrupadas en 2 subconjuntos, las que ganan población (Cataluña, Madrid, Valencia, Euskadi y Baleares) y las que la pierden (Andalucía, Castilla y León, Castilla la Mancha, Extremadura y Galicia) durante en el período 1955-1997.

Se puede apreciar como en todas las regiones consideradas, la aportación al total realizada a través del «efecto asignación between» es muy importante, al igual que sucede con el «efecto renta», mientras que el resto de efectos apenas contribuyen a la composición del índice regional. Este análisis es consistente con los resultados obtenidos en la descomposición «between-within» realizada previamente donde el componente más im-

¹²⁴ Es preciso recordar que este tipo de descomposiciones solo es válido para regiones que tienen más de una provincia.

TABLA IV.5

DESCOMPOSICIÓN DINÁMICA POR GRUPOS EMISORES Y RECEPTORES DE POBLACIÓN (Período 1955-1997)

	EFECTO WITHIN PURO (A)		EFECTO ASIG. WITHIN (B)		EFECTO ASIG. BETWEEN (C)		EFECTO RENTA (D)		TOTAL
		%		%		%		%	
CYL	-0,00025	1,34	-0,00030	1,55	-0,036	192,75	0,0182	-95,63	-0,0190
EXT	0,00039	-0,89	-0,00009	0,21	-0,022	51,18	-0,0218	49,50	-0,0440
GAL	-0,00078	1,57	-0,00012	0,24	-0,021	44,30	-0,0267	53,89	-0,0496
CLM	0,00039	-0,42	-0,00017	0,18	-0,027	29,02	-0,0669	71,22	-0,0940
AND	-0,00324	3,56	-0,00011	0,12	-0,015	17,45	-0,0717	78,87	-0,0909
VAL	-0,00006	-0,26	0,00004	0,18	0,019	84,42	0,0035	15,65	0,0228
MAD	0,00000	0,00	0,00000	0,00	0,055	60,25	0,0369	39,75	0,0929
EUS	0,00004	0,17	0,00002	0,07	0,012	46,67	0,0137	53,09	0,0258
CAT	-0,00336	-4,20	0,00012	0,15	0,034	42,93	0,0489	61,12	0,0800
BAL	0,00000	0,00	0,00000	0,00	0,005	40,68	0,0081	59,32	0,0136

portante es el «*between*». Cabe señalar los casos concretos de Castilla y León, cuya disminución de población hacia otras regiones estaría explicando el 192% del índice mientras que Valencia lo haría en un 84% aunque con signo contrario.

La distribución de población entre regiones es, por tanto, un factor que influye en la convergencia sigma regional en renta per cápita, principalmente hasta mediados de 1970, aspecto que ya fue evidenciado por diversos autores como Raymond y García-Greciano (1994, 1996), García-Greciano (2000) o de la Fuente (1999), a través de análisis estáticos.

■ IV.4.2.1.3. *Descomposición por fuentes de ingreso*

Para finalizar el análisis de los factores determinantes del proceso de convergencia regional, se ha realizado un segundo tipo de descomposiciones de los índices de desigualdad, atendiendo a las fuentes de ingreso, que consiste en dividir la renta, en factores aditivos o multiplicativos, para detectar cuál ha sido su influencia en la evolución global de las disparidades espaciales.

Desde el punto de vista aditivo, existen diferentes posibilidades, como por ejemplo, la obtenida de la distribución funcional de la renta, en salarios, excedente neto de explotación, consumo de capital fijo e impuestos netos de subvenciones; la descomposición de la demanda agregada en, consumo privado, consumo público, formación bruta de capital y saldo de las balanzas de bienes y servicios; o la descomposición de la producción en el VAB de los distintos sectores productivos.

En general, la renta total o la renta per cápita pueden ser expresadas como un agregado de k factores o fuentes de renta de acuerdo con las siguientes ecuaciones:

$$Y_i = \sum_k Y_i^k, \quad [\text{IV.23}]$$

$$y_i = \frac{Y_i}{N_i} = \frac{\sum_k Y_i^k}{N_i} = \sum_k y_i^k, \quad [\text{IV.24}]$$

donde $i = 1, \dots, N$, son los individuos o agrupaciones, como provincias o regiones, $k = 1, \dots, K$ son las fuentes de renta, Y_i es renta total del individuo i , Y_i^k es la renta total del individuo i proveniente de la fuente k , N_i es la población total de la agrupación i , y_i es la renta per cápita del individuo o agrupación i , e y_i^k es la renta per cápita del individuo o agrupación i proveniente de la fuente k .

Por tanto, el índice de desigualdad puede descomponerse en un agregado de índices de desigualdad de cada uno de los factores de descomposición.

$$I(y) = \sum_k I(y_k), \quad [\text{IV.25}]$$

Sin embargo, en muchas ocasiones, los factores tienen efectos no sólo directos sobre la desigualdad total, sino también indirectos, que pueden ser positivos o negativos, por lo que la desigualdad global ya no será, en general, igual a la suma, simple o ponderada, de las desigualdades en cada uno de los factores. Estos problemas provocan que muchas medidas de desigualdad no permitan una descomposición pura por factores aditivos de renta. A este respecto, Shorrocks (1982a, 1982b) demuestra que si la distribución de la renta procedente de los distintos factores es idéntica y, si la suma de todos los factores es igual al total de la renta, existe una regla de descomposición única para la mayoría de los índices de desigualdad utilizados habitualmente, en la que la contribución porcentual de cada factor a la desigualdad global viene dada por la proporción obtenida en la descomposición «natural» de la varianza, o lo que es igual, en la descomposición «natural» del cuadrado del coeficiente de variación.

Desde el punto de vista multiplicativo, al igual que en el caso anterior, en términos generales, la renta per cápita se puede expresar como el producto de k factores.

$$Y_i = \prod_k Y_i^k, \quad [\text{IV.26}]$$

donde y_i^k es cada uno de los factores multiplicativos en que se ha descompuesto la renta per cápita.

Un ejemplo concreto de este tipo de descomposiciones que ha sido ampliamente desarrollado por autores como Duro (2003a), Duro y Esteban (1998), Cuadrado-Roura (1991), Esteban (1994), Villaverde (1996) o Goerlich y Mas (1998a), es la desagregación del PIBpc en productividad por trabajador (PIB/PO), tasa de empleo (PO/PA), tasa de actividad (PA/PET) y un componente estructural (PET/PT).

$$PIB_{pc} = \frac{PIB}{pob} = \frac{PIB}{PO} \frac{PO}{pob} = \frac{PIB}{PO} \frac{PO}{PA} \frac{PA}{PET} \frac{PET}{pob'} \quad [IV.27]$$

La contribución de cada uno de esos cuatro factores a la desigualdad general, puede ser analizada calculando cuatro rentas ficticias para cada región, considerando que el único componente que varía es el factor que queremos calcular. Es decir, la renta de la región i , debida a aumentos de productividad (x), dependerá de la productividad de la región i , multiplicada por la tasa de ocupación media nacional (e), por la tasa de actividad media nacional (a) y por la tasa de población en edad de trabajar sobre el total medio nacional (w):

$$y_i^x = x_i \cdot e \cdot a \cdot w, \quad [IV.28]$$

de igual forma, para el resto de factores:

$$y_i^e = x \cdot e_i \cdot a \cdot w, \quad [IV.29]$$

$$y_i^a = x \cdot e \cdot a_i \cdot w, \quad [IV.30]$$

$$y_i^w = x \cdot e \cdot a \cdot w_i, \quad [IV.31]$$

donde x , e , a , w son las medias nacionales de cada factor de descomposición.

Para cada una de las rentas ficticias calculadas, el índice de GE(0) sería:

$$GE^x = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{y_i^x} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{x_i e a w} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{x}{x_i} \right), \quad [IV.32]$$

ya que $\mu = x e a w$.

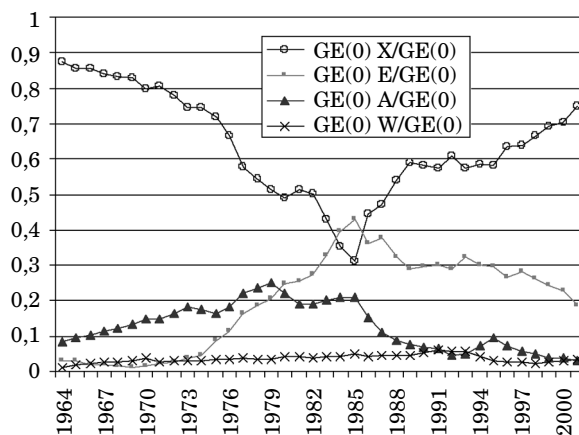
Sumando cada uno de los cuatro índices parciales de Theil se obtendría la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} GE^x + GE^e + GE^a + GE^w &= \sum_i p_i \left[\ln \left(\frac{\mu}{y_i^x} \right) + \ln \left(\frac{\mu}{y_i^e} \right) + \ln \left(\frac{\mu}{y_i^a} \right) + \ln \left(\frac{\mu}{y_i^w} \right) \right] = \\ &= \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu^4}{y_i^x y_i^e y_i^a y_i^w} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{y_i} \right) = GE(0), \end{aligned} \quad [IV.33]$$

La expresión [IV.33] descompone el índice de Theil [GE(0)] en la suma aritmética de los índices de Theil relativos de los cuatro factores de desagregación mencionados¹²⁵. Esta descomposición de la renta es interesante, ya que cada factor está regido por fuerzas diferentes y su evolución a lo largo del tiempo puede ser de gran importancia para focalizar los esfuerzos del agente decisor.

Utilizando la serie de datos del IVIE de capital humano para el período 1964-2001 se obtienen el siguiente gráfico:

GRÁFICO IV.18
CONTRIBUCIÓN FACTORIAL AL ÍNDICE GE(0)
(Período 1964-2001)



Los resultados cumplen la siguiente propiedad de descomposición multiplicativa:

$$GE_{xeaw}(0) = GE_x(0) + GE_e(0) + GE_a(0) + GE_w(0), \quad [IV.35]$$

donde,

$$GE_{xeaw}(0) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{y_i} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{x \cdot e \cdot a \cdot w}{y_i} \right), \quad [IV.36]$$

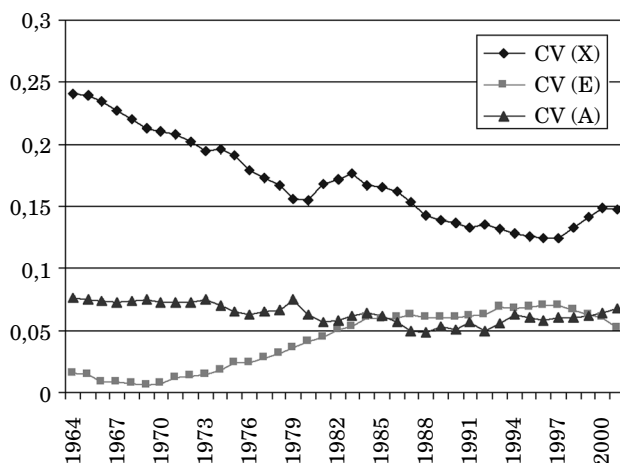
¹²⁵ Goerlich (2000), propone una alternativa al índice que es utilizada en Duro y Esteban (1998), tomando como ponderación la renta relativa (q_i), en lugar de la población relativa, aplicada al índice GE(1), obteniendo resultados similares, lo que da robustez a los análisis realizados.

$$\begin{aligned} GE(x, q) &= GE(y, q) + GE(e, q) + GE(a, q) + GE(w, q) = \\ &= \sum_i q_i \log \left(\frac{y_i}{y} \right) + \sum_i q_i \log \left(\frac{e_i}{e} \right) + \sum_i q_i \log \left(\frac{a_i}{a} \right) + \sum_i q_i \log \left(\frac{w_i}{w} \right), \end{aligned} \quad [IV.34]$$

En el gráfico anterior se puede comprobar que durante prácticamente todo el período, el factor que más ha influido en la desigualdad de rentas entre regiones ha sido la productividad por trabajador, aunque va perdiendo progresivamente peso, especialmente entre 1975 y 1985, en que vuelve a cambiar de tendencia para situarse otra vez en primer lugar. Ello podría deberse, como ya avanzó Raymond (1995), entre otros autores, a la convergencia regional que se ha producido en las estructuras sectoriales. La distinta composición sectorial de la actividad productiva a nivel regional y la existencia de diferencias significativas en las productividades entre los mismos, podrían explicar las desigualdades regionales existentes. Sin embargo, es posible que existan factores regionales que promuevan, a igualdad de composiciones sectoriales, que unas regiones sean más productivas que otras y que, en consecuencia, impulsen hacia arriba su productividad media. El papel de una u otra explicación puede ser evaluado por medio de diferentes procedimientos, como la técnica *shift-share* (Esteban, 1994). Respecto a la tasa de ocupación, se ha convertido a partir de 1975 en un factor que ha frenado la disminución de las desigualdades regionales siendo su máxima contribución a la desigualdad nacional en 1984 y 1985, momento en que se sitúa como el factor más significativo (43%). A partir de ese momento, su contribución relativa va disminuyendo progresivamente hasta situarse en un 20% en la actualidad. Este comportamiento puede ser explicado por el aumento de la tasa de paro a partir de los Pactos de la Moncloa de 1977, perdurando su efecto hasta 1985. Su pérdida de peso a partir de 1985, coincide también con la disminución de la tasa de paro a partir de la reforma del mercado laboral, con la introducción del contrato temporal. Con referencia a la tasa de

GRÁFICO IV.19

CONTRIBUCIÓN FACTORIAL AL ÍNDICE GE(0) (Período 1964-2001)



actividad, si bien su contribución media fue aumentando hasta 1979 (25%), a partir de ese momento su explicación sobre la desigualdad total tiene una tendencia decreciente hasta situarse en un 3% en la actualidad. Finalmente, la estructura demográfica apenas contribuye a explicar las desigualdades regionales españolas.

A modo de comprobación, se ha calculado el coeficiente de variación de cada uno de los tres factores que presentan mayor significatividad en la evolución de las disparidades regionales, obteniendo el resultado que aparece en el gráfico IV.19.

Se observa que las disparidades en productividad entre regiones han seguido un comportamiento similar al del VABcf real mostrado en los gráficos [IV.3] a [IV.6], aunque en este caso se puede observar un progresivo aumento a partir de 1998. Respecto a la tasa de ocupación, ha experimentado un proceso divergente que comienza en 1970 manteniéndose hasta finales de los noventa. Finalmente, respecto a la tasa de actividad, no se ve una clara tendencia en uno u otro sentido. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Duro (2003b) y Raymond y García-Greciano (1994), aunque en el análisis realizado previamente, se obtienen efectos más acentuados de la tasa de ocupación y la tasa de actividad sobre la desigualdad global.

IV.5. CONCLUSIONES

El presente capítulo ha tenido por objeto el estudio del proceso de convergencia entre las regiones españolas desde distintas ópticas, con la finalidad de detectar los posibles factores que han determinado su evolución. Partiendo de una propuesta de base de datos elaborada a partir de la unificación de las diferentes fuentes estadísticas disponibles para los estudios de crecimiento y convergencia en España, que abarca el período 1955-2004, primeramente se realizó un análisis descriptivo sobre la evolución de la actividad económica, la población, el empleo y la productividad regional, pudiendo comprobar que se ha producido una tendencia a la concentración de estas variables en la costa mediterránea, archipiélagos, Madrid y Euskadi. Este proceso, ha permitido que las regiones del interior hayan mejorado su producción per cápita y su productividad, emperando en el resto de regiones, lo que podría estar mostrando un proceso de convergencia entre ambos grupos, emisores y receptores de población y empleo. Respecto a los factores que han provocado los cambios relativos de la población, se constató que los flujos migratorios eran los más importantes, aunque en algunas regiones como Canarias, Andalucía, Murcia o Aragón el crecimiento natural tenía un papel muy relevante. Este proceso parece estancarse a mediados de 1970, aunque desde 1986 se produce un fuerte incremento de la inmigración extranjera, que se acentúa considerablemente a partir de 2000.

A continuación se realizó un análisis de convergencia sigma a través de uno de los métodos tradicionales más utilizados en la literatura de convergencia, el *coeficiente de variación* del logaritmo del VABcf pc en términos reales, pudiéndose observar un claro proceso de convergencia hasta finales de 1970, que coincide con el estancamiento del proceso migratorio comentado previamente. Sin embargo, debido a las limitaciones de estas medidas de dispersión, en los últimos años, un número creciente de autores, en un afán por obtener datos más reveladores sobre la desigualdad regional, comenzaron a aplicar *índices de desigualdad personal* de la renta a aspectos espaciales. Entre las diversas alternativas, se escogió la *familia de índices de entropía generalizado* por cuatro motivos: el primero por cumplir las cinco propiedades necesarias en cualquier medida de desigualdad mencionadas por Shorrocks (1982); el segundo, por permitir dar mayor importancia a distintas partes de la función de distribución de la renta, el tercero, por posibilitar la introducción de ponderaciones, por población o por renta, en el estudio de la convergencia y finalmente, por sus propiedades de descomposición estática y dinámica en factores aditivos o multiplicativos, de población o de renta.

El desarrollo empírico de los índices de entropía generalizada aplicados al estudio del proceso de convergencia sigma en las regiones españolas han permitido obtener las siguientes conclusiones:

1. Independientemente de la base de datos escogida, el proceso de convergencia sigma parece agotarse a partir de la década de 1980, aunque en GE(2) muestra cierta tendencia a la dispersión a partir de 1995, lo que podría estar evidenciando un proceso divergente de las regiones más ricas. A fin de obtener un análisis más detallado del comportamiento regional, en una primera aproximación se analizó la contribución de cada una de las regiones al índice general aprovechando la propia formulación del indicador, observando que existían comportamientos comunes por grupos de regiones.
2. Al desarrollar las propiedades de descomposición de los índices para detectar los posibles factores que habían podido afectar a la evolución de las desigualdades a nivel regional, la descomposición estática, aditiva y por subgrupos de población en los componentes intra-grupos (*within*) e inter-grupos (*between*), aplicada sobre el índice GE(0), mostró que el factor más importante era el «*between*», es decir, las diferencias en nivel de renta entre regiones y no dentro de las regiones, lo que, en cierto sentido era normal, dado el elevado grado de similitud económica que existe entre las provincias de una misma región y a la existencia de regiones con una sola provincia, donde su componente «*within*» es igual a cero. A pesar de este resultado, se realizó un análisis detallado por regiones del componente «*within*», pudiendo comprobar que, en la mayoría de ellas, sus provincias convergían hacia la media, excepto en Extremadura, Castilla la Mancha, Euskadi y Valencia, cuya disparidad provincial aumentaba.

3. La contribución del factor poblacional en la evolución de las desigualdades regionales se analizó a través de una descomposición dinámica propuesta por Mookherjee and Shorrocks (1982) en cuatro factores (*efecto within puro*, *efecto asignación within*, *efecto asignación between* y *efecto renta*). Los resultados obtenidos mostraron una elevada contribución del *efecto renta* seguido, muy de lejos, del *efecto within puro*. En todos los casos, el *efecto asignación*, tanto dentro como entre las regiones, resultó tener una aportación casi nula. No obstante, dado que los análisis conjuntos podrían estar contrarrestando los efectos individuales de las provincias y regiones con tendencias opuestas, se analizó la evolución bianual del comportamiento de los efectos asignación «*within*» y «*between*» para las regiones más significativas, pudiendo observar una mayor variabilidad en las aportaciones regionales en términos absolutos hasta la década de 1980, aunque el efecto conjunto era prácticamente cero al anularse los efectos de unas regiones con los de otras. Para ver de forma más clara la aportación del *efecto asignación between*, a continuación se mostraron las contribuciones de los cuatro factores dinámicos al componente regional, agrupando las regiones receptoras de población y las emisoras. El resultado obtenido mostró que en ambos casos, el *efecto asignación between* se había situado como el segundo efecto más importante después del *efecto renta*. El signo contrario en ambos grupos respecto a este componente y su gran similitud, justificaban la baja aportación de este efecto en el índice de desigualdad global. Por consiguiente, el análisis dinámico ha permitido demostrar que el movimiento de población ha influido de forma importante en la evolución de las disparidades regionales, principalmente entre 1955 y 1973 y que los análisis globales no son válidos para medirlo.
4. La descomposición estática y multiplicativa de la renta per cápita en productividad del trabajo, tasa de ocupación, tasa de actividad y estructura de la población, demostró que la productividad del trabajo había sido el factor con mayor influencia en la evolución de las desigualdades regionales, aunque la tasa de ocupación comienza a crecer a partir de 1975, siendo éste el principal factor durante el período 1984-1985. En cuanto a la tasa de actividad, si bien su contribución media fue aumentando hasta 1979 (25%), a partir de ese momento su explicación sobre la desigualdad total fue disminuyendo hasta situarse en un 3% en la actualidad. Finalmente, la estructura demográfica apenas contribuye a explicar las desigualdades regionales españolas.



ANÁLISIS TRADICIONAL DE CONVERGENCIA BETA

V.1. INTRODUCCIÓN

El siguiente objetivo en el estudio del proceso de convergencia regional española ha consistido en la estimación del concepto de convergencia beta, tomando como punto de partida las principales conclusiones de la teoría neoclásica del crecimiento de Solow descritas en la primera parte de la presente investigación, utilizando métodos de estimación tradicionales basados en regresiones de sección cruzada y datos de panel. Como ya se indicó en capítulos anteriores, la consideración de rendimientos decrecientes a escala en los factores acumulables implícitos en la función de producción provoca que el crecimiento de la renta per cápita, a largo plazo, termine agotándose a medida que se produce la acumulación de capital, llevando a un proceso inevitable de convergencia de las economías hacia su estado estacionario, que fluye, a través del ahorro, desde las regiones más avanzadas (con mayor *stock* de capital) hacia las regiones más atrasadas, motivadas por las mayores rentabilidades.

Un segundo resultado que se deduce del modelo de Solow en términos per cápita, es que una vez que las economías alcanzan su estado estacionario, éstas seguirán creciendo a una tasa constante de crecimiento del progreso técnico (g), considerada exógena por el propio modelo y, por tanto, común para todas ellas. Esta implicación cuestionaba la capacidad de actuación sobre el crecimiento económico por parte de los distintos agentes, en particular el Estado, ya que el crecimiento a largo plazo dependía, en última instancia, de factores que se determinaban de forma exógena. Respecto al resto de variables del modelo responsables del estado estacionario, la tasa de crecimiento de la población (n), la tasa de ahorro o de inversión (s), la tasa de depreciación del capital (δ) y el progreso técnico al inicio del período (A_0), no influyen en la tasa de crecimiento de la renta per cápita a largo plazo, aunque los cambios producidos en las mismas provocan alteraciones en el nivel de renta estacionario, motivando crecimientos o decrecimientos a corto plazo hasta alcanzar un nuevo equilibrio. En este sentido, cuando varias economías comparten dichos factores exógenos, en principio, tarde o temprano, deberían alcanzar, ineludiblemente, un mismo estado estacionario. Este proceso se le conoce como *convergencia beta absoluta* e implica que las economías más pobres crecerán más deprisa que las ricas, independientemente de otras características socio-económicas. De este modo, el coeficiente de renta inicial sería suficiente para justificar dicho proceso de convergencia.

Los primeros análisis de convergencia absoluta que se llevaron a cabo (Baumol, 1986) se basaron en la información estadística disponible, que en aquella época se limitaba principalmente a países industrializados. Para contrastar la existencia de convergencia absoluta, normalmente se ha estudiado la presencia de correlación negativa entre los niveles iniciales de renta y las tasas de crecimiento siguientes, en cuyo caso se estaría evidenciando un proceso de convergencia absoluta, tanto en nivel de ingresos, como en tasas de crecimiento. El método de estimación más utilizado por la gran mayoría de autores se basó en regresiones de sección cruzada, que consistía en comparar las distintas economías en un momento determinado, a través, generalmente, del *método de Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO)¹²⁶ (Baumol, 1986; De Long, 1988; Barro, 1991; MRW, 1992; Barro y Sala-i-Martin, 1992a o Levine y Renelt, 1992, por poner algunos ejemplos).

Sin embargo, los análisis de corte transversal han recibido multitud de críticas, llevando a los investigadores a buscar métodos alternativos de estimación de la convergencia beta, capaces de dar solución a los distintos problemas que afectaban a los parámetros estimados. El método de datos de panel parecía imponerse sobre el resto de técnicas econométricas.

Con el objeto de realizar un estudio pormenorizado del proceso de convergencia beta en las regiones españolas, el presente capítulo está estructurado de la siguiente forma. En la sección segunda, se analiza el proceso de convergencia beta absoluta a través de regresiones de sección cruzada, a partir de la base de datos propuesta en el presente trabajo, que abarca el período 1960-2004. En la sección tercera, utilizando la misma metodología, se realizan estimaciones de convergencia beta condicionada, extrayendo del interceptor las variables condicionantes del estado estacionario propuestas por modelo de Solow, en particular, la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la población¹²⁷, a partir de una aproximación log-lineal de la función de producción per cápita obtenida del modelo neoclásico, analizando las regiones españolas en su transición hacia su estado estacionario para comprobar la existencia de convergencia beta condicionada. En la sección cuarta, se introducen varias críticas a los métodos de estimación basados en análisis transversales, proponiendo, en la sección sexta, una metodología de estimación alternativa, basada en datos de panel, que permite solucionar los principales problemas que afectan a los contrastes de sección cruzada. La sección séptima presenta los principales resultados obtenidos por otros autores, utilizando métodos de panel de efectos fijos, que son comparados, en la siguiente sección, con el análisis de la convergencia beta regional, utilizando la citada metodología para el período 1960-2004. Finalmente, en la sección novena se presentan las principales conclusiones.

¹²⁶ El teorema de Gauss-Markov demuestra que en modelos lineales donde los errores tienen media cero, idénticas varianzas (homocedásticos) y están incorrelacionados, los estimadores MCO son los mejores estimadores lineales insesgados (*best linear unbiased estimators* o *BLUE*).

¹²⁷ No así, la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento de la tecnología ya que son consideradas, en este caso, como parámetros dados e idénticos para todas las regiones, con un valor conjunto de 0,05.

V.2.

ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA ABSOLUTA

La estimación de la convergencia beta parte de la ecuación (1.66), desarrollada en el capítulo primero, que describe la dinámica de la función de producción per cápita alrededor del estado estacionario¹²⁸:

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}(t-1)) + \\ &+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \right] - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{it-1}), \end{aligned} \quad [V.1]$$

Para estimar la hipótesis de *convergencia absoluta* es necesario partir de un modelo donde se mida la relación negativa entre las tasas de crecimiento de la renta per cápita de distintas economías y el nivel inicial de dicha variable, por lo que es suficiente utilizar una ecuación simplificada de [V.1]:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = a + b \ln(y_{it-1}) + u_{it} \quad [V.2]^{129}$$

donde a estaría agrupando a todas las variables responsables del estado estacionario y b permitiría calcular la velocidad de convergencia.

$$\begin{aligned} a &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}(t-1)) + \\ &+ (1 - e^{-\beta\tau}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \right], \end{aligned} \quad [V.3]$$

$$b = -(1 - e^{-\beta\tau}), \quad [V.4]$$

La variable dependiente $\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1})$ es la tasa de crecimiento del VAB a coste de factores real per cápita de la economía i entre el momento inicial $(t-1)$ y el momen-

¹²⁸ La ecuación V.1, a diferencia con la 1.66, sigue la notación habitual de datos de panel, expresando el logaritmo de renta per cápita al principio del período como (y_{it-1}) en lugar de (y_0) .

¹²⁹ Una ecuación alternativa que ha sido utilizada frecuentemente en los análisis de convergencia beta absoluta, consiste en dividir por t ambos términos, obtenido la ecuación propuesta por Barro y Sala-i-Martin, (1992a) o por Sala-i-Martin (1996a):

$$\frac{\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1})}{\tau} = \tilde{a} - \tilde{b} \ln(y_{it-1}) + \tilde{u}_{it}, \quad (5.5)$$

donde la variable dependiente $\frac{\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1})}{\tau}$ es la tasa de crecimiento media del VAB a coste de factores real per cápita de la economía i entre el momento inicial $(t-1)$ y el momento t , $\ln(y_{it-1})$ es el logaritmo del VAB a coste de factores real (base 1980) per cápita de la región i en el momento inicial $(t-1)$, τ es el número de años entre la observación inicial y la final. Despejando β del parámetro de pendiente, se obtiene la velocidad de convergencia de modo que si $\tilde{b} = (1 - e^{-\beta\tau})/\tau$ entonces $\beta = \ln(\tilde{b}\tau - 1)/\tau$. Por consiguiente, si $\tilde{b} < 0$ entonces $\beta > 0$ lo que significa que el país i muestra convergencia beta absoluta.

to t , $\ln(y_{it-1})$ es el logaritmo del VAB a coste de factores real (base 1980) per cápita de la región i en el momento inicial ($t - 1$), y τ es el número de años entre la observación inicial y la final. Despejando β del parámetro de pendiente, se obtiene la velocidad de convergencia, que indica la tasa de acercamiento del VABcf pc de una economía hacia su estado estacionario ($\beta = -\ln(b + 1)/\tau$). Si $b < 0$, entonces $\beta > 0$, lo que significa que todos los país muestran convergencia beta absoluta.

Los resultados de la estimación de la ecuación [V.2], con regresiones de sección cruzada, a través del *método de MCO* para las regiones españolas durante el período 1955-2004, se muestran a continuación:

TABLA V.1

CONVERGENCIA β ABSOLUTA CC.AA. ESPAÑOLAS (Período 1955-2004)

PARÁMETRO	VALOR	RATIO t
a	4,056	11,98
b	-0,518	-7,60
R^2 -ajustado	0,70	

Variable dependiente: $[\log(y_{i04}) - \log(y_{i55})]$.

Número de observaciones = 17.

Se comprueba que existe un lento proceso de convergencia beta absoluta para las regiones españolas, durante el período 1955-2004, donde el parámetro b es negativo y significativo. La velocidad de convergencia (β) obtenida a partir de este parámetro fue de 1,46% anual¹³⁰. Respecto al ajuste de la estimación, el coeficiente de determinación indica que únicamente la variable renta en el momento inicial, estaría explicando el 70% de las diferencias de crecimiento entre las regiones, lo cual es bastante elevado.

Atendiendo a las conclusiones obtenidas en el análisis de convergencia sigma realizado en la sección anterior, sobre el estancamiento producido en la disminución de las desigualdades regionales a partir de 1979, a continuación se han realizado dos estimaciones de convergencia beta absoluta, una para el período 1955-1979 y otra para el período 1980-2004. Los resultados se muestran en la tabla V.2.

Durante el primer subperíodo (1955-1979), el parámetro de convergencia es significativo y tiene el signo correcto, con una velocidad de convergencia ($\hat{\beta}_{MCO-ABS} = 2,3\%$ anual) y un ajuste (R^2 ajustado = 0,76) superior al caso anterior. Sin embargo, para el se-

¹³⁰ Este resultado coincide con a los obtenidos por otros autores que han estimado la base de datos de la Fundación BBVA, aunque la velocidad de convergencia obtenida en este trabajo es algo inferior.

TABLA V.2

CONVERGENCIA β ABSOLUTA (CC.AA. ESPAÑOLAS)

PARÁMETRO	PERÍODO 1955-1979		PERÍODO 1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
a	3,125	7,46	0,057	1,84
b	-0,439	-5,31	-0,005	-1,13
R^2 -ajustado	0,76		0,08	
Var. Dep.	[$\log(y_{179}) - \log(y_{155})$]		[$\log(y_{104}) - \log(y_{180})$]	

Número de observaciones = 17.

gundo subperíodo (1980-2004), el parámetro estimado no es significativo, y $R^2 = 0,08$ lo que corrobora los datos obtenidos en el anterior análisis de convergencia sigma de ausencia de convergencia regional.

Estos resultados coinciden con los obtenidos por Raymond y García-Greciano (1994, 1996)¹³¹, Dolado, González-Páramo y Roldán (1994)¹³², Mas, Maudos y Uriel (1994)¹³³, García-Greciano, Raymond y Villaverde (1995), García-Greciano (1997), Cuadrado-Roura (1998), Martín-Mayoral y Garcimartín (2000) o Escot y Galindo (2000) entre otros, mostrando, todos ellos, un estancamiento del proceso de convergencia desde la década de 1980. De la Fuente (2002b), diferencia tres etapas en el proceso de convergencia beta absoluta regional, la primera entre 1965 y 1975, en la que la velocidad de convergencia es elevada (2,49%), la segunda entre 1975 y 1985 en la cual la velocidad de convergencia disminuye a 1,08% y finalmente el período 1985 y 1995, donde el proceso prácticamente se agota (0,38%).

V.3. ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA

A mediados de la década de 1980, cuando las fuentes estadísticas internacionales se completaron con información procedente de un mayor número de países, distintos investigadores retomaron el estudio de la convergencia, pudiendo comprobar que cuando se incluían en la muestra un gran número de países, ricos y pobres, la correlación entre niveles

¹³¹ Aunque ellos utilizan métodos basados en datos de panel.

¹³² Estiman una velocidad de convergencia de 2,5% durante el período 1955-1989.

¹³³ Para el período 1955-1991 obtienen una velocidad de convergencia del 1,94%.

iniciales de renta y las tasas de crecimiento siguientes era cero o incluso positiva, lo que reflejaba persistencia en las diferencias entre los niveles de renta o ausencia de convergencia absoluta en las tasas de crecimiento entre los países analizados (Romer, 1989; Rebelo, 1991; King y Rebelo, 1990). Esta evidencia fue argumentada por los detractores del modelo neoclásico como una prueba en contra de la hipótesis de convergencia, motivando, en parte, el auge de las teorías de crecimiento endógeno.

Para contrarrestar estas críticas, Barro (1989) y Sala-i-Martin (1996a 1996b), volvieron a retomar la concepción neoclásica argumentando que la convergencia absoluta se asentaba en la suposición de que la única diferencia entre países era su nivel inicial de capital. Sin embargo, en el mundo real, los países pueden diferir en muchas otras variables socio-económicas, como el nivel de tecnología, propensión marginal al ahorro, tasas de crecimiento de la población, instituciones públicas, nivel de capital humano, etc, que pueden llevarles hacia diferentes estados estacionarios. Esta consideración no invalidaba la hipótesis neoclásica de rendimientos decrecientes en el capital, de modo que la tasa de crecimiento seguiría estando positivamente correlacionada con la distancia que separaba a cada economía de su propio estado estacionario¹³⁴.

La evidencia empírica obtenida por estos autores, una vez controladas las diferencias entre países respecto a cada una de las variables socio-económicas mencionadas, mostraron que la correlación entre los niveles iniciales de ingreso y las tasas de crecimiento siguientes, volvían a ser negativas en la mayoría de ellos. Este concepto fue conocido por la literatura como *convergencia beta condicionada* (Sala-i-Martin, 1990; Barro y Sala-i-Martin, 1992a).

En todo caso, se insiste en que el modelo de Solow no predice convergencia entre economías, sino de cada una de ellas hacia su propio nivel de renta per cápita de estado estacionario, por lo que la tasa de crecimiento y la velocidad de convergencia hacia el mismo serán específicas de cada economía, posibilitando que un país rico pueda crecer más deprisa que uno pobre por el hecho de estar más alejado de su estado estacionario. Sólo si las variables exógenas que determinan el nivel de renta per cápita de equilibrio coinciden entre varias economías, entonces, tarde o temprano, todas convergerán al mismo estado estacionario.

En el capítulo tercero se han descrito diversas alternativas para estimar la hipótesis de convergencia beta condicionada. La adoptada en el presente trabajo consiste en derivar una ecuación de convergencia como solución de una aproximación log-lineal de un modelo determinado de crecimiento, en este caso el modelo de Solow. Esta derivación permite realizar una interpretación estructural de las variables exógenas tradicionales responsables del estado estacionario, obtenidas directamente del modelo, es decir, la tasa de ahorro o de inversión, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación, el crecimen-

¹³⁴ A medida que una economía aumenta su *stock* de capital, su tasa de crecimiento irá disminuyendo hasta que alcanzara su propio estado estacionario.

to de la productividad o el nivel inicial de tecnología, aunque estas dos últimas no son directamente medibles. Entre los autores que han aplicado esta alternativa, se pueden citar MRW (1992), Islam (1995) o Lee, Pesaran y Smith (1998) entre otros. Respecto a las variables explicativas que han sido añadidas a las variables tradicionales del modelo de Solow, se han limitado generalmente al capital humano (MRW, 1992; Barro y Lee, 1996)¹³⁵ y, a variables que reflejan economías abiertas (Grossman y Helpman, 1991a).

A continuación se realiza la estimación de convergencia beta condicionada, analizando las regiones españolas en su transición hacia su propio estado estacionario¹³⁶, por lo que estamos ante una ecuación con diferentes valores en las variables explicativas que permitirán constatar, no sólo la velocidad de convergencia, sino también los determinantes del nivel de renta de equilibrio. Para ello, se parte de una aproximación log-lineal de la función de producción alrededor del estado estacionario, reflejada en la ecuación (1,75) expresada en términos per cápita, y con sus términos reordenados:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_i) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_i + g + \delta) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{it-1}) + [(1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}(t - 1)) + u_{it}], \quad [V.6]$$

donde el término dependiente expresa la tasa de crecimiento del VABcf real per cápita entre 1955 y 2004; la tasa de inversión [$\ln(s_i)$] sería la media para el período 1964-2000 del cociente entre la inversión bruta y el VABcf real de cada región; respecto a la variable $\ln(n_i + g + \delta)$, al igual que MRW (1992) o Islam (1995), se considera un valor constante común en $(g + \delta) = 0,05$ y diferentes tasas de crecimiento medias de la población (n_i) para cada región durante el período 1955-2004. El resto de términos de la ecuación [V.6] hacen referencia a efectos individuales y temporales no observados. En este sentido, el término $(1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0)$, al que denotaremos η_{it} , agruparía los efectos individuales no observados, específicos de cada región e invariantes en el tiempo, donde A_0 , recoge la tecnología al principio del período, y otros factores como la dotación de recursos, el clima empresarial, instituciones, especialización sectorial e incluso errores de medida, que pueden variar entre países. El término $g(t - e^{-\beta\tau}(t - 1))$ estaría formado por gt , que en regresiones de sección cruzada es una constante que entraría dentro del intercepto σ y, finalmente, $e^{-\beta\tau}g(t - 1)$, que mide el efecto temporal no observable del progreso técnico, es decir, el cambio tecnológico que es considerado igual para todas las regiones y variable en el tiempo y entraría dentro de un nuevo término que llamaremos ρ_t ¹³⁷. Ambos valores

¹³⁵ Utilizando como variable proxy, el porcentaje de población en edad de trabajar que cursa estudios secundarios (MRW 1992) o el número medio de años de escolarización de la población mayor de 25 años (Barro y Lee, 1996; Islam, 1995).

¹³⁶ Islam (1995) coincide en partir de una ecuación que describa la dinámica de las economías fuera de su estado estacionario.

¹³⁷ Los efectos temporales también pueden reflejar errores de medida, variables en el tiempo pero comunes entre economías

son inicialmente considerados como parte del término de error ($v_{it} = \eta_i + \rho_t + u_{it}$), dado que las estimaciones de sección cruzada no pueden calcularlos al no tener datos de los mismos.

Por tanto, la ecuación [V.6] se podría expresar de la siguiente forma:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = a + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_i) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_i + g + \delta) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{it-1}) + v_{it}, \quad [V.7]$$

Es preciso señalar que esta ecuación ha sido utilizada por un número muy reducido de autores, ya que la mayoría han basado sus análisis de convergencia en ecuaciones «a la Barro» donde el interceptor a agrupaba las variables tradicionales del modelo de Solow responsables de estado estacionario.

El resultado de la regresión de sección cruzada por MCO aplicada sobre la ecuación [V.7] para el período 1955-2004, considerando errores estándar robustos a la heterocedasticidad y a la correlación serial es el siguiente:

TABLA V.3

CONVERGENCIA β CONDICIONADA (CC.AA. ESPAÑOLAS) (Período 1955-2004)

PARÁMETRO	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1})$	-0,3153	-2,68
$\hat{\beta}_{\text{MCO-COND}}$	0,007	
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0,6007	-2,80
$\ln(s_i)$	0,1506	0,51*
a	3,6243	3,08
R^2	0,82	

Variable dependiente: $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$.

Número de observaciones = 17. Estimación robusta.

* No significativo.

El coeficiente del nivel inicial de renta es significativo y tiene signo negativo, lo que demuestra que existe evidencia de *convergencia beta condicionada*. Su valor es superior al obtenido en el análisis de *convergencia absoluta* (de -0,52 a -0,31), lo que implica una menor velocidad de convergencia $\hat{\beta}_{\text{MCO-COND}} = 0,7\%$ anual¹³⁸, que es incluso inferior a la

¹³⁸ El número de años necesario para reducir a la mitad la diferencia inicial respecto al estado estacionario sería de $-\ln 2 / \ln(1 - \beta) = 91$ años.

que obtienen la gran mayoría de análisis tradicionales. Esta diferencia en el coeficiente de pendiente estimado estaría evidenciando que el análisis de *convergencia beta absoluta* podría tener problemas de sesgo en sus estimadores, provocados por la no inclusión de las variables responsables del estado estacionario, que al entrar en el término de error, causarían problemas de correlación con la renta per cápita al principio del período.

Respecto a las variables explicativas del estado estacionario, se comprueba que la tasa de inversión no es un factor significativo, pero sí la tasa de crecimiento de la población, mostrando una influencia negativa sobre el crecimiento de la renta per cápita de las regiones con una contribución muy elevada. Asimismo, el ajuste ha mejorado a $R^2 = 0,82$ respecto a los resultados obtenidos en la ecuación de *convergencia absoluta*. En conclusión, después de controlar las variables que, según el modelo de Solow, influyen en el estado estacionario, se encuentra convergencia entre las regiones españolas, aunque a una velocidad reducida.

A continuación se estima la ecuación [V.7] para los dos períodos observados previamente, 1955-1979 y 1980-2004, obteniendo los siguientes resultados:

TABLA V.4

CONVERGENCIA β CONDICIONADA (CC.AA. ESPAÑOLAS)

PARÁMETRO	PERÍODO 1955-1979		PERÍODO 1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1})$	-0,3146	-2,95	-0,1614	-1,36*
$\hat{\beta}_{MCO-COND}$	0,015		n.s.	
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0,2519	-1,13*	-0,5508	-2,84
$\ln(s_i)$	0,0250	0,11*	-0,1089	-0,59*
σ	2,8688	3,89	2,7831	2,67
R^2	0,79		0,50	

Variable dependiente: $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$.

Número de observaciones = 17. Estimación robusta.

* No significativo.

Durante el período 1955-1979, ninguno de los factores tradicionales responsables del estado estacionario es significativo, pero, sin embargo, el ajuste sigue siendo muy elevado ($R^2 = 0,79$), atribuido únicamente a la renta al principio del período. Respecto a la velocidad de convergencia implícita en b , se duplica respecto al período completo (1,5% anual), aunque sigue siendo inferior a la obtenida en el análisis de convergencia absoluta (2,3%). La no significatividad de s y n durante este período, estaría mostrando que todas las regio-

nes convergen hacia un mismo estado estacionario, confirmando que se ha producido un proceso de convergencia absoluta entre las CC.AA. españolas.

En cambio, durante el período 1980-2004, la renta per cápita inicial, aunque tiene el signo correcto, no es un factor significativo, confirmando que el proceso de convergencia se estanca. Sin embargo, las diferencias en tasas de crecimiento de población sí son significativas, no así las diferencias en tasas de ahorro o inversión, demostrando que las regiones españolas, posiblemente habían alcanzado su propio estado estacionario, condicionado por las diferentes tasas de crecimiento de la población con una influencia negativa muy importante (0,55) sobre dicho nivel de renta de equilibrio. El valor del coeficiente de determinación $R^2 = 0,49$ podría estar reflejando que, a partir de 1979, existen otros factores no tenidos en cuenta en el modelo, aparte del crecimiento de la población, que influirían sobre la tasa de crecimiento de la renta per cápita, que estarían formando parte del término de error, en cuyo caso, los estimadores obtenidos estarían sesgados y, por consiguiente, los resultados no serían concluyentes.

Para comprobar esta afirmación, a continuación se añade el factor capital humano al modelo, utilizando como variable proxy de la acumulación de dicho factor (s_h), la tasa de escolarización de la población ocupada utilizada por MRW (1992), es decir, el porcentaje de población en edad de trabajar con estudios secundarios, a partir de la base de datos del IVE, para el período 1964 a 2003. La función de producción a estimar sería la siguiente:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_{ki}) + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_{hi}) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n_i + g + \delta) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{it-1}) + v_{it}, \quad [V.8]$$

Los resultados para los distintos períodos considerados en las regresiones previas se muestran en la tabla V.5¹³⁹.

En ningún caso analizado, el capital humano resultó significativo, aunque permitió mejorar sensiblemente el ajuste respecto al caso anterior. La no significatividad de esta variable puede significar que la proxy escogida para medirlo no sea adecuada o bien, que realmente no exista una relación entre esta variable y el crecimiento de la renta per cápita. Sin embargo, si nos fijamos en los coeficientes estimados, se puede apreciar cómo todos ellos han disminuido ligeramente sus valores¹⁴⁰, demostrando la correlación existente entre el capital humano y las variables explicativas que son significativas.

¹³⁹ Es preciso recordar que la inclusión en el modelo del capital humano provoca que el coeficiente estimado de $\ln(n_i + g + \delta)$ sea superior al de $\ln(s_{ki})$.

¹⁴⁰ Como estos coeficientes son negativos, significa que aumentan su efecto negativo sobre la variable dependiente.

TABLA V.5

**CONVERGENCIA β CONDICIONADA CON CAPITAL HUMANO,
CC.AA. ESPAÑOLAS (Período 1955-2004)**

PARÁMETRO	1955-2004		1955-1979		1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1})$	-0,4299	-2,60	-0,3534	-2,89	-0,1875	-1,28*
$\hat{\beta}_{\text{MCO-COND}}$	0,011		0,017		n.s.	
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0,7615	-2,90	-0,3087	-1,60*	-0,5928	-2,55
$\ln(s_{ki})$	0,1487	0,46*	0,0363	0,15*	-0,0846	-0,41*
$\ln(s_{hi})$	0,4803	0,84*	0,0878	0,66*	0,1106	0,38*
a	5,1596	2,57	3,3278	3,12	3,0486	2,34
R^2	0,84		0,80		0,50	

Entre paréntesis el estadístico t .

Variable dependiente: $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$.

Número de observaciones = 17. Estimación robusta.

* No significativo.

Estos resultados son inferiores a los obtenidos por otros autores como Dolado *et al.* (1994), que obtienen una velocidad de convergencia del 6% a nivel provincial, al introducir diferencias en la tasa de ahorro en capital físico y el flujo migratorio, pero que, sin embargo, no encuentran evidencias favorables para el capital humano. Escot y Galindo (2000), a nivel regional, obtienen velocidades de convergencia muy similares a las obtenidas en nuestro análisis¹⁴¹ introduciendo en la ecuación la variable poblacional y la tasa de inversión. Estos autores introducen en la ecuación de convergencia otras variables como la densidad, superficie e inversiones públicas y privadas, entre otras. En esta línea también se puede citar a Mas *et al.* (1994), que introducen el peso de la agricultura en el VAB regional, la importancia del capital público respecto al VAB regional, o la posición geográfica respecto de los países europeos. Raymond y García-Greciano (1994) o García-Milá y Marimón (1999), que resaltan la influencia negativa del sector agrícola en la convergencia en productividad, de la Fuente y da Rocha (1996) o de la Fuente y Doménech (2000), que analizan la contribución del capital humano; Raymond y García-Greciano (1994), García-Greciano y Raymond (1996), de la Fuente y Freire (2000) o Lamo (2000), que realizan estimaciones para estudiar el efecto de los movimientos migratorios.

¹⁴¹ La velocidad de convergencia obtenida por estos autores fue del 0,011 para el período 1955-1997, con un coeficiente de determinación del 0,746 (Escot y Galindo, 2000). Estos autores también realizan estimaciones a nivel provincial obteniendo resultados similares.

V.4.

CRÍTICAS A LOS ANÁLISIS DE CONVERGENCIA BASADOS EN MÉTODOS DE SECCIÓN CRUZADA

El análisis de convergencia beta utilizando regresiones de sección cruzada, a pesar de haber sido quizás el método de estimación más empleado, ha recibido numerosas críticas. En primer lugar, porque este tipo de estimaciones únicamente realizan comparaciones en dos puntos de tiempo, ignorando el resto de datos disponibles en períodos intermedios¹⁴². En segundo lugar, porque los análisis de sección cruzada sólo pueden estimar variables que son observables y medibles, sin embargo, algunos factores como la tecnología al principio del período y en general, todos aquellos efectos no observables que afectan al modelo, son ignorados, entrando a formar parte del término de error. En tercer lugar y relacionado con el anterior punto, las regresiones de sección cruzada estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios, necesitan cumplir una serie de propiedades respecto a la perturbación aleatoria para obtener estimadores consistentes y eficientes. Este término debe ser independiente e idénticamente distribuido [$iidN(0, \sigma^2)$] lo que implica que debe estar incorrelacionado, tanto con la variable dependiente como con las distintas variables explicativas¹⁴³. Por ese motivo, las estimaciones realizadas por una gran mayoría de estudios de convergencia, basados en regresiones de corte transversal, han partido de la consideración teórica de no correlación entre el término de error y las variables explicativas, asumiendo que tanto el nivel inicial de tecnología, como la tasa de progreso tecnológico son exógenas y comunes a todos los individuos de la muestra. Esta afirmación sería cierta si la tecnología fuera un bien que circula libremente y sin coste, cosa que no sucede en la realidad como han demostrado multitud de estudios, de modo que este proceso no se realiza de forma inmediata entre economías, lo que estaría introduciendo heterogeneidad, no sólo en A_0 , sino también en g .

Por consiguiente, la independencia entre el término de error y los regresores no se va a producir, debido a que v_{it} contendrá los efectos específicos no observados de cada economía formados por los factores que integran A_0 , provocando problemas de correlación positiva y por consiguiente de endogeneidad, que sesgarán por exceso los coeficientes estimados de, al menos, la renta inicial ($E(v_{it}y_{it-1}) \neq 0$)¹⁴⁴ y, en consecuencia, producirán un sesgo por defecto en el coeficiente que mide la velocidad de convergencia (β). Ello significa que las diferencias permanentes entre economías en la función de producción, llevarían a resultados sesgados en contra de la convergencia, hecho que ya había sido detectado por

¹⁴² Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a, 2004) trataron de solucionar esta limitación mostrando diferentes subperíodos en una misma ecuación, estimando, de forma poco clara, una misma velocidad de convergencia a través de Mínimos Cuadrados Ponderados (Goerlich, 2000).

¹⁴³ Es decir, y .

¹⁴⁴ Muy probablemente también en el resto de variables explicativas (en este caso, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de ahorro o inversión), conclusión a la que también llegan MRW (1992).

autores como Mundlak (1961) o Lichtenberg (1992), recibiendo el nombre de «sesgo por variables omitidas»¹⁴⁵.

En conclusión, las regresiones de sección cruzada por *MCO* únicamente ofrecen estimadores consistentes cuando los parámetros específicos de las economías están distribuidos independientemente de los regresores y cuando éstos son estrictamente exógenos (Pesaran y Smith, 1995)¹⁴⁶.

La cuarta limitación del enfoque de sección cruzada, es la consideración de funciones de producción idénticas para todas las economías analizadas. De esta forma, las únicas variables que influirían en el nivel de renta per cápita del estado estacionario de los países o regiones serían las definidas por el modelo de Solow. Una vez alcanzado el estado estacionario, el crecimiento de la producción y del capital per cápita dependerán únicamente de la tasa de progreso tecnológico, también determinada exógenamente, por lo que todas las economías, al poder acceder a este bien público libre, tarde o temprano llegarán a tener la misma tasa de crecimiento en el nivel de equilibrio, provocando que las distancias entre ellos nunca disminuyan.

Para evitar estas limitaciones, Loayza (1994), Barro y Lee (1994a y 1994b), Islam (1995), Barro y Sala-i-Martin (2004) o Lee, Pesaran y Smith (1997), introducen en los análisis de *convergencia beta* metodologías basadas en *datos de panel*. La principal ventaja de este enfoque es que posibilita la identificación de los efectos individuales no observados de cada economía, permitiendo introducir diferencias en sus funciones de producción, por lo que los resultados a los que se llegaba eran diferentes a los obtenidos en los análisis de sección cruzada. La introducción de los efectos individuales no observados en la función de producción no sólo afectaba a los determinantes tradicionales del nivel de producto per cápita del estado estacionario, (en este caso, la tasa de ahorro o inversión y la tasa de crecimiento de la población, dado que el resto de variables fue considerado homogéneo entre regiones), modificando sus parámetros, sino que, además, permitía calcular la influencia directa de esos efectos sobre el proceso de convergencia de cada economía.

Entre los efectos individuales que pueden ser aislados gracias a la metodología de datos de panel, la mayoría de los autores se han enfocado en la intensificación del capital por trabajador y en las diferencias iniciales en tecnologías e instituciones (Islam 1995), aunque, en general, abarca a todos aquellos factores específicos de los países o regiones que no pueden ser observados.

¹⁴⁵ Existen otras posibles causas de sesgo en los estimadores *MCO*, como las provocadas por problemas de medición en las variables independientes o a la no inclusión en el modelo de variables relevantes y significativas que estuvieran correlacionadas con alguna de las variables explicativas. Los problemas de selección también pueden causar sesgo e inconsistencia en los estimadores *MCO*.

¹⁴⁶ Entre las distintas soluciones al problema de la correlación entre los regresores y los efectos individuales no observados, con frecuencia se ha recurrido a métodos basados en variables instrumentales, es decir, variables observables que, estando correlacionadas con los regresores, fueran independientes de los efectos individuales no observados, aunque, en la práctica, la mayoría de las veces son difíciles de localizar. Este aspecto será tratado con detalle en el siguiente capítulo.

El nivel inicial de tecnología (A_0), está directamente relacionado con la renta per cápita en el estado estacionario, como se demostró en el capítulo primero (ecuación I.33) de modo que cuanto mayor sea el efecto individual no observado de una economía, mayor será su nivel de renta per cápita en el estado estacionario¹⁴⁷:

$$y^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t \quad [\text{V.9}]$$

donde $A_t = A_0 e^{gt}$ [V.10]

Por consiguiente, el *método de datos de panel* permite un mejor control de las diferencias existentes en el estado estacionario entre países o regiones, ya que tiene en cuenta no sólo la heterogeneidad de los parámetros exógenos definidos en el modelo de Solow (s, n, g, δ) sino también las diferencias existentes en , al controlar los efectos individuales no observados.

Esta heterogeneidad también afectará a la velocidad de convergencia de cada economía hacia su propio estado estacionario.

Volviendo al factor A_0 , éste es considerado como una medida de la eficiencia con la que las economías utilizan sus factores productivos, por lo que estaría muy próximo a la noción de «Productividad Total de los Factores». La diferencia más importante entre ambos conceptos es que la PTF es una variable que cambia entre economías y a través del tiempo, mientras que los efectos individuales están basados en comparaciones de sección cruzada y son constantes a lo largo del tiempo (Islam, 1995).

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo de *convergencia beta condicionada* a través de *datos de panel*, es necesario hacer una breve introducción teórica sobre esta técnica de estimación.

V.5. METODOLOGÍA DE DATOS DE PANEL

La metodología basada en datos de panel ha sido utilizada con frecuencia para estimar modelos económicos¹⁴⁸, ya que posee una serie de ventajas sobre los análisis de sección cruzada entre las que se pueden citar: 1) el tener en cuenta conjuntamente las dimensiones temporal y transversal, mejorando las estimaciones; 2) operar con un mayor

¹⁴⁷ De igual forma, sucede con el *stock* de capital en el estado estacionario.

¹⁴⁸ Ver Baltagi (2005), donde se describen, en detalle, las principales ventajas e inconvenientes del uso de los datos de panel.

número de observaciones, por lo que se amplían los grados de libertad y se reducen los problemas de multicolinealidad¹⁴⁹ entre las variables explicativas, mejorando la eficiencia de los estimadores; 3) permitir capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre observaciones (los efectos individuales específicos de las unidades de análisis que son invariantes en el tiempo) o en distintos momentos de tiempo (los efectos temporales, que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio pero que varían en el tiempo)¹⁵⁰; 4) posibilitar la realización de análisis dinámicos del modelo, al incorporar la dimensión temporal de los datos, lo que enriquece el estudio, particularmente en períodos de grandes cambios, además de mostrar posibles causalidades entre variables.

■ V.5.1. ESPECIFICACIÓN GENERAL DE UN MODELO DE DATOS DE PANEL

El *modelo general de datos de panel* puede ser expresado a través de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + v_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit}x_{kit} + v_{it} \quad [V.11]$$

donde i se refiere al individuo o a la unidad de estudio (corte transversal), $i = 1, \dots, N$; t recoge la dimensión en el tiempo (serie temporal), $t = 1, \dots, T$; α_{it} es un vector de interceptos o interceptores de n parámetros, β es un vector de pendientes de $K \times 1$ parámetros y x_{kit} es la i -ésima observación al momento t para las K variables explicativas. Respecto a v_{it} , es el vector de errores no observados que puede descomponerse de la siguiente manera:

$$v_{it} = \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [V.12]$$

donde η_i representa los efectos individuales no observables que difieren entre las unidades de estudio, pero no en el tiempo; ρ_t se identifica con efectos temporales no cuantificables que varían en el tiempo, pero no entre las unidades de estudio y finalmente u_{it} se refiere al término de error puramente aleatorio o error idiosincrásico, $iidN(0, \sigma^2)$, con $E(u_{it}) = 0$ y $E(u_{it}x_{it}) = 0$.

La mayoría de las aplicaciones con datos de panel utilizan el *modelo de componente de error* conocido también como *one-way*, donde $\rho_t = 0$, por lo que únicamente se incluyen errores pertenecientes a los efectos individuales η_i . Los modelos *two-way* consideran $\rho_t \neq 0$ para poder capturar efectos temporales específicos que no están incluidos en la regresión.

Las diferentes variantes para el modelo *one-way* de componentes de errores surgen de los distintos supuestos que se realicen acerca del efecto individual η_i , pudiendo presen-

¹⁴⁹ Existencia de una relación lineal entre los regresores. Si esta relación lineal es exacta, entonces la multicolinealidad es perfecta.

¹⁵⁰ Este tipo de efectos pueden asociarse, por ejemplo, a shocks macroeconómicos que pueden afectar por igual a todas las unidades de estudio.

tarse tres posibilidades, considerando que los coeficientes de pendiente son constantes y homogéneos entre individuos:

1. Suponer que $\eta_i = 0$, es decir, modelos donde no existe heterogeneidad no observable entre los individuos de la muestra. Este modelo ha recibido los nombres de *modelo total*, *modelo de coeficientes constantes*, *modelo agrupado* o *modelo de regresión pooled*. La ecuación [V.11] adaptada a este modelo, se podría expresar de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it} \quad [V.13]$$

Su principal ventaja respecto a las estimaciones de sección cruzada es el aumento de grados de libertad que reducirían el posible ruido en los parámetros estimados. Para poder estimar el *modelo agrupado por MCO*, es necesario asumir por una parte exogeneidad¹⁵¹ y ausencia de colinealidad perfecta respecto a los regresores y por otra, homocedasticidad y ausencia de correlación serial respecto a los residuos estimados, motivo por el cual es recomendable realizar estimaciones robustas en ambos sentidos (Wooldridge, 2002)¹⁵². Si estas condiciones se satisfacen, los estimadores MCO serán consistentes y asintóticamente normales a medida que $N \rightarrow \infty$ pero no eficientes a menos que los regresores sean estrictamente exógenos, de lo contrario, es preferible utilizar métodos de estimación alternativos como el de *Mínimos Cuadrados Generalizados* (GLS).

2. La segunda posibilidad consiste en considerar a η_i como un parámetro distinto para cada individuo. En este caso, la heterogeneidad no observable se incorpora a la constante del modelo ($\alpha + \eta_i$), por lo que la ecuación [V.11] se transforma en:

¹⁵¹ La variable x_{it} será estrictamente exógena cuando esté incorrelacionada con u_{it} para todo t aunque se admite que x_{it} pueda estar correlacionado con u_{is} para $s < t$, en cuyo caso, sería exógena débil o predeterminada).

¹⁵² White (1980), demostró que un estimador válido bajo cualquier forma de heterocedasticidad (incluida la homocedasticidad) sería:

$$\text{var}(\hat{\phi}) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x})^2 \hat{u}_{it}^2}{SST_x^2}, \quad [V.14]$$

Y en forma matricial:

$$A \widehat{\text{var}}(\hat{\phi}) = (X'X)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x'_{it} x_{it} \hat{u}_{it}^2 \right) (X'X)^{-1}, \quad [V.15]$$

Es el llamado estimador de varianza robusta a la heterocedasticidad o estimador Huber-White, también llamado «estimador sandwich». El problema de este estimador es que únicamente funciona bien en presencia de muestras grandes.

Wooldridge (2002), introduce un estimador que es robusto a la heterocedasticidad y a la correlación serial arbitrarias entre unidades. En forma matricial, quedaría:

$$A \widehat{\text{var}}(\hat{\phi}) = \left(\sum_{i=1}^N X'_u X_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X'_u \hat{u}_{it} \hat{u}'_{it} X_{it} \right) \left(\sum_{i=1}^N X'_u X_{it} \right)^{-1}, \quad [V.16]$$

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it}, \quad [V.17]$$

donde $\alpha_i = \alpha + \eta_i$, incluye la constante del modelo y una variable no observada, invariante en el tiempo, pero diferente entre cada individuo llamada *efecto unidad*, *efecto fijo*, *efecto no observado* o *heterogeneidad no observada*. Por este motivo, a este tipo de modelos se les ha llamado *modelos de intercepto variable de efectos fijos*.

3. La tercera alternativa es tratar a como una variable aleatoria o «efecto aleatorio» no observable, que varía entre individuos pero no en el tiempo. En este caso, la heterogeneidad no observable se incorpora al término de error del modelo ($u_{it} + \eta_i$). Estos modelos han recibido el nombre de *modelos de intercepto variable de efectos aleatorios*.

En modelos *two-way* se permiten «efectos temporales», que son efectos no observados que varían entre períodos, pero que son iguales entre individuos, como por ejemplo los precios, las tasas de interés, el nivel de actividad económica, etc. En este caso, la ecuación [V.11] se transforma en:

$$y_{it} = \alpha_t + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it}, \quad [V.18]$$

Otra variante más dentro de los modelos *two-way* se dará cuando el efecto no observado cambia en el tiempo y entre individuos. Como ejemplo de estas variables, se pueden mencionar los ingresos totales, el nivel de beneficios, el nivel de capital, razones financieras. La ecuación [V.11], en este caso, se expresaría como:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it}, \quad [V.19]$$

En cualquier caso, para poder estimar β_k a través de MCO, es necesario que las variables explicativas x_{it} sean ortogonales a u_{it} , es decir, que $E(X_i' u_i) = 0$, donde $X_i' u_i = \sum_{t=1}^T x_{it}' u_{it}$ para $E(u_{it}) = 0$ ¹⁵³. Sin embargo, en muchas ocasiones, el término de error y las variables explicativas están correlacionadas, por ejemplo, cuando éstas no han sido medidas correctamente, por lo que el término de error de la ecuación contendrá este error de medición, o cuando el efecto individual no observable η_i es considerado un efecto fijo que se incorpora a la constante del modelo, por lo que η_i estará correlacionado con alguna variable explicativa x_{it} [$\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$]¹⁵⁴. En estos casos, es necesario modificar el modelo para controlar estas dependencias.

¹⁵³ Esto supone que $E(X_i'(y_i - X_i \beta_{kii})) = 0$ y reagrupando $E(X_i' X_i) \beta = E(X_i' y_i)$. Para poder estimar β_k tiene que ser el único vector que satisfaga esta igualdad.

¹⁵⁴ Sin embargo, cuando η_i es un efecto aleatorio que entra dentro del término de error, entonces los efectos individuales están incorrelacionados con el término de error, es decir, $\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$ ¹⁵⁴, en cuyo caso el estimador MCO de β_k ($\hat{\beta}_{\text{MCO}}$) es consistente asintóticamente, es decir, a medida que $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ o ambos.

Aparte de los modelos señalados, existen otros modelos de datos de panel que han sido menos utilizados, los llamados *Modelos de coeficientes de pendiente variables* (Hsiao, 2003), donde se considera que la heterogeneidad está provocada por diferentes pendientes. En este caso, también existen varias alternativas, dependiendo de las propiedades de la pendiente. Así, partiendo de interceptos iguales entre unidades y en el tiempo, si se supone que las pendientes varían entre unidades pero son iguales en el tiempo, se obtendrá el modelo:

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_{ki} x_{it} + u_{it}, \text{ para } i = 1, \dots, N \quad [\text{V.20}]$$

Los estimadores $\hat{\beta}_{ki}$ darán el efecto de la pendiente de cada unidad, lo que aplicado al caso de convergencia beta condicionada, permitiría saber la velocidad de convergencia de cada unidad hacia su estado estacionario.

Si las pendientes varían en el tiempo pero son iguales entre unidades, entonces la ecuación a estimar será del tipo:

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_{kt} x_{it} + u_{it}, \text{ para } t = 1, \dots, T \quad [\text{V.21}]$$

En este caso, el estimador $\hat{\beta}_{kt}$ obtenido dará la media de las pendientes individuales, pero mostrará las variaciones que se han producido en las mismas a lo largo del tiempo.

Finalmente si la pendiente varía entre individuos y en el tiempo, la ecuación quedará:

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_{kit} x_{it} + u_{it}, \text{ para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad [\text{V.22}]$$

En este caso el estimador $\hat{\beta}_{kit}$ obtenido dará el efecto de la pendiente de cada unidad a lo largo del tiempo.

Un último tipo de modelos de datos de panel considera que la heterogeneidad está producida tanto por los coeficientes de las variables explicativas como de los interceptores, pudiendo darse las distintas variantes comentadas en los modelos previos. Son los llamados modelos *BYID* y toma la siguiente forma en modelos *one-way*:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_{ki} x_{it} + u_{it} \quad [\text{V.23}]$$

Los análisis que serán realizados en el resto del capítulo consideran únicamente los modelos del primer grupo, es decir, interceptores variables (fijos o aleatorios) y pendientes constantes, ya que el principal objetivo de esta sección es obtener, a través de técnicas de datos de panel, no sólo estimadores más eficientes, sino también comparables con los obtenidos en los análisis de sección cruzada y por otros autores que han utilizado la técnica de datos de panel. En el próximo capítulo se tendrán en cuenta modelos de pendientes variables, aunque es preciso tener en cuenta que estos modelos consumen un mayor número de grados de libertad, pudiendo originar problemas de inconsistencia en los estimadores.

A continuación se desarrollan dos modelos que han sido utilizados frecuentemente en los análisis de convergencia beta condicionada, el modelo de *efectos fijos* y el modelo de *efectos aleatorios*.

■ V.5.2. MODELOS DE EFECTOS FIJOS O DE ANÁLISIS DE COVARIANZA

El modelo de *efectos fijos* considera los efectos unitarios como un valor fijo, es decir, como un parámetro, diferente para cada individuo (regiones en este caso) que se añade a la constante general del modelo, mientras que se consideran coeficientes de pendiente homogéneos entre ellas. El modelo de *efectos fijos* tomaría la forma de la ecuación [V.17]:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad [\text{V.17}']$$

donde la variable dependiente y_{it} está en función de K variables exógenas $x_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{kit})$, que difieren entre regiones y a lo largo del tiempo, y de otras variables no observadas que son específicas de cada una de ellas, pero constantes a lo largo del tiempo ($\alpha_i = \alpha + \eta_i$). El término de error u_{it} está distribuido $iidN(0, \sigma_u^2)$ y recoge los efectos de las variables omitidas que varían en i y en t . Es importante insistir que en los modelos de *efectos fijos*, η_i no forma parte del término de error, sino que es considerado como un parámetro que forma parte de la constante del modelo α_i .

Todo modelo de *efectos fijos* debe cumplir una serie de condiciones. En primer lugar, los efectos individuales y las variables explicativas no pueden estar correlacionados con el término de error [$E(u_{it}) = 0$ y $E(\alpha_i, u_{it}) = E(x_{it}, u_{it}) = 0$]; en segundo lugar, los efectos individuales deben estar correlacionados con las variables independientes, es decir, $E(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$ y $E(\eta_i) \neq 0$. Esta última condición permite que el análisis de efectos fijos sea más robusto que el de efectos aleatorios, ya que es posible estimar consistentemente efectos parciales en presencia de variables omitidas constantes en el tiempo, que pueden estar relacionadas arbitrariamente con las observaciones x_{it} .

Sin embargo, la principal limitación del modelo de *efectos fijos* es que no pueden incluirse en el vector x_{it} variables explicativas que sean constantes en el tiempo, ya que no hay forma de distinguirlos de los efectos individuales no observados. Por consiguiente, factores como género, raza o el sector industrial no podrán ser incluidos en x_{it} , a menos que cambie en algún momento dado para, al menos, algunos individuos. No obstante, cuando el interés está en estimar modelos donde todas las variables explicativas varían en el tiempo, este análisis es apropiado.

Una forma de comprobar si el efecto individual no observado es una variable aleatoria o un parámetro, señalada por Mundlak (1978) o Johnston y DiNardo (1997) y propuesta por Wooldridge (2002), consiste en probar si η_i está correlacionado o no con las variables explicativas. De ese modo, si $\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$, estaríamos ante un modelo de efectos alea-

torios, mientras que si $\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$, estaríamos ante el modelo de efectos fijos. La correlación entre los efectos individuales no observados y las variables explicativas tiene como consecuencia que el modelo de *efectos fijos* no pueda ser estimado por *MCO*, ya que los estimadores obtenidos estarían sesgados y serían inconsistentes¹⁵⁵. Por otra parte, para que el estimador de efectos fijos sea insesgado, las variables independientes x_{it} deben ser estrictamente exógenas [$E(u_{it}x_{it}) = 0$ para todo $s = 1, \dots, T, t = 1, \dots, T$].

■ V.5.2.1. Tipos de estimaciones de efectos fijos

La estimación de modelos de *efectos fijos* busca transformar la ecuación original para evitar los posibles problemas de correlación existentes entre los efectos individuales no observados y las variables explicativas. Para ello, habitualmente se han empleado tres métodos que serán descritos a continuación.

■ V.5.2.1.1. Método *Least squares with dummy variables (LSDV)*, o método de variables dummy

Consiste en introducir N variables *dummy* que recojan los efectos individuales omitidos, correspondientes a cada unidad de observación ($\eta_i d = 1$ si $n = i$ y $\eta_i d = 0$ si $n \neq i$ para $i = 1, \dots, n$). El modelo a estimar por *MCO* contendría todas las variables independientes del modelo original, a las que se añadirían el vector de variables dicotómicas, obteniendo la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \eta_1 d1_i + \eta_2 d2_i + \dots + \eta_n d n_i + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it} \quad [\text{V.24}]$$

Al incluir N variables *dummy*, es necesario eliminar la intersección común, es decir, la constante del modelo para evitar caer en la trampa de la variable dicotómica. Los valores explícitos de cada η_i , obtenidos a partir de este modelo, reflejarán las diferencias existentes entre los distintos individuos debido a efectos no observados comunes en el tiempo. Otra alternativa sería introducir $N - 1$ variables dicotómicas para evitar los citados problemas de colinealidad perfecta. El modelo se expresaría de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha_1 + \eta_2 d2_i + \dots + \eta_n d n_i + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it} \quad [\text{V.25}]$$

En este caso, el intercepto α_1 representa el efecto fijo correspondiente al individuo cuya variable ficticia ha sido eliminada, mientras que el resto de coeficientes estimados ($\eta_2 \dots \eta_n$), serán los coeficientes diferenciales del resto de individuos respecto al primero.

¹⁵⁵ $E(y_{it}x_{it}) = x'_{it}\beta + E(\eta_i x_{it}) + E(u_{it}x_{it}) = x'_{it}\beta + E(\eta_i x_{it}) \neq x'_{it}\beta$.

El «método LSDV» también puede ser aplicado a modelos donde sólo existen efectos temporales. En este caso, es necesario introducir en el modelo inicial $t - 1$ variables ficticias, aunque pueden presentarse problemas de autocorrelación o correlación serial debido a efectos temporales que perduran en el tiempo.

$$y_{it} = \alpha_t + \rho_2 d2 + \dots + \rho_t dt + \sum_k \beta_k x_{it} + u_{it}, \quad [V.26]$$

Finalmente, pueden aplicarse a modelos donde los efectos fijos difieren en el tiempo y entre unidades. En este caso es necesario introducir $i - 1$ variables dicotómicas para reflejar las unidades y $t - 1$ variables dicotómicas para reflejar el tiempo.

La principal deficiencia que tiene este método de estimación es la pérdida importante de grados de libertad que se produce al introducir $(N - 1)$ variables ficticias (o $T - 1$ o $N - 1$ y $T - 1$ en las otras dos variantes del modelo). Este problema será mayor cuanto mayor sea N en relación a T ¹⁵⁶, en cuyo caso es preferible utilizar métodos de efectos fijos alternativos. Por el contrario, los $\hat{\alpha}_i$ estimados serán más precisos cuanto mayor sea T . Otro problema asociado al elevado número de variables utilizado es que puede traer consigo problemas de multicolinealidad que aumentan el error estándar, por lo que es necesario realizar estimaciones robustas, que permitan obtener errores estándar que son asintóticamente robustos a problemas de heterocedasticidad, aunque no de correlación serial.

■ V.5.2.1.2. Método *intra-grupos* o método «*Within Group*» (IG)

Consiste en eliminar los efectos individuales constantes en el tiempo, diferenciando las variables del modelo respecto a su media global. En este sentido, suponiendo que existe una sola variable explicativa (x_{it}), en primer lugar se calcula la media de cada observación a través del tiempo:

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}; \quad \bar{x}_i = \frac{\sum_t x_{it}}{T} \quad \text{y} \quad \bar{u}_i = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}}{T}, \quad [V.27]$$

obteniendo la siguiente transformación *between*:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i \beta + \eta_i + \bar{u}_i, \quad [V.28]$$

En segundo lugar, se restan estos valores de la ecuación [V.17] obteniendo la transformación *within*:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) \beta + (u_{it} - \bar{u}_i), \quad [V.29]$$

¹⁵⁶ En el límite, cuando T es fijo y N tiende a infinito, únicamente los coeficientes de los regresores serán consistentes (Baltagi, 2005 lo llama problema de parámetro incidental o en su acepción inglesa, *Incidental parameter problem*).

Al desaparecer η_i , y la constante del modelo al ser restada por sí misma, el estimador intra-grupos permanece consistente, aunque alguna o todas las variables explicativas estuvieran correlacionadas con la heterogeneidad no observable.

Finalmente se estima la ecuación [V.29] por MCO, obteniendo un estimador de β eficiente e insesgado¹⁵⁷ ($\hat{\beta}_{FE}$), siempre que se cumplan los supuestos de exogeneidad estricta en los regresores [$E[(x_{it} - \bar{x}_i)(u_{it} - \bar{u}_i)] = 0$; para cada $t = 1, 2, \dots, T$] y que los errores $(u_{it} - \bar{u}_i)$ sean homocedásticos [$\text{var}(u_{it} - \bar{u}_i) = \sigma^2$] y no autocorrelacionados [$\text{cov}((u_{it} - \bar{u}_i), (u_{is} - \bar{u}_i)) = 0$ para $t \neq s$]¹⁵⁸. El estimador de efectos fijos $\hat{\beta}_{FE}$, es también llamado *estimador intra-grupos o within* porque usa la variación en el tiempo dentro de cada sección cruzada.

El «método IG» también puede ser aplicado a modelos con efectos temporales no observados, que deben ser controlados para evitar posibles sesgos en los estimadores obtenidos. Una alternativa consiste en añadir al modelo variables *dummy* temporales, lo que permitirá medir directamente estos efectos¹⁵⁹. Otra alternativa, sería convertir las variables del modelo en desviaciones respecto a la media entre individuos:

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{N}; \quad \bar{x}_t = \frac{\sum_{i=1}^N x_{it}}{N}; \quad \bar{u}_t = \frac{\sum_{i=1}^N u_{it}}{N}, \quad [V.30]$$

de modo que, al restar estos valores medios de la ecuación original, se eliminarían todos los efectos temporales (observados o no).

$$y_{it} - \bar{y}_t = (x_{it} - \bar{x}_t)\beta + (u_{it} - \bar{u}_t), \quad [V.31]$$

En caso necesario, los efectos individuales o temporales eliminados pueden ser recuperados una vez estimado el modelo. Así, para el caso de los efectos individuales, la expresión que permite calcular estos efectos sería: $\hat{\eta}_i = \bar{y}_i - \beta\bar{x}_i - \bar{u}_i$, mientras que en el caso de los efectos temporales, la expresión sería $\hat{\rho}_t = \bar{y}_t - \beta\bar{x}_t - \bar{u}_t$.

¹⁵⁷ Demostración en Wooldridge, J. (2002) y en Hsiao (2003). El estimador MCO es el mejor estimador lineal insesgado considerando las propiedades de u_{it} ($E u_i = 0$, $E u_i u_j' = \sigma_i^2 I$, $E u_i u_j' = 0$ para $i \neq j$).

¹⁵⁸ Cuando $(u_{it} - \bar{u}_i)$ está serialmente incorrelacionado, el *estimador within* ($\hat{\beta}_{FE}$) ya no será eficiente, aunque seguirá siendo consistente (Bond, 2002).

¹⁵⁹ Normalmente se introducen $T - 1$ variables dicotómicas y se añade de nuevo un interceptor en el modelo que mida el efecto de la variable eliminada. El resto de coeficientes serían desviaciones respecto del parámetro estimado de la constante. Este método es posible siempre que $T < N$, ya que a mayor T , más grados de libertad absorberá.

■ V.5.2.1.3. Método de Primeras diferencias (PD)

El «método PD», al igual que el anterior método IG, elimina los efectos fijos no observados, tomando la ecuación a estimar en dos momentos de tiempo consecutivos y restando ambas expresiones, obteniendo:

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\beta + (u_{it} - u_{it-1}), \quad [V.32]$$

o bien,

$$\Delta y_i = \Delta x_i \beta + \Delta u_{it} \quad [V.33]$$

La ecuación de primeras diferencias se estima como una ecuación de sección cruzada simple, con la excepción de que las variables son diferenciadas a lo largo del tiempo. Para que este modelo sea consistente, es necesario que el término de error diferenciado (Δu_{it}) esté incorrelacionado con las variables explicativas diferenciadas (Δx_{it}), es decir, $E(\Delta x_{it} \Delta u_{it}) = 0$ y esto sólo es posible si u_{it} está incorrelacionado con las variables explicativas en ambos períodos de tiempo considerados. Además el estimador MCO será insesgado y consistente, si u_{it} está serialmente incorrelacionado (Bond 2002), es decir, cuando es un paseo aleatorio¹⁶⁰. Este estimador ha recibido el nombre de «estimador de primeras diferencias» ($\hat{\beta}_{PD}$).

■ V.5.3. MODELOS DE EFECTOS ALEATORIOS (RE) O MODELOS DE COMPONENTES DE ERROR

A diferencia del *modelo de efectos fijos*, el *modelo de efectos aleatorios* considera que los efectos individuales no son parámetros deterministas, sino variables estocásticas que están distribuidas aleatoriamente alrededor de un valor dado y, por tanto, forman parte del término de error. Por ese motivo, el *modelo de efectos aleatorios* tiene una sola ordenada en el origen (α) y los efectos individuales específicos de cada individuo se integran en el término de error, de tal forma que ahora la perturbación aleatoria viene dada por $v_{it} = \eta_i + u_{it}$ ¹⁶¹. El *modelo de efectos aleatorios* se expresa algebraicamente de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + v_{it}, \quad [V.34]$$

donde $v_{it} = \eta_i + u_{it}$ se convierte en la nueva perturbación aleatoria, es el efecto aleatorio específico, distribuido $iidN(0, \sigma_\eta^2)$ y u_{it} sigue siendo $iidN(0, \sigma_u^2)$. En el caso de existir, ade-

¹⁶⁰ También llamado *random walk* o proceso no estacionario. Una serie temporal generada por un paseo aleatorio es un proceso no estacionario, cuando la serie no sigue un patrón definido y por tanto su media y su varianza no son constantes en todo el intervalo de tiempo, mientras que su covarianza ya no depende sólo del retardo temporal entre dos variables, como sería en el caso de los procesos estocásticos estacionarios.

¹⁶¹ De hecho, esta es precisamente la práctica habitual en los análisis de regresión por sección cruzada, al asumir que existe un gran número de factores que afectan al valor de la variable dependiente que no han podido ser incluidos explícitamente como variables independientes del modelo y por tanto, forman parte del término de error.

más, efectos temporales que afectan por igual a todos los individuos (ρ_t), éstos estarán distribuidos $iidN(0, \sigma_\rho^2)$, que se añadirían al término de error, quedando $v_{it} = \eta_i + \rho_t + u_{it}$.

El modelo aleatorio asume las siguientes condiciones de ortogonalidad:

1. Los componentes del término de error no están correlacionados entre sí:

$$E(\eta_i) = E(\rho_t) = E(u_{it}) = 0$$

$$E(\eta_i, \rho_t) = E(\rho_t, u_{it}) = E(u_{it}, \eta_i) = 0$$

2. Los componentes del término de error no están autocorrelacionados:

$$E(\eta_i, \eta_j) = \sigma_\eta^2, \text{ si } i = j, 0 \text{ en cualquier otro caso.}$$

$$E(\rho_t, \rho_s) = \sigma_\rho^2, \text{ si } t = s, 0 \text{ en cualquier otro caso.}$$

$$E(u_{it}, u_{js}) = \sigma_u^2, \text{ si } i = j, t = s, 0 \text{ en cualquier otro caso.}$$

3. Los componentes de las variables explicativas no están correlacionados con ningún elemento del término de error, incluido el efecto individual aleatorio.

$$E(\eta_i, x_{it}) = E(\rho_t, x_{it}) = E(u_{it}, x_{it}) = 0$$

En principio, se podría pensar que el modelo puede ser estimado por MCO, ya que se cumple la condición: $E(y_{it}|x_{it}) = x'_{it}\beta + E(\eta_i|x_{it}) + E(u_{it}|x_{it}) = x'_{it}\beta$. Sin embargo, el residual v_{it} es heterocedástico¹⁶² y está autocorrelacionado¹⁶³, ya que comparten el componente común, η_i , lo que significa que el estimador MCO será inconsistente y sesgado¹⁶⁴. Por este motivo, es preferible estimar por Mínimos Cuadrados Generalizados, cuyos resultados son superiores a los de MCO en caso de no cumplirse los supuestos tradicionales y son similares en caso contrario. Este estimador ha recibido el nombre de *estimador Balestra-Nerlove* (Balestra y Nerlove, 1966) o *estimador entre grupos*.

La varianza de y_{it} debe ser igual a la varianza de los términos de error $\sigma_y^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_\rho^2 + \sigma_u^2$, ya que se asume que todos los componentes de la perturbación siguen una distribución normal $iidN(0, \sigma_v^2)$. Si además se considera que $\rho_t = 0$, entonces simplemente es necesario estimar σ_η^2 y σ_u^2 , cuya suma sería la varianza del error total $\sigma_v^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_u^2$, que debe coincidir con la varianza de la variable dependiente (σ_y^2). Por este motivo, el modelo de efectos aleatorios suele recibir el nombre de modelo de *componentes de varianza* o modelo de *componentes de error*. Otro método de estimación posible sería por *Mínimos Cuadrados Generalizados corrigiendo la heterocedasticidad (FGLS)*, que puede ser aplicado únicamente en aquellos casos en que se asume que η_i está incorrelacionado con las variables exógenas x_{it} , ya que, en caso contrario, los estimadores obtenidos estarán sesgados.

¹⁶² La varianza de los residuos σ_v^2 no es constante entre individuos.

¹⁶³ El término de error está correlacionado con cualquier otro error, pasado o futuro, del mismo individuo v_{is} .

¹⁶⁴ Si sólo tuviera un problema de correlación serial entre los distintos v_{it} , los estimadores obtenidos por MCO serían insesgados, aunque los errores estándar serían muy pequeños.

Para estimar los coeficientes del modelo de efectos aleatorios no es necesario, como en el caso de efectos fijos, tomar primeras diferencias o desviaciones respecto a la media o cualquier otra transformación que elimine la presencia del efecto fijo η_i . En este caso, aparte de la estimación de los parámetros (α y β), también es necesaria la estimación del efecto individual η_i , a través de la medición de la varianza específica del efecto aleatorio σ_η^2 dentro de la estimación de la varianza del término de error v_{it} .

■ V.5.4. EFECTOS FIJOS *VERSUS* EFECTOS ALEATORIOS

En toda estimación de datos de panel, es necesario conocer cuál es la naturaleza del efecto individual y en caso de confirmarse que se trata de un efecto aleatorio, utilizar métodos de estimación alternativos para evitar el sesgo en los estimadores. Para ello, deben realizarse pruebas de especificación cuyo objetivo no es distinguir si el efecto individual η_i es una variable aleatoria o un parámetro (Wooldridge, 2002), sino probar la existencia de correlación entre η_i y las variables explicativas x_{it} . Si el resultado de la prueba confirma que existe correlación entre ambas variables [$\text{cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$] estaríamos ante un modelo de *efectos fijos* y, en caso contrario, esto es, en ausencia de correlación [$\text{cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$], estaríamos ante un modelo de *efectos aleatorios*.

Aplicando este razonamiento a los datos reales, el principal problema del *modelo de efectos aleatorios* es suponer que $\text{cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$, dado que η_i son efectos no observados que determinan que la observación i tenga mayor o menor efecto sobre el valor total de la variable dependiente y_{it} , compartiendo el mismo objetivo que las variables explicativas x_{it} , por lo que es difícil pensar que ambas variables no estén correlacionadas. En caso de existir correlación entre ambas, se producirá un sesgo en los coeficientes estimados de los regresores, que dependerá del tamaño de la covarianza entre ambas variables¹⁶⁵. Además, este sesgo será mayor cuando se estiman ecuaciones en diferencias (intra-grupo o primeras diferencias) respecto a estimaciones en niveles (LSDV) (Mahia, 2000).

Existen varias pruebas de especificación para conocer la relación entre las variables explicativas y los efectos individuales no observados, aunque quizás, la más utilizada haya sido la *Prueba de Hausman* (Hausman, 1978), ya que permite determinar, en un solo contraste, qué modelo, entre efectos fijos y aleatorios, es el más adecuado para el panel de datos que se está analizando. El *test de Hausman* compara dos estimadores para un mismo grupo de parámetros, un estimador robusto que es consistente tanto bajo la hipótesis nula como en la hipótesis alternativa y otro estimador eficiente que sólo es consistente bajo la hipótesis nula. En este caso, el estimador robusto sería el estimador de efectos fijos (intra-grupo) mientras que el estimador eficiente sería el estimador de efectos aleatorios. Por consiguiente, las hipótesis contrastadas serían las siguientes:

¹⁶⁵ $\hat{\beta}_{\text{sesgado}} = \beta + \frac{\text{COV}(x_{it}, \eta_i)}{\text{Var}(x_{it})}$

H_0 : x_{it} y η_i están incorrelacionados [$\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$]

H_a : x_{it} y η_i están correlacionados [$\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$]

Una vez realizado el *contraste de Hausman*, si la diferencia entre ambos estimadores es baja, entonces se demuestra la hipótesis nula y, aunque ambos modelos son consistentes, el estimador del *modelo de efectos aleatorios* (RE) es el que mejor explicaría la relación de la variable dependiente con las explicativas, siendo algo más eficiente que el *estimador de efectos fijos* (FE). Bajo la hipótesis alternativa sin embargo, el *estimador de efectos fijos* es consistente, mientras que el de efectos aleatorios no lo es (es decir, que no converge al mismo valor de $\hat{\beta}$)¹⁶⁶.

En todo caso, como señala Hsiao (2003), hay que tener en cuenta que a medida que T tiende a infinito, los estimadores $\hat{\beta}_{FE}$ y $\hat{\beta}_{RE}$ convergen, por lo que el *test de Hausman* tiende a rechazar la hipótesis nula. Por último, comentar que el *test de Hausman* es preferible utilizarlo cuando existe exogeneidad estricta en los regresores.

Una segunda prueba de significatividad utilizada para detectar las propiedades del efecto individual es el *contraste Breusch-Pagan* (Breusch-Pagan, 1980), basado en una estimación LM (el llamado *test multiplicador de Lagrange*). Este test se utiliza habitualmente en modelos de regresión para detectar la existencia de heterocedasticidad, pero también ha sido empleado para contrastar si el modelo puede ser considerado de efectos aleatorios. Para ello, compara los resultados del modelo *pooled* con el modelo de *efectos aleatorios*. Bajo la hipótesis nula, se considera que la varianza del efecto aleatorio es cero ($\sigma_\eta^2 = 0$), es decir, que no existen efectos aleatorios y por tanto no existen diferencias entre ambos modelos. Rechazar la hipótesis nula significaría que $\sigma_\eta^2 \neq 0$, es decir, existen efectos aleatorios y por consiguiente, los datos estimados con el modelo *pooled* son inconsistentes¹⁶⁷.

V.6.

EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA CONVERGENCIA CONDICIONADA EN ESPAÑA CON DATOS DE PANEL

Los pocos análisis de convergencia beta realizados en España, tanto a nivel regional como provincial, basados en datos de panel, han considerado los efectos individuales no observados como efectos fijos aplicando el «método de estimación LSDV», después de realizar una transformación intra-grupos para eliminar los efectos temporales. Entre los tra-

¹⁶⁶ Formalmente, los resultados del *test de Hausman* siguen una distribución chi cuadrado (χ^2) conformada por la diferencia de ambos estimadores dividida por la varianza de esa diferencia. Por tanto, si los resultados son superiores a los valores de la tabla de referencia de la χ^2 significa que existe correlación entre x_{it} y η_i , rechazándose la hipótesis nula. En este caso, el estimador FE será más eficiente que el RE.

Para una mayor información sobre estos métodos, se puede consultar el manual de Baltagi (2005), capítulo 4.

bajos más relevantes, pueden citarse a Raymond y García-Greciano (1994, 1996), Cuadrado-Roura y García-Greciano (1995), Raymond (1995), García-Greciano (1997), Cuadrado-Roura (1998), Cuadrado-Roura, Mancha y Garrido (1998), de la Fuente (1998) o Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha (1999). Otros autores españoles han utilizado esta técnica para contrastar el proceso de convergencia a nivel internacional, como Boscá (1996) para los países de la OCDE, o Canova y Marcet (1995) para las regiones europeas.

Respecto a las funciones de producción agregada habitualmente utilizadas por estos autores para estimar la existencia de *convergencia beta absoluta*, prácticamente todos han partido de ecuaciones del tipo:

$$\Delta \ln (y_{it}) = \alpha - \beta \ln (y_{it-1}) + u_{it} \quad [V.35]$$

donde el término de error estaría recogiendo los efectos individuales, temporales o de ambas clases no observados y, por consiguiente, no tenidos en cuenta en la ecuación, mientras que la constante α contendría el resto de variables tradicionales del modelo de Solow responsables del estado estacionario.

Para estimar la *convergencia beta condicionada*, el modelo utilizado por casi todos ellos ha estado basado en la ecuación propuesta inicialmente por Raymond (1995), que toma la siguiente forma:

$$\Delta \ln (y_{it}) = \alpha_i - \beta \ln (y_{it-1}) + \gamma_t + u_{it} \quad [V.36]$$

donde α_i estaría agrupando todos los efectos individuales, observados o no, que condicionan el estado estacionario, γ_t recogería los efectos temporales comunes a todas las regiones y u_{it} sería el término de error que contendría el resto de efectos que varían en el tiempo o en el espacio, omitidos por el modelo. Posteriormente, le aplican una transformación intra-grupo para eliminar los efectos temporales:

$$D \ln y_{it} - \overline{\Delta \ln y_t} = (\alpha_i - \overline{\alpha_t}) - \beta (\ln y_{it-1} - \overline{\ln y_{t-1}}) + (u_{it} - \overline{u_t}), \quad [V.37]$$

donde $(\alpha_i - \overline{\alpha_t})$ mide el crecimiento diferencial autónomo a escala regional. Finalmente, la estimación de esta ecuación, se realiza a través del «método LSDV».

En la tabla V.6 se presentan los principales resultados obtenidos en los estudios realizados sobre el proceso de convergencia regional española a través de datos de panel.

En general, todos los autores concuerdan en que existe *convergencia beta condicionada*, tanto en los estudios provinciales como regionales o nacionales, con velocidades que fluctúan entre el 5% y el 25%, hacia estados estacionarios no comunes que dependen, únicamente, de los efectos fijos estimados. Respecto a las variables tradicionales del modelo de Solow responsables del estado estacionario, muy pocos trabajos las incluyen de forma específica. En este sentido, Serrano (1998), contrasta el modelo de convergencia incluyendo como regresores adicionales los valores desfasados de la tasa de crecimiento demográfico diferencial (n), el logaritmo de la tasa de inversión privada productiva (s) y la

TABLA V.6

PRINCIPALES RESULTADOS DE ANÁLISIS DE CONVERGENCIA β EN ESPAÑA

AUTOR	VARIABLE	MÉTODO	CONCLUSIONES
Raymond y García Graciano (1994)	Productividad sectorial 1955-89 bianual	Intra-grupo controlando efectos temporales junto con LSDV	La velocidad de convergencia condicionada oscila entre el 27% de la industria y el 52,3% de la construcción. La velocidad del conjunto de sectores es del 27,7%. Los estados estacionarios varían por regiones (Madrid estaría en primer lugar y Extremadura en último con una diferencia del 60%) y, en función del sector de actividad.
Raymond y García Graciano (1996)	PIBpc 1955-91 bienal	Intra-grupo controlando efectos temporales junto con LSDV	No existe convergencia absoluta, las diferencias regionales tienden a perpetuarse lo que demuestra que el proceso de convergencia parece haberse agotado debido al estancamiento de los flujos migratorios.
De la Fuente (2002a)	Productividad 1955-91 anual	Primeras diferencias junto con LSDV ¹⁶⁸	Las regiones españolas se encuentran próximas a su estado estacionario. Persistencias indefinidas e importantes en las disparidades regionales. La alta velocidad de convergencia $\beta = 0,1273$ se interpreta como la velocidad a la que cada región se aproxima a su propio estado estacionario. e.e. Positivos: MAD, BAL, CAT, EUS, NAV, ARA, VAL, CAN, RIO, CANT. e.e. Negativos: AST, MUR, AND, CYL, CLM, EXT, GAL.
Cuadrado-Roura, <i>et al.</i> (1998) Cuadrado-Roura, Ysert y Navarro (1999) Cuadrado-Roura (2003)	VABpc y productividad 1980-95	Intra-grupo controlando efectos temporales junto con LSDV	Ausencia de convergencia beta absoluta y fuerte proceso de convergencia regional 'condicionada' por la existencia de efectos individuales, es decir, entre las regiones dentro de cada grupo. $\beta = 0,27$. e.e. Positivos: RIO, EUS, BAL. NAV, CAT, MAD, ARA, VAL. e.e. Negativos: CAN, MUR, AST, CYL, CLM, GAL, AND, EXT.

¹⁶⁸ Claramente existe una confusión metodológica importante, ya que la transformación de «primeras diferencias» realizada eliminaría los efectos individuales constantes en el tiempo, y sin embargo este autor los estima por medio de variables *dummy*, es decir, por el método LSDV.

TABLA V.6 (conclusión)

PRINCIPALES RESULTADOS DE ANÁLISIS DE CONVERGENCIA β EN ESPAÑA

AUTOR	VARIABLE	MÉTODO	CONCLUSIONES
Serrano (1998)	VABcf pc. 1964-93 1967-80 1981-93 bienio	LSDV	Existencia de convergencia absoluta regional a velocidades de 0.6% anual. Al condicionar por los efectos fijos, la velocidad de convergencia aumenta a 27%. e.e. Positivos: RIO, EUS, BAL, MAD, CAT, EUS, NAV. e.e. Negativos: AND, EXT, MUR, CLM, CYL. Diferencia entre el e.e. de BAL y el de EXT: 70%. Los e.e. evolucionan a lo largo del tiempo.
Goerlich y Mas (1999)	VABpc. 1973-91	No se explica	Relaciona desigualdad con crecimiento, introduciendo en la ecuación de convergencia el índice de Gini como una variable explicativa más.
Ezcurra (2001)	Productividad del trabajo y de la tierra 1955-95 1955-70 1971-85 1986-95	Intra-grupo controlando efectos temporales junto con LSDV	No existe evidencia de convergencia absoluta a nivel regional. Existencia de convergencia condicionada a una velocidad de 0.16 para todo el período, 0.41 para 1955-70, 0.61 entre 1986-95 y 0.1 entre 1971-85. e.e. positivos y significativos: ARA, CAT, NAV, EUS, RIO. e.e. negativos y significativos: GAL, AST CANT, EXT. e.e. no significativos: AND, BAL, CAN, CLM, CYL, VAL, MAD, MUR.

dotación de capital humano, medida como el logaritmo del porcentaje de ocupados con al menos estudios medios (h), con y sin efectos fijos. Sus resultados muestran que las variables población y ahorro no parecen tener relación con el estado estacionario, mientras que la dotación de capital humano tiene un claro efecto positivo, por lo que concluye que es importante la inversión pública en equiparación educativa para impulsar el proceso de crecimiento sostenido y equilibrado de convergencia regional en renta per cápita. Además, añade que la inclusión de estas variables apenas afecta a la velocidad de convergencia pero sí modifica considerablemente los efectos fijos.

Por consiguiente, una de las principales limitaciones de los trabajos mencionados es que la mayoría de ellos no ha tenido en cuenta, de forma explícita, el efecto de las variables clásicas responsables del nivel de renta per cápita del estado estacionario, en concreto, la tasa de crecimiento de la población, quedando incorporada dentro de término α_t . Otro aspecto que es necesario señalar sobre estos modelos, es que, por lo general, han uti-

lizado intervalos de tiempo anuales o bianuales para capturar las series temporales del modelo, pudiendo contener fluctuaciones de corto plazo que influirían sobre los resultados.

V.7. ESTIMACIÓN DE LA CONVERGENCIA BETA EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS A TRAVÉS DE DATOS DE PANEL

Para contrastar los resultados obtenidos en los trabajos mencionados, a continuación se analiza el proceso de convergencia beta a nivel regional, aplicando los distintos métodos de datos de panel descritos previamente, partiendo de ecuación [V.7], pasando al segundo miembro $\ln(y_{it-1})$:

$$\ln(y_{it}) = a + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_{i\tau}) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_{i\tau} + g + \delta) + e^{-\beta\tau} \ln(y_{it-1}) + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [V.38]^{169}$$

donde la renta per cápita al final del período está en función del nivel inicial de renta, de los determinantes tradicionales del estado estacionario [$\ln(n_{i\tau} + g + \delta)$ y $\ln(s_{i\tau})$]; de η_i , que es el término individual específico de cada país, invariante en el tiempo, formado por $(1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0)$; de ρ_t , que sería el efecto temporal no cuantificable que varía en el tiempo, pero no entre las unidades de estudio, compuesto por $g(t - e^{-\beta\tau}(t - 1))$. a sería el intercepto, una constante que no varía en el tiempo ni entre individuos; $\varphi = (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha}$ sería el coeficiente compartido que define las relaciones entre las variables explicativas tradicionales y la variable dependiente, a partir del cual se puede obtener la participación del capital en el producto per cápita (α); $b = e^{-\beta\tau}$ sería el parámetro de pendiente donde β es la velocidad de convergencia ($\beta = -\ln b/\tau$), de modo que si $b > 0$, entonces $\beta < 0$, implicando la presencia de convergencia beta condicionada y $\tau = [t - (t - 1)]$. Por último, el término de error u_{it} , recogería los efectos no tenidos en cuenta en la ecuación que varían en el tiempo y entre economías y que se distribuye $iidN(0, \sigma_u^2)$.

La ecuación [V.38] expresada en forma comprimida quedaría:

$$\ln(y_{it}) = a + \varphi \ln(s_{i\tau}) - \varphi \ln(n_{i\tau} + g + \delta) + b \ln(y_{it-1}) + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [V.39]$$

Respecto a τ , dada la dimensión temporal de los datos en los modelos de convergencia, la mayoría de los investigadores han tratado de reducir la influencia de los ciclos eco-

¹⁶⁹ En realidad, la ecuación [V.38] representa un *modelo de panel dinámico* que no puede ser estimado por métodos de panel estáticos, aspecto que parece haber sido obviado en la gran mayoría los análisis de convergencia con datos de panel y que será desarrollado ampliamente en el siguiente capítulo.

nómicos (variaciones a corto plazo) sobre los estimadores obtenidos sin perder demasiada información. Para ello, habitualmente se ha dividido el periodo total en intervalos más pequeños, tomando los valores medios en cada subperíodo, siendo el intervalo más pequeño considerado de un año, aunque únicamente hay unos pocos ejemplos de regresiones de convergencia basadas en series temporales anuales (Raymond y García-Greciano, 1996; Cellini, 1997, Lee *et al.*, 1997; Crain y Lee, 1999). Su principal problema, como explica Islam (1995), es que el intervalo anual es demasiado corto y los datos pueden estar afectados por fluctuaciones de corto plazo, pudiendo, como comentan Durlauf y Quah (1999), producirse errores de especificación del modelo. Para evitar estos problemas, una solución ampliamente extendida, aunque sin ningún tipo de justificación teórica, ha consistido en tomar las medias de períodos entre 3 y 10 años (Andrés, Doménech y Molinas, 1993). Algunos autores han tomado intervalos de 2 años como Goerlich (2000), 3 años como es el caso de Gutiérrez de Gandarilla y López Martínez (1998), aunque el intervalo de tiempo más utilizado en estudios de convergencia basados en datos de panel ha sido de 5 años (Psacharopoulos y Arriagada, 1986; Barro y Sala-i-Martin, 1992a; Englander y Gurney, 1994; Islam, 1995; Raymond, 1995, Caselli *et al.*, 1996; Cellini, 1997; Dabas y Zinni, 2005, entre otros).

En el presente trabajo, se ha optado por utilizar la *teoría de la información* para elegir el número de retardos óptimo de la variable dependiente. Los contrastes más conocidos basados en esta teoría son: el *criterio de información de Akaike* (AIC) (Akaike, 1974), el *criterio de información bayesiano* o *criterio de Schwarz* (BIC) (Schwarz, 1978) y el *criterio de información de Hannan-Quinn* (Hannan y Quinn, 1979). Estos criterios permiten realizar una comprobación directa de los modelos con distintos retardos, siendo el mejor modelo el que más bajo criterio de información obtenga. Aplicando estos criterios sobre nuestro modelo de datos de panel, donde la variable dependiente es la renta per cápita anual para cada una de las regiones españolas, y las variables explicativas son la renta per cápita retardada períodos, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de ahorro, se obtiene que, para la mayoría de las CC.AA. españolas el modelo estaría bien especificado con un retardo de entre dos y tres años, sin embargo, en el caso de Extremadura los *criterios de información de Akaike* y de *Hannan-Quinn* recomiendan incluir cuatro años de retardo para optimizar el modelo, lo que significa que existe correlación con la variable dependiente hasta el cuarto retardo (tabla V.7).

Por este motivo, aplicar un retardo de cinco años sobre la variable dependiente no comprometería la validez del modelo utilizado en la estimación. Partiendo nuevamente de la base de datos propuesta en el presente trabajo, que abarca el período 1955-2004, a continuación se procedió a dividir el período global en diez intervalos de cinco años ($\tau = 1955-1960, 1960-1965, \dots, 2000-2004$)¹⁷⁰. El resto de variables utilizadas para la esti-

¹⁷⁰ Es preciso recordar que esta ecuación está basada en aproximaciones alrededor del estado estacionario, por lo que debería capturar las dinámicas hacia el mismo, incluso en intervalos pequeños de cinco años.

TABLA V.7

CRITERIOS DE INFORMACIÓN DEL MODELO DE CONVERGENCIA PARA EXTREMADURA

RETARDO	AIC	HQIC	SBIC
0	0,4958	0,54168	0,6225
1	-4,0269	-3,9658	-3,858*
2	-3,9904	-3,9140	-3,7793
3	-4,0985	-4,0069	-3,8451
4	-4,130*	-4,023*	-3,8352
5	-4,0870	-3,9648	-3,7492
6	-4,0470	-3,9096	-3,6670
7	-3,9982	-3,8455	-3,5760
8	-4,0364	-3,8684	-3,5719

Número de observaciones = 40. Var. Endógena: $\ln(y_{it})$. Var. Exógenas: $\ln(s_{it})$, $\ln(n_{it} + g + \delta)$.

mación han sido las siguientes: la variable dependiente es el logaritmo del valor añadido bruto a coste de factores real (en miles de pesetas constantes de 1980) per cápita de la región i al final de cada intervalo t , que está en función de su valor inicial $t - 1$, siendo el número de años entre la observación inicial y la final de cinco ($\tau = 5$). Además, asumimos que g y δ son iguales para todas las regiones españolas, de modo que $g + \delta = 0,05$, al igual que propusieron MRW (1992), Islam (1995) o Caselli *et al.* (1996)¹⁷¹. Respecto a n y s , se suponen constantes en cada subperíodo de cinco años, aunque difieren entre CC.AA. De ese modo, n representa la tasa media de crecimiento de la población total en cada subperíodo¹⁷², mientras que s es la tasa de inversión, tomada como la media en cada subpe-

¹⁷¹ El considerar g como una constante restringe la realidad quizás excesivamente, porque si se supone que pueden haber distintos niveles iniciales de tecnología, entonces es lógico pensar que pueda haber distintas tasas de crecimiento de la misma. Sin embargo, dada la ausencia de series de datos que midan este crecimiento, se mantiene la suposición generalizada por todos los autores de tasas de cambio tecnológico comunes a todos los individuos. Ver Freeman (1994) para una explicación más detallada de este aspecto).

¹⁷² En este caso no se tomó como variable proxy la población en edad de trabajar como hicieron MRW (1992), ya que exclusivamente se dispone de información a partir de 1964, tomando en su lugar la población total.

río de la relación entre inversión total y VABpc real¹⁷³. Dado que el panel de datos utilizado está desbalanceado, en realidad el período de estimación sería de 1960 a 2004.

■ V.7.1. MODELO DE COEFICIENTES CONSTANTES O MODELO DE REGRESIÓN POOLED

Como ya se comentó en la sección anterior, la *estimación pooled* considera que no existe heterogeneidad no observable en el sistema de datos de panel (tanto individual como temporal). Este modelo, por tanto, permite estimar la convergencia beta absoluta aplicando, al igual que en el caso de sección cruzada, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios a la siguiente ecuación:

$$\ln(y_{it}) = \alpha + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_{it}) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_{it} + g + \delta) + e^{-\beta\tau} \ln(y_{it-1}) + v_{it} \quad [V.40]$$

Los resultados obtenidos a partir de una estimación robusta a la heterocedasticidad y a la autocorrelación de los residuos se describen en la tabla V.8.

Como puede observarse, en todos los casos se obtiene un mejor ajuste que en los análisis de sección cruzada ($R^2 = 0,96, 0,95$ y $0,93$ respectivamente). El coeficiente estimado de la renta al principio del período es significativo, tiene el signo correcto y la velocidad de convergencia implícita es (2,8% anual) para el período 1960-2004, superior a la velocidad obtenida en el análisis de sección cruzada. La tasa de crecimiento de la población es significativa y tiene el signo esperado, con una contribución negativa del 9,9%. Respecto a la tasa de inversión, el resultado no fue significativo, al igual que sucedía en los análisis de sección cruzada, lo que podría ser interpretado como una prueba de que el proceso de convergencia en las regiones españolas no depende de sus diferencias en tasas de inversión.

Para el período 1960-1979, la velocidad de convergencia fue de (4,7% anual), también superior a la que se obtenían en los análisis de sección cruzada, mientras que los coeficientes de crecimiento de la población y tasa de inversión continúan sin ser significativos,

¹⁷³ Los datos de inversión disponibles, tanto por la Fundación BBVA como por la BD.MORES, abarcan el período 1964-2001 y 1964-2000 respectivamente, lo que implica trabajar con un panel de datos desbalanceado (*unbalanced*), que puede introducir sesgos de selección sobre todo cuando la serie incompleta está correlacionada con el término de error. Para una mayor información al respecto ver Ahn, Lee, and Schmidt (2001) o Baltagi y Heun Song (2006). En la presente investigación, se ha utilizado como base de datos de partida la BD.MORES, y los distintos valores medios de $\ln(s_{it})$ para cada intervalo de 5 años fueron calculados de la siguiente forma: el intervalo 1955-60 tuvo que ser eliminado por falta de datos, mientras que para 1960-65 se tomó el dato correspondiente a 1964. Para el intervalo 2000-04, se calcularon las tasas de crecimiento anuales de la Formación Bruta de Capital Fijo (base 2000) obtenidas de la CRE, ya que la BD.MORES se elabora precisamente a partir de esta base, y se fueron completando las series de inversión desde 2001 hasta 2004, para posteriormente calcular la media del período. Respecto al resto de subperíodos se calculó la media de cada uno de ellos.

TABLA V.8

ESTIMACIÓN POOLED DEL MODELO DE CONVERGENCIA β

PARÁMETRO	1960-2004		1960-1979		1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1})$	0,8696	58,16	0,7889	35,29	0,9994	55,71
$\hat{\beta}_{\text{pool}}$	-0,028		-0,047		-0,0002	
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	-0,0999	-2,10	0,0364	0,52*	-0,3150	-6,62
$\ln(s_{it})$	-0,0006	0,02*	0,0143	0,21*	0,0455	1,47*
α	0,6199	6,92	1,4857	8,93	0,7477	-3,59
R^2	0,96		0,95		0,93	
Obs.	153		68		85	

Variable dependiente: $\ln y_{it}$. Estimación robusta. * No significativo.

mostrando nuevamente un proceso de *convergencia beta absoluta*. Finalmente, para el período 1980-2004, aunque el coeficiente b es significativo, la velocidad de convergencia es prácticamente nula, mientras que el coeficiente de $\ln(n_{it} + g + \delta)$ es el único significativo y ligeramente inferior al anterior análisis. La conclusión a la que se puede llegar con estos resultados es que a partir de 1980 no existe un proceso de convergencia regional, debido a que las regiones españolas han alcanzado un estado estacionario condicionado por las diferencias en tasas de crecimiento de la población.

Por lo que respecta a la elasticidad del capital respecto a la producción implícita en el coeficiente de $\ln(n_{it} + g + \delta)$ para el período completo es $\alpha = 0,43$, mostrando que el *modelo pooled* puede estar sometido a errores de especificación provocados principalmente por la inclusión de la heterogeneidad no observable en el término de error, que estaría causando sesgo e inconsistencia en los estimadores del resto de variables exógenas obtenidas.

Efectivamente, cada valor individual de η_i sería la ordenada en el origen de cada región, de modo que aquellas regiones con mayores efectos fijos, *ceteris paribus* (para una cantidad dada de n y s), serían más eficientes en el uso de sus recursos, provocando un mayor nivel de renta inicial. Por consiguiente, A_0 estaría correlacionado positivamente con y_{it-1} , por lo que el coeficiente estimado de y_{it-1} teóricamente estaría sesgado por exceso (*upward bias*), mientras que la velocidad de convergencia, al estar inversamente relacionada con el coeficiente b , estaría sesgada por defecto (*downward bias*).

Para tratar de evitar estos problemas, es necesario utilizar *modelos de datos de panel* con interceptores variables como los descritos previamente. Al suponer que los efectos individuales específicos de cada región están correlacionados positivamente con la variable de renta inicial y muy posiblemente con el resto de variables explicativas, entonces, en principio, se considera que estamos en presencia de un *modelo de efectos fijos*¹⁷⁴, donde los efectos unitarios no observados η_i son considerados como parámetros. Por consiguiente, el modelo de efectos fijos permite detectar diferencias entre los estados estacionarios regionales debido a características propias de cada una de ellas, motivadas ya no sólo por las variables exógenas tradicionales del modelo de Solow (n y s)¹⁷⁵, sino también por el interceptor η_i . Como supuesto de partida, inicialmente se considera que los efectos fijos son distintos entre individuos, pero constantes en el tiempo, mientras que las variables explicativas afectan por igual a las unidades de corte transversal (es decir, que la velocidad de convergencia β es la misma para todas las regiones españolas).

■ V.7.2. ESTIMACIÓN LSDV

El método de datos de panel de variables *dummy* permite estimar los efectos individuales provocados por factores no observados en cada región que han podido afectar a su estado estacionario durante el período de análisis. Como ya se mencionó previamente, estos factores recogen la variable A_0 , es decir, las diferencias en tecnología inicial, y otros efectos no observados, como la política económica instrumentada, o las preferencias. Para ello, se añade al modelo de convergencia un vector de variables dicotómicas para cada región española. Para evitar problemas de colinealidad (la llamada trampa de la variable *dummy*) se ha eliminado la variable dicotómica correspondiente a Euskadi, pasando a ser representada por la constante del modelo (α_1). El resto de valores obtenidos de las variables ficticias serán desviaciones respecto a Euskadi. Un coeficiente estimado significativo y positivo reflejará que la región tiene una mayor productividad total de los factores que Euskadi y viceversa. Los efectos temporales $(1 - e^{-\beta\tau}(t - 1))g$ se consideran incluidos dentro del término de error v_{it} . Por tanto, la ecuación a estimar sería:

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}) = & \alpha_1 + \eta_2 d_{2t} + \dots + \eta_{17} d_{17t} + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_{i\tau}) \\ & - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_{i\tau} + g + \delta) + e^{-\beta\tau} \ln(y_{it-1}) + v_{it} \end{aligned} \quad [V.41]$$

¹⁷⁴ Esta suposición fue confirmada posteriormente al estimar el modelo de efectos aleatorios y comparar los resultados con el modelo de efectos fijos (método intra-grupo). El *test de Hausman* rechazó la hipótesis nula ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,0081$), mostrando que la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática, lo que significa que estaríamos en presencia de efectos fijos.

¹⁷⁵ El resto de variables que condicionan el estado estacionario se han considerado inicialmente constantes ($g + \delta = 0,05$).

Los resultados de la estimación LSDV para las regiones españolas se muestran a continuación¹⁷⁶:

TABLA V.9

ESTIMACIÓN LSDV (EFECTOS INDIVIDUALES) (Período 1960-2004)

PARÁMETRO	1960-2004			1960-1979			1980-2004		
	A ₀	VALOR	RATIO t	A ₀	VALOR	RATIO t	A ₀	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1})$		0,799	27,90		0,655	21,03		0,945	16,24
$\hat{\beta}_{LSDV}$		-0,044			-0,084			-0,011	
$\ln(n_{it} + g + \delta)$		-0,331	-3,47		-0,257	-2,38		-0,492	-5,99
$\ln(s_{it})$		0,175	2,64		0,241	2,97		0,162	1,81
AND	0,560	-0,117	-5,16	1,643	-0,191	-6,67	-0,784	-0,025	-0,56*
ARA	0,618	-0,059	-2,78	1,697	-0,137	-4,11	-0,768	-0,009	-0,44*
AST	0,604	-0,073	-4,89	1,754	-0,080	-4,09	-0,826	-0,067	-3,84
BAL	0,650	-0,027	-2,09	1,764	-0,070	-2,94	-0,749	0,010	0,39*
CAN	0,600	-0,078	-3,36	1,652	-0,182	-4,99	-0,753	0,005	0,13*
CANT	0,628	-0,049	-3,32	1,724	-0,110	-4,54	-0,757	0,001	0,07*
CYL	0,577	-0,100	-3,32	1,674	-0,160	-3,87	-0,814	-0,055	-1,68*
CLM	0,532	-0,145	-3,82	1,625	-0,209	-4,10	-0,832	-0,073	-1,38*
CAT	0,658	-0,019	-2,91	1,746	-0,088	-4,39	-0,731	0,027	3,60
VAL	0,588	-0,089	-4,69	1,697	-0,137	-5,98	-0,796	-0,037	-0,96*
EXT	0,474	-0,203	-3,79	1,451	-0,383	-5,46	-0,816	-0,057	-0,88*
GAL	0,593	-0,084	-3,71	1,684	-0,150	-5,62	-0,796	-0,037	-1,19*
MAD	0,668	-0,009	-1,5*	1,767	-0,067	-5,75	-0,714	0,044	3,77
MUR	0,597	-0,080	-4,59	1,704	-0,130	-5,25	-0,761	-0,002	-0,07*
NAV	0,684	0,007	1,94	1,830	-0,004	-0,31*	-0,736	0,023	2,13
EUS (α_1)	0,677	0,677	4,62	1,833	1,833	6,06	-0,758	-0,758	-1,50*
RIO	0,677	0,000	0,06*	1,809		-1,15*	-0,729	0,029	4,41
R ²	0,97			0,97			0,93		
Obs.	153			68			85		

Variable dependiente: $\ln y_{it}$. Estimación robusta. * No significativo. ** Significativo al 90% (el resto, significativo a más del 95%).

¹⁷⁶ Los valores de las variables *dummy* expresados en la tabla han sido calculados a partir de los valores obtenidos como desviaciones, positivas o negativas, del valor de Euskadi.

Los resultados alcanzados para el período completo muestran un proceso de convergencia condicionada con una velocidad superior a la obtenida en los *análisis de sección cruzada* y *pooled*. Respecto a las variables tradicionales condicionantes del estado estacionario, también son significativas y con el signo correcto. La variable poblacional contribuye de forma negativa al nivel de renta al final de cada período, mientras que la tasa de inversión se convierte en significativa y con signo positivo. Los coeficientes estimados de los efectos fijos no observados, son conjuntamente significativos¹⁷⁷, mostrando diferencias en el nivel de renta de los estados estacionarios provocadas por A_0 , que se añadirían al resto de variables tradicionales (n y s).

Al analizar por separado el período (1960-1979), se comprueba que existe un fuerte proceso de convergencia con una velocidad anual del 8,4%, muy superior a las obtenidas en los anteriores análisis. Los parámetros estimados de las variables explicativas $\ln(n_i + g + \delta)$ y $\ln(s_i)$ son significativos y tienen el signo correcto, a diferencia de lo que sucedía en los anteriores análisis y con un valor muy similar entre ambos, lo que demuestra la existencia de convergencia beta condicionada durante este período (lo que contradice los análisis anteriores) y confirma el planteamiento del modelo teórico utilizado. Respecto a las variables ficticias, todas son significativas con excepción de Navarra y La Rioja, que no son significativamente diferentes de Euskadi, lo que refuerza la anterior conclusión. Su valor es más elevado que en los análisis LSDV, lo que estaría mostrando su mayor impacto durante este período.

El período 1980-2004 obtiene un coeficiente de pendiente cercano a un proceso no estacionario llamado «paseo aleatorio» en terminología de series temporales, cuya velocidad de convergencia es muy reducida (1,1% anual). La tasa de crecimiento de la población y la tasa de inversión son significativas, con efectos opuestos sobre el nivel de renta al final del período, mientras que únicamente Asturias, Cataluña, Madrid y Navarra tendrían efectos fijos significativamente diferentes de los de Euskadi.

Por consiguiente, se ha demostrado que la estimación de los efectos individuales no observados modifica los parámetros de los regresores del modelo de convergencia, lo que demuestra la correlación existente entre ambas variables y confirma la propiedad de estos efectos como fijos. De este modo, quedaría probado que los análisis previos estarían sesgando los coeficientes estimados.

Pese a todo, es posible que el modelo contenga efectos temporales no observados cuya inclusión en el término de error podía introducir endogeneidad en las variables explicativas del modelo y, por consiguiente, producir sesgo en los estimadores. Por ese motivo, a continuación se eliminan los efectos temporales no observados, a través de una transformación «intra-grupo», restándole la media respecto a los individuos (media nacional en

¹⁷⁷ La prueba F de significatividad conjunta de los efectos fijos estimados en el modelo obtuvo un p -value que rechazaba la $H_0: \eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_n = 0$, lo que significa que las variables ficticias estimadas eran conjuntamente significativas y pertenecían al modelo [$F(3, 16) = 37,72$ (Prob $> F = 0,0000$)].

cada intervalo de tiempo) y, posteriormente, controlando los efectos fijos a través de variables ficticias, aplicándole el «método LSDV», para poder comparar los resultados con los obtenidos por otros autores españoles. En esta ocasión, se ha eliminado el interceptor del modelo para evitar problemas de colinealidad al estimar diecisiete variables *dummy*, de modo que cada coeficiente obtenido mostrará directamente las diferencias regionales respecto de A_0 . La ecuación a estimar sería la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}) - \overline{\ln(y_t)} = & \alpha_1 d_{1t} + \alpha_2 d_{2t} + \dots + \alpha_{17} d_{17t} + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} [\ln(s_{i\tau}) - \overline{\ln(s_{\tau})}] - \\ & - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} [\ln(n_{i\tau} + g + \delta) - \overline{\ln(n_{\tau} + g + \delta)}] + \quad [V.42] \\ & + e^{-\beta\tau} [\ln(y_{it-1}) - \overline{\ln(y_{t-1})}] + (v_{it} - \overline{v_t}), \end{aligned}$$

Los resultados se muestran en la tabla V.10.

La eliminación de los efectos temporales provoca modificaciones en los coeficientes estimados de los regresores respecto a la estimación anterior, en particular para el período 1980-2004, con un aumento de velocidad de convergencia al 18% anual, muy similar a la obtenida por Cuadrado-Roura (2003)¹⁷⁸ y una contribución de los efectos temporales más elevada que el resto de períodos estimados.

Las variables dicotómicas individuales estimadas son conjuntamente significativas y pertenecen al modelo. Individualmente, estos coeficientes permiten clasificar las regiones según su estado estacionario¹⁷⁹. En este sentido, las regiones con una mayor productividad total de los factores y que en ausencia de otras diferencias tendrían estados estacionarios superiores para el período global, serían Navarra, Euskadi, La Rioja, Baleares, Madrid y Cataluña, mientras que las últimas posiciones estarían integradas por Extremadura, Castilla la Mancha, Andalucía, Castilla y León, Galicia, y Murcia. Esta clasificación coincide, en gran medida, con las posiciones reales de las regiones españolas en renta per cápita, lo que da muestra de la importancia relativa de la tecnología en la explicación de las diferencias regionales en estados estacionarios.

El aumento de dispersión regional en los estados estacionarios, junto a la elevada velocidad de convergencia obtenida para el período 1980-2004, ha sido interpretado por diversos autores como un proceso donde ya no existe convergencia entre regiones, sino de cada una de ellas hacia su propio estado estacionario, lo que perpetuaría las disparidades regionales en el nivel de renta per cápita. Además, el aumento de la varianza de los coefi-

¹⁷⁸ 27% para el período 1980-1995.

¹⁷⁹ No se debe olvidar que el estado estacionario depende además de las diferencias en n , s , d y entre regiones. En este caso, únicamente se ha tenido en cuenta las diferencias en una de las variables, la tecnología al principio del período.

TABLA V.10

ESTIMACIÓN IG DEL MODELO DE CONVERGENCIA β (CON EFECTOS INDIVIDUALES Y SIN EFECTOS TEMPORALES)
(Período 1960-2004)

PARÁMETRO	1960-2004		1960-1979		1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
$\ln(y_{it-1}) - \overline{\ln(y_{t-1})}$	0,795	10,93	0,577	5,82	0,400	3,47
$\hat{\beta}_{IG-EF}$	-0,046		-0,111		-0,184	
$\ln(n_{i\tau} + g + \delta) - \overline{\ln(n_{\tau} + g + \delta)}$	-0,255	-4,28	-0,218	-3,31	-0,561	-4,16
$\ln(s_{i\tau}) - \overline{\ln(s_{\tau})}$	0,081	2,49	0,151	2,68	0,020	0,36*
AND	-0,056	-3,21	-0,100	-4,17	-0,150	-4,93
ARA	0,013	-3,56	-0,003	-5,35	0,055	4,91
AST	-0,012	-5,73	0,043	-3,95	-0,076	2,13
BAL	0,046	-0,45*	0,086	-2,98	0,176	5,17
CAN	-0,005	-1,9	-0,060	-3,24	-0,029	5,34
CANT	0,017	-4,21	0,027	-5,41	0,047	5,02
CYL	-0,025	-3,76	-0,043	-5,21	-0,067	2,91
CLM	-0,066	-3,56	-0,109	-4,84	-0,141	0,74*
CAT	0,044	-1,11*	0,070	-4,7	0,123	5,19
VAL	-0,017	-3,8	-0,002	-4,11	-0,026	4,46
EXT	-0,115	-3,29	-0,291	-5,68	-0,238	-3,72
GAL	-0,022	-2,67	-0,056	-3,53	-0,121	1,42*
MAD	0,044	-0,83*	0,086	-4,18	0,120	5,32
MUR	-0,018	-2,75	-0,023	-3,62	-0,056	5,02
NAV	0,064	2,52	0,127	-1,67*	0,146	5,36
EUS	0,056	0,38*	0,154	4,36	0,096	4,43
RIO	0,053	3,52	0,094	-2,72	0,140	5,23
R^2	0,97		0,98		0,97	
Obs.	153		68		85	

Variable dependiente: $\ln y_{it} - \overline{\ln y_{t}}$. Estimación robusta. * No significativo. El resto es significativo a más del 90%.

cientes fijos estimados que se produce en este período estaría poniendo en duda las conclusiones del modelo de Solow, respecto a la consideración del progreso técnico como una variable exógena, común a todas las regiones.

V.8. CONCLUSIONES

El principal objetivo perseguido en el presente capítulo ha sido estimar el proceso de convergencia beta, tanto absoluta como condicionada, a través de métodos tradicionales, basados en regresiones de sección cruzada y datos de panel, detectando los posibles problemas asociados a los mismos.

En primer lugar, se realizó un análisis de *convergencia beta absoluta* a nivel regional, a través de regresiones de corte transversal, para el período 1955-2004 y para los subperíodos 1955-1979 y 1980-2004, mostrando la existencia de convergencia absoluta hasta 1979. En segundo lugar, se contrastó un modelo de *convergencia beta condicionada*, obtenido a partir de una aproximación *log-lineal* de la función de producción alrededor del estado estacionario. Los parámetros de pendiente en todos los períodos en que resultaron significativos, fueron superiores a los estimados en los análisis de convergencia absoluta, por lo que la velocidad de convergencia obtenida fue inferior (del 1,46% al 0,7%). Esto evidenciaba que el modelo de convergencia absoluta podía tener problemas de correlación positiva entre los términos de error y la renta per cápita al principio del período, provocados por la exclusión en la estimación, de variables que formaban parte del modelo de Solow y que afectaban al estado estacionario. En este sentido, la tasa de ahorro no resultó ser significativa, aunque sí la tasa de crecimiento de la población, mostrando una influencia negativa y elevada sobre el crecimiento de la renta per cápita de las regiones. Respecto a los subperíodos considerados, se comprobó que durante el primero (1955-1979), la velocidad de convergencia se había duplicado respecto al período completo, aunque seguía siendo inferior a la obtenida en el análisis de convergencia absoluta para el mismo intervalo de tiempo. Sin embargo, ninguno de los factores tradicionales responsables del estado estacionario resultó ser significativo, lo que mostraba un proceso de convergencia absoluta entre las CC.AA. españolas para este primer período. En cambio, en el período 1980-2004, la renta per cápita inicial no fue un factor significativo, pero sí las diferencias en tasas de crecimiento de población, confirmando que el proceso de convergencia se había estancado, y que las regiones españolas posiblemente habían alcanzado su propio estado estacionario, condicionado por las diferentes tasas de crecimiento de la población, con una influencia negativa muy importante sobre el crecimiento del nivel de renta de equilibrio. El relativamente bajo coeficiente de determinación conseguido durante este período podría estar reflejando que, a partir de 1979, existen otros factores no tenidos en cuenta en el modelo,

que influirían sobre el crecimiento de la renta per cápita, que al estar incluidos en el término de error, estarían sesgando los estimadores obtenidos.

Para comprobar esta afirmación se introdujo en el modelo, la variable capital humano, resultando no significativa tanto para el período total como para los dos subperíodos mencionados. Sin embargo, su inclusión disminuía los coeficientes de las variables explicativas, en concreto, de la tasa de crecimiento de la población y de la renta per cápita al principio del período, causando un aumento de la velocidad de convergencia, lo que demostraba la correlación existente entre ambas variables.

La diferencia de resultados obtenidos entre los distintos análisis transversales realizados, estaría confirmando posibles errores de especificación, tanto en la ecuación de convergencia absoluta, al excluir el efecto provocado por las diferentes tasas de crecimiento de la población a nivel regional sobre el proceso de convergencia, como en la ecuación de convergencia condicionada, al no tener en cuenta todos los factores que influyen sobre el nivel de renta per cápita. El modelo podía estar incorporando algún tipo de sesgo en los estimadores de las variables explicativas. Finalmente, la no significatividad de la tasa de ahorro o inversión, contradecía el modelo teórico, puesto que esta variable debía tener un coeficiente muy similar al de $\ln(n_t + g + \delta)$, aunque con signo contrario, lo que podía señalar problemas de inconsistencia en su estimador.

Estas conclusiones, unidas a una serie de limitaciones de los análisis de sección cruzada, hacían dudar de su validez como método de estimación de modelos de convergencia, por lo que se propusieron métodos alternativos basados en datos de panel. Los resultados del análisis de panel *pooled*, permitieron comprobar que el aumento en los grados de libertad mejoraba el ajuste y eliminaba ruido en los estimadores *MCO*. La velocidad de convergencia obtenida para el período completo y para el período 1960-1979 se duplicó con respecto a la estimación de sección cruzada, mientras que para el período 1980-2004 se convertía en significativa, aunque cercana a cero. Igualmente, los coeficientes del resto de variables explicativas sufrieron modificaciones, con una fuerte disminución en la contribución negativa de la tasa de crecimiento de la población, mientras que el coeficiente de la tasa de ahorro fue no significativo en todos los períodos analizados. Sin embargo, este método seguía presentando el mismo problema que los anteriores, debido a que ignoraba los efectos no observables, entrando a formar parte del término de error y, provocando problemas en los estimadores *MCO* por su correlación con las variables explicativas.

A continuación se realizó una estimación de *datos de panel de efectos fijos* utilizando el «método LSDV» con el fin de controlar los efectos individuales no observados que representan el nivel de tecnología al principio del período junto con otras variables no medibles. Todos los coeficientes estimados fueron inferiores a los obtenidos en los análisis previos, demostrando la correlación positiva existente entre estos efectos y las variables explicativas. El estimador de la tasa de ahorro también fue significativo a diferencia de los casos anteriores y, durante el período 1955-1979 fue muy similar con signo contrario al coeficien-

te de población, lo que confirmaba la hipótesis del modelo teórico de convergencia. Respecto a los efectos fijos no observados, reflejaron marcadas diferencias a nivel regional en dotación tecnológica al principio del período, lo que reforzaba la evidencia de distintos estados estacionarios en las regiones españolas.

Finalmente se estimó el modelo con efectos fijos, eliminando previamente los efectos temporales a través de una transformación intra-grupo, consistente en restar a cada elemento de la ecuación su media respecto a los individuos. Todos los coeficientes estimados de los regresores experimentaron variaciones, obteniendo un aumento de la velocidad de convergencia, sobre todo durante el período 1980-2004 y una disminución de la contribución de la tasa de crecimiento de la población. Respecto a los efectos individuales obtenidos, se pudo comprobar que tenían una alta correlación con el Valor Añadido Bruto real medio regional en cada período analizado, demostrando una gran consistencia entre las estimaciones obtenidas y la situación económica real. Además, se demostró que se había producido un aumento de las disparidades en los estados estacionarios regionales a partir de 1980, lo que hacía dudar de la exogeneidad de la variable tecnológica.



VI

**MODELOS DINÁMICOS DE DATOS
DE PANEL APLICADOS AL ESTUDIO
DE LA CONVERGENCIA REGIONAL**

VI.1. INTRODUCCIÓN

En el capítulo anterior se estudió el fenómeno de *convergencia beta*, tanto *absoluta* como *condicionada*, entre regiones españolas, a partir de métodos econométricos utilizados tradicionalmente en la literatura económica, basados en *análisis transversales* o, aprovechando la información longitudinal, a través de *modelos de datos de panel*. También se pudo comprobar que existían diversas fuentes de inconsistencia que sesgaban considerablemente los estimadores obtenidos, algunas de las cuales ya habían sido detectadas y corregidas a través de los distintos métodos de panel descritos, en particular, la correlación entre la heterogeneidad no observada (tanto individual como temporal) y las variables explicativas.

Sin embargo, aun existían fuentes de sesgo no podían ser controladas por los anteriores métodos, provocando que los investigadores de la convergencia obtuvieran estimadores inconsistentes y sesgados que les podían llevar a conclusiones erróneas. La primera, estaba causada por el propio diseño de la función de producción, utilizada habitualmente en los estudios de convergencia económica y deducida a partir del modelo de Solow, cuyo principal objetivo era capturar la dinámica del proceso de convergencia de las economías hacia su estado estacionario, incluyendo, entre las variables explicativas, el valor retardado T períodos de la variable dependiente, lo que provocaba problemas de correlación entre el término de error y la variable dependiente retardada (es decir, problemas de endogeneidad o de exogeneidad débil en los regresores). Son los llamados *modelos autorregresivos multivariados de orden uno* [AR(1)], en terminología de series temporales, o *paneles dinámicos* en el entorno de datos de panel. La segunda fuente de sesgo, según consideración de diversos autores, estaba producida por la posible endogeneidad de algunas de las variables explicativas del estado estacionario, lo que contradecía los resultados obtenidos por el modelo de Solow. La explicación dada por ellos era que el crecimiento económico podía provocar un aumento de población o de inversión en capital físico o humano, creando problemas de correlación entre las variables x_{it} y el término de error u_{it} . Una tercera fuente de sesgo podía estar motivada por la presencia de autocorrelación en los residuos, lo que podría generar problemas de correlación entre los retardos de los residuos u_{it-1} y las variables explicativas x_{it} , cuando éstas fueran endógenas o incluso exógenas débiles¹⁸⁰.

¹⁸⁰ Barro y Lee (1994a y 1994b) o Barro y Sala-i-Martin (2004), con el fin de corregir el problema de correlación serial, dividen el período total en 2 subperíodos de 10 años y realizan una estimación de *Mínimos Cuadrados Ge-*

Por ello, el presente capítulo está organizado de la siguiente forma. En la sección segunda se describe detalladamente la *metodología de datos de panel dinámico*, incidiendo en las fuentes de inconsistencia que pueden provocar sesgo en los estimadores tradicionales, en particular en los estimadores *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO) e *Intra-Grupos* (IG). A continuación, se proponen nuevos estimadores basados en *variables instrumentales* (estimadores VI) y un caso particular de estos, los llamados *Métodos Generalizados de Momentos* (estimadores GMM), que consiguen mejorar los resultados sobre los anteriores, al explotar un mayor número de condiciones de momentos. En la tercera sección se lleva a cabo un breve repaso de los distintos estudios sobre crecimiento y convergencia económica basados en paneles dinámicos, entre los que se incluyen los realizados por autores españoles, llegando a la conclusión de que, al menos en los análisis concernientes al ámbito español, la investigación es muy escasa, aplicada sin un análisis profundo previo y basada en ecuaciones de producción generales que no permiten conocer con detalle la dinámica del proceso regional. La cuarta sección aborda el estudio de convergencia regional en España, utilizando *estimadores GMM en diferencias* (GMM DIF) y *de sistema* (GMM SYS), a partir de ecuaciones de producción per cápita derivadas del modelo de Solow (el tradicional y el ampliado con capital humano) que permiten detectar diferencias en los estados estacionarios de cada región y crecimientos a largo plazo comunes a todas ellas. A tal fin, se analizan previamente las propiedades de las variables explicativas y los residuos, de forma que se garantice un uso correcto de las *variables instrumentales*. Posteriormente, se realizan estudios parciales basados en las conclusiones de los capítulos previos, dividiendo el período total en dos intervalos (1960-1979 y 1980-2004), con el objeto de comprobar si el proceso de convergencia ha sido uniforme en ambos períodos temporales. En la sección quinta, se realiza una crítica a los análisis de convergencia efectuados con esta metodología, debido a la consideración de homogeneidad en los coeficientes de pendiente y se propone una alternativa que permita detectar la heterogeneidad, no sólo en el estado estacionario, sino también en las velocidades de convergencia. Finalmente, en la sección sexta se presentan las principales conclusiones.

VI.2. INTRODUCCIÓN A LOS PANELES DINÁMICOS

A partir de los trabajos pioneros de Balestra y Nerlove (1966), los *modelos dinámicos de datos de panel* han sido empleados en multitud de análisis económicos, entre los que se incluyen los modelos macroeconómicos de crecimiento, aunque con mayor frecuencia

neralizados (GLS), instrumentando las variables potencialmente endógenas con sus valores retardados. Sin embargo, su análisis únicamente era consistente en presencia de efectos individuales aleatorios, es decir, era necesario que estuvieran incorrelacionados con el resto de regresores [$\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$] (Caselli, Esquivel y Lefort, 1996).

se han utilizado para estimar *modelos autorregresivos* macroeconómicos, en los cuales el número de individuos es elevado y el período de análisis es reducido.

La expresión convencional del modelo de convergencia de *datos de panel dinámicos*, utilizando una notación basada en Islam (1995) viene dada por la siguiente ecuación lineal en niveles:

$$y_{it} = a + by_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j X_{it}^j + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [VI.1]$$

donde la renta está expresada en logaritmos, y el resto de miembros representan:

$$\begin{aligned} b &= e^{-\beta\tau} \\ \varphi_1 &= (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \\ \varphi_2 &= -(1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \\ x_{it}^1 &= \ln(s_{i\tau}) \\ x_{it}^2 &= \ln(n_{i\tau} + g + \delta) \\ \eta_i &= (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A_0 \\ \rho_t &= g(t - e^{-\beta\tau}(t - 1)) \end{aligned}$$

Los efectos temporales no observables, comunes a todas las regiones (ρ_t), recogen los cambios tecnológicos o de productividad originados a lo largo del tiempo, que afectan a todos los individuos por igual y que, según el modelo de Solow, coincidirían con la tasa de crecimiento de las economías a largo plazo, una vez alcanzado el estado estacionario, mientras que los efectos individuales (η_i), constantes en el tiempo, reflejan el nivel de tecnología al principio del período, además de otras variables no observables como la dotación de recursos, el clima, instituciones o incluso errores de medida. El término a sería el vector de interceptores, la constante del modelo, común a todas las regiones y para todo el período de tiempo. Finalmente, u_{it} sería el error transitorio, que varía entre países y a lo largo del período, considerado como una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida que sigue una distribución normal [$iidN(0, \sigma_u^2)$], también llamado ruido blanco, que cumple las siguientes propiedades:

$$\begin{aligned} E(u_{it}) &= 0 \\ E(u_{it}u_{js}) &= \sigma_u^2 \text{ si } i = j \\ \text{y } E(u_{it}u_{js}) &= 0 \text{ si } i \neq j \end{aligned}$$

Los efectos individuales en los paneles dinámicos también pueden ser considerados, al igual que en los modelos estáticos desarrollados en el capítulo anterior, como parámetros (*efectos fijos*) o como variables estocásticas (*efectos aleatorios*), pero sus implicacio-

nes sobre el resto de variables del modelo dinámico son diferentes a las causadas en los modelos de panel estáticos. En este sentido, en caso de tratarse de efectos fijos, será necesario controlar la estimación de los parámetros cuando no exista exogeneidad estricta en los regresores para evitar problemas de correlación entre éstos y los efectos fijos. En caso de ser efectos aleatorios, el principal problema está en distinguir la dinámica genuina del sistema, de la provocada por la presencia de la heterogeneidad inobservable en la perturbación aleatoria (Mahia 2000, p. 13). Las pruebas utilizadas para conocer la condición de los efectos individuales no observables son las mismas que en paneles estáticos, siendo la más habitual comprobar la independencia entre estos efectos y los regresores, de modo que si $\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) = 0$ estaríamos ante un modelo de efectos aleatorios, mientras que si $\text{Cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$ estaríamos ante el modelo de efectos fijos (Wooldridge, 2002).

Respecto a qué estimadores son los más apropiados, en los *modelos de panel estáticos*, donde todas las variables explicativas son estrictamente exógenas¹⁸¹ y los efectos individuales η_i son considerados efectos fijos, las transformaciones «intra-grupos» (IG) y «primeras diferencias» (PD) permitirán obtener los mejores estimadores lineales insesgados, ya que ambos se obtienen modificando el modelo en niveles original para eliminar el efecto individual no observado. En cambio, cuando η_i es un efecto aleatorio, estos estimadores serán consistentes e insesgados, pero no serán eficientes con T fijo (Hsiao, 2003). Sin embargo, estas condiciones no se cumplen en los *modelos de panel dinámicos*, ya que incluyen entre los regresores la variable dependiente rezagada y_{it-1} , también llamada variable autorregresiva, originando múltiples implicaciones, como ya anticipó Nerlove (2000). En primer lugar, ya no existirá exogeneidad estricta en todos los regresores, puesto que, al menos y_{it-1} , será predeterminada o débilmente exógena en presencia de efectos fijos, lo cual significa que sus valores futuros estarán afectados por el valor actual de los residuos [$E(y_{is}u_{it}) \neq 0$ para $s > t$ y $E(y_{is}u_{it}) = 0$ en cualquier otro caso], y será una variable endógena en los modelos de efectos aleatorios, ya que estará correlacionada con el término de error contemporáneo ($u_{it} + \eta_i$), [$E(y_{it-1}(u_{it} + \eta_i)) \neq 0 \forall t$]. Además, y_{it-1} estará correlacionada con los efectos individuales no observados, tanto si son considerados efectos fijos como aleatorios¹⁸², dado que η_i es parte del proceso que genera y_{it-1} . Estas relaciones implican que tanto los estimadores tradicionales MCO como los diferentes estimadores empleados en la *metodología de datos de panel estáticos*, estarán sesgados y serán inconsistentes¹⁸³.

Esta limitación podría ser fácilmente solucionada, eliminando los efectos individuales que causan el problema de endogeneidad con la variable dependiente rezagada, utilizando los *métodos de panel de efectos fijos* basados en «primeras diferencias» o «intra-grupos». La ecuación resultante podría ser entonces estimada por MCO, obteniéndose el estimador

¹⁸¹ Son variables que está incorrelacionadas con todos los términos de error, anteriores, presentes o futuros.

¹⁸² En ambos casos $\text{cov}(y_{it-1}, \eta_i) \neq 0$.

¹⁸³ La inconsistencia disminuye a medida que T aumenta, siempre que las series no sean persistentes.

PD o el estimador IG respectivamente. Sin embargo, estos estimadores siguen presentando problemas de sesgo e inconsistencia debido a problemas de endogeneidad entre la variable autorregresiva y los residuales u_{it} . Este aspecto será analizado con detalle en el siguiente apartado.

Un segundo problema que se da con relativa frecuencia en los análisis de datos de panel tiene su origen en la dimensión longitudinal de los datos, pudiendo provocar nuevas fuentes de inconsistencia en los estimadores tradicionales, ya que una de las propiedades deseables de los estimadores *MCO* es que no exista autocorrelación en los términos de error, es decir, que las covarianzas de los residuos sean simétricas en el retardo s e independientes del tiempo [$E(u_{it}u_{it+s}) = 0 \forall s \neq 0$]. En la práctica, sin embargo, esta hipótesis muchas veces no se cumple, especialmente en modelos de series temporales largas, debido a un comportamiento sistemático en las distintas realizaciones de las perturbaciones. Como señala Malinvaud (1964), «*existe a menudo una correlación positiva entre los términos de perturbación separados s periodos debido al hecho de que los factores no identificados del fenómeno actúan con una cierta continuidad y afectan frecuentemente, de análoga manera, en dos valores sucesivos de la variable endógena*». Los factores no identificados mencionados por Malinvaud pueden deberse a errores de construcción del modelo a estimar, la omisión de variables observables relevantes o la imposibilidad de estimar efectos individuales no observados. Otro de los posibles problemas provocados por la dimensión longitudinal de los datos que afectan a los estimadores en modelos dinámicos es la no estacionariedad de las series, es decir, los procesos estocásticos que están cercanos a una «raíz unitaria»¹⁸⁴, ya que existe una alta persistencia o influencia de shocks sobre el comportamiento futuro de las series (Hujer, Rodrigues y Zeiss, 2005).

Por consiguiente, antes de analizar cualquier modelo dinámico, es necesario detectar y corregir todas las posibles fuentes de sesgo que puedan afectar a los parámetros estimados.

No obstante, a pesar de las mencionadas limitaciones de los métodos tradicionales, los estimadores *MCO* e *IG* son de gran utilidad en los análisis de paneles dinámicos, ya que pueden ser utilizados como un test de especificación para determinar el intervalo en el que se encuentra el estimador real, puesto que si el modelo está bien especificado, el estimador *MCO* dará el máximo sesgo posible por exceso del estimador real, mientras que el estimador *IG* dará el máximo sesgo por defecto¹⁸⁵ ($\hat{E}_{MCO} \geq \hat{E} \geq \hat{E}_{IG}$). Si algún otro estimador da como resultado valores fuera del anterior intervalo, entonces estará fuertemente sesgado o el modelo estará mal especificado.

¹⁸⁴ El término raíz unitaria se refiere a la raíz del polinomio en el coeficiente de la variable autorregresiva (y_{it-1}) igual a la unidad (Gujarati, 2004).

¹⁸⁵ Ver Bond (2002) para una detallada explicación.

VI.2.1. ESTIMACIÓN DE MODELOS DINÁMICOS CON EFECTOS FIJOS

Para comenzar el estudio de paneles dinámicos, normalmente se parte de un *modelo autorregresivo de series temporales*, ya que pueden ser considerados como una simplificación del *modelo dinámico*, donde sólo se tiene en cuenta la variable dependiente retardada. El resto de variables explicativas y los efectos temporales no observados no son tenidos en cuenta en esta primera aproximación.

Los *modelos, procesos o filtros autorregresivos*, son aquellos en los cuales el comportamiento de una variable en un momento determinado depende de sus valores pasados y de un término de error $iidN(0, \sigma^2)$. Cuando la variable dependiente está en función de su mismo valor en un período de tiempo anterior, se dice que el proceso estocástico es autorregresivo de primer orden [AR(1)].

$$y_{it} = by_{it-1} + \eta_i + v_{it} \quad [VI.2]^{186}$$

Si la relación de dependencia es con sus valores retardados en p períodos anteriores, entonces el proceso será autorregresivo de orden p [AR(p)].

$$y_{it} = b_1 y_{it-1} + \dots + b_p y_{it-p} + \eta_i + v_{it} \quad [VI.3]$$

En modelos basados en datos de panel, los *procesos autorregresivos* forman un sistema de ecuaciones que dependen de la longitud del período de análisis. Estas ecuaciones pueden estar expresadas «en niveles» o «en diferencias», cuya representación matemática se muestra a continuación:

TABLA VI.1

SISTEMAS DE ECUACIONES AUTORREGRESIVAS EN NIVELES Y EN DIFERENCIAS EN DATOS DE PANEL DINÁMICOS

NIVELES	DIFERENCIAS
$y_{i1} = by_{i1} + \eta_i + v_{i2}$	$\Delta y_{i3} = b\Delta y_{i2} + \Delta v_{i3}$
$y_{i3} = by_{i2} + \eta_i + v_{i3}$	$\Delta y_{i4} = b\Delta y_{i3} + \Delta v_{i4}$
...	...
$y_{it} = by_{it-1} + \eta_i + v_{it}$	$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it}$

FUENTE: Mahía (2000).

Donde $|b| < 1$, i son los individuos de la muestra $i = 1, \dots, N$, t la dimensión en el tiempo, $t = 1, \dots, T$; y_{it} es una observación del individuo i en el momento t , y_{it-1} es la ob-

¹⁸⁶ A partir de este momento, el término de error será denotado v_{it} , porque puede incluir los efectos temporales no observados ($v_{it} = \rho_t + u_{it}$), aunque en un inicio no se tienen en cuenta.

servación de la misma serie para el individuo i en el período previo $t - 1$, son los efectos individuales no observados específicos de cada individuo e invariantes en el tiempo que permiten reflejar la heterogeneidad entre unidades y que, en este caso, son considerados como un parámetro (efectos fijos) y v_{it} es el término de error puro distribuido idéntica e independientemente entre individuos $iidN(0, \sigma_v^2)$, serialmente incorrelacionado y con covarianza nula.

Una de las implicaciones del *modelo de efectos fijos*, previamente mencionada, es la existencia de correlación entre la variable rezagada y_{it-1} y los efectos individuales η_i , a menos que la distribución de η_i sea degenerada¹⁸⁷. Esta correlación no disminuirá a medida que N aumenta, debido a que v_{it} está serialmente incorrelacionado. Por consiguiente, el estimador MCO de y_{it-1} de la ecuación en niveles será asintóticamente inconsistente y estará sesgado en exceso. Para solventar el problema, se puede transformar la ecuación en niveles, utilizando distintos métodos como el *PD* (primeras diferencias) o el *IG* (intra-grupo) del *modelo de datos de panel de efectos fijos*, ya que ambos eliminan el término η_i del modelo a estimar.

El estimador de efectos fijos usando el método *IG*, (desviaciones respecto a las medias transversales), al restarle a cada variable su media en el período, permite eliminar el efecto individual no observado, por lo que el modelo transformado podría, en principio, ser estimado por *MCO*. Sin embargo, sigue existiendo una importante fuente de sesgo en los estimadores *MCO* del modelo transformado, causada por la correlación entre $(y_{it-1} - \bar{y}_{i(-1)})$ y $(v_{it} - \bar{v}_i)$, aunque este sesgo tiende a cero a medida que T tiende a infinito. Para demostrar esta afirmación, basta fijarse en las medias y las variables transformadas del modelo *IG*. Como puede apreciarse, las medias de las variables del modelo *AR(1)* serían¹⁸⁸:

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=2}^T y_{it}}{T - 1}; \quad \bar{y}_{i(-1)} = \frac{\sum_{t=2}^T y_{it-1}}{T - 1}; \quad \bar{v}_i = \frac{\sum_{t=2}^T v_{it}}{T - 1}$$

que se restarían a las variables del modelo, obteniendo las siguientes variables modificadas:

$$\left[y_{it-1} - \frac{(y_{i2} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT})}{T - 1} \right]; \quad \left[v_{it} - \frac{(v_{i2} + \dots + v_{it-1} + \dots + v_{iT})}{T - 1} \right]$$

El sesgo se produce por las correlaciones negativas que se originan entre el componente y_{it-1} de la primera ecuación y el componente $\frac{-v_{it-1}}{T - 1}$ de la segunda, y entre el com-

¹⁸⁷ Es la distribución de probabilidad de una variable aleatoria discreta que asigna toda la probabilidad, es decir 1, a un solo valor. Ejemplos: una moneda con dos caras o un dado que siempre saca seis.

¹⁸⁸ Al estar entre los regresores del modelo la variable dependiente retardada, se restringe la muestra a $t = 2, \dots, T$ períodos.

ponente $\frac{-y_{it}}{T-1}$ de la primera ecuación con el componente v_{it} de la segunda y, en menor medida, por las correlaciones positivas entre los componentes $\frac{-v_{it-1}}{T-1}$ y $\frac{-y_{it}}{T-1}$ y sus retardadas, siendo mayores las correlaciones negativas que las positivas, de modo que la correlación final entre la variable dependiente retardada transformada y el término de error transformado será negativa¹⁸⁹. Además, este sesgo no disminuye a medida que N aumenta, manteniéndose fijo T ($\lim_{N \rightarrow \infty} \hat{b}_{IG} < b$). Por tanto, el estimador IG es también inconsistente en este caso y estará sesgado por defecto. Sin embargo, a medida que T tiende a ∞ , manteniéndose fijo N , el estimador IG deja de ser inconsistente ($\lim_{T \rightarrow \infty} \hat{b}_{IG} = b$) ya que el valor de las variables que causan la inconsistencia tiende a 0 al estar divididas por T ¹⁹⁰. Por tanto, la única posibilidad de utilizar estimadores IG es que T sea suficientemente grande como para diluir el efecto del sesgo.

Respecto al estimador de *efectos fijos*, utilizando el método de *primeras diferencias*, al restarle a cada variable del modelo su valor retardado un período, también elimina el efecto individual, desapareciendo la correlación entre y_{it-1} y η_i . El *modelo autorregresivo en diferencias* que se obtiene al realizar la transformación PD será:

$$(y_{it} - y_{it-1}) = b(y_{it-1} - y_{it-2}) + (v_{it} - v_{it-1}), \quad [VI.4]$$

o expresado en forma de incrementos:

$$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it}, \quad [VI.5]$$

Esta transformación tampoco elimina todas las posibles correlaciones del modelo, ya que el término de error de la ecuación en diferencias es una media móvil de primer orden [MA(1)], es decir ($\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$), lo que provoca que el término y_{it-1} en $\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}$ siga estando correlacionado negativamente con $-v_{it-1}$, por lo que Δy_{it-1} será una variable endógena respecto a Δv_{it} y, por consiguiente, $E(\Delta y_{it-1} \Delta v_{it}) < 0$. La dependencia entre Δy_{it-1} y Δv_{it} implica que los estimadores PD de Δy_{it-1} sean inconsistentes, con un fuerte sesgo por defecto (superior al sesgo producido en los estimadores IG).

No obstante, el método PD , a diferencia de la transformación IG , no introduce en el término de error de la ecuación transformada todas sus realizaciones en el tiempo ($v_{i2}, v_{i3}, \dots, v_{iT}$) sino únicamente el término de error en $t-1$, disminuyendo los componentes retardados que causan sesgo. Esta propiedad es de gran utilidad en las estimaciones basadas en *variables instrumentales*, que serán descritas en secciones posteriores de este capítulo.

¹⁸⁹ Es el llamado «sesgo de Nickell». Ver Nickell (1981) para una demostración.

¹⁹⁰ Los experimentos de Monte Carlo sugieren que el sesgo de los estimadores intra-grupos es significativo cuando $T < 15$ (Bond, 2002). Judson y Owen (1999), utilizando estos experimentos, encuentran que el sesgo de los estimadores LSDV puede llegar al 20% incluso en paneles con $T = 30$. El modelo estimado en la presente investigación tiene $T = 9$, por lo que los estimadores LSDV o IG en principio estarán sesgados por defecto.

En todo caso, las estimaciones por *MCO* e *IG* no son banales, ya que permiten llegar a una conclusión de gran trascendencia en los análisis de paneles dinámicos: si existe un estimador consistente, necesariamente deberá tener un valor intermedio entre ambos estimadores¹⁹¹. Si este patrón no es observado, entonces significa que el modelo *AR(1)* es inconsistente o existe un sesgo muestral severo para el estimador calculado, siendo necesario plantear nuevas modificaciones en la ecuación o en los estimadores.

Una posibilidad comentada por algunos autores (Hsiao, Pesaran y Tahmiscioglu, 1998) sería utilizar *estimadores de máxima verosimilitud* (MLE), aunque también se han encontrado inconsistencias, debido a que el término dependiente y_{it} puede tener diversas propiedades (ser estocástico o determinista, correlacionado con los efectos individuales η_i o no, etc.), llevando cada una de ellas a una función de probabilidad diferente y, por tanto, a diferentes estimadores de máxima verosimilitud de b ¹⁹².

Anderson y Hsiao (1982), partiendo del trabajo de Balestra y Nerlove (1966) desarrollaron un método alternativo, utilizando estimadores basados en *variables instrumentales* (estimadores VI) aplicados sobre modelos dinámicos en primeras diferencias¹⁹³. El objetivo de este método era sustituir las variables explicativas correlacionadas con el término de perturbación v_{it} , por otras variables, las variables instrumentales, que estando correlacionadas con las primeras, fueran ortogonales a v_{it} .

■ VI.2.1.1. Estimadores variables instrumentales (VI)

Partiendo de la ecuación en diferencias del *modelo autorregresivo AR(1)*, se busca sustituir la variable retardada (Δy_{it-1}) por una combinación lineal de variables incorrelacionadas con el término de error v_{it-1} . Una práctica habitual, en presencia de datos de panel donde existen componentes temporales, ha sido emplear como instrumentos las mismas variables del modelo retardadas en el tiempo. Para ello, una condición necesaria es que el término de error v_{it} esté serialmente incorrelacionado [$E(v_{it}v_{is}) = 0$ para $s \neq t$]¹⁹⁴, ya que,

¹⁹¹ En este caso, no se tiene en cuenta el estimador *PD*, ya que está produciendo un mayor sesgo por defecto que el estimador *IG*. De esta forma minimizamos el intervalo de error dentro del que debe situarse el estimador consistente e insesgado.

¹⁹² Ver Hsiao (1986) para un análisis detallado.

¹⁹³ La transformación *IG* no es apropiada en este contexto, debido a que introduce todos los retardos posibles en el término de error transformado, lo que dificulta enormemente el uso de variables instrumentales ortogonales con los términos de error. La transformación *PD* es más apropiada al incluir los retardos de un solo período en el término de error, excepto cuando los paneles no son balanceados, ya que la ausencia de datos para la variable invalidaría tanto Δy_{it} como Δy_{it+1} en la ecuación transformada. Por ese motivo, algunos autores han preferido utilizar una transformación basada en *desviaciones ortogonales* (Arellano y Bover, 1995), ya que minimizan las pérdidas de información.

¹⁹⁴ En presencia de series persistentes, se van a producir problemas de endogeneidad en esas variables retardadas, por lo que es preciso comprobar la estacionariedad de la serie.

en caso contrario, los retardos de y_{it-1} no valdrían como instrumentos, al estar correlacionados con los retardos de v_{it} . También la condición inicial debe estar incorrelacionada con los términos de error [$E(y_{i1}v_{it}) = 0$ para $t \geq 2$]¹⁹⁵. Por consiguiente, será necesario realizar pruebas que verifiquen la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden en los residuos estimados¹⁹⁶.

En ausencia de correlación serial en los residuos, para un modelo con $T = 3$, el único instrumento válido sería y_{i1} ya que, por construcción, estaría correlacionado con $\Delta y_{i2} = y_{i2} - y_{i1}$, pero incorrelacionado con $\Delta v_{i3} = v_{i3} - v_{i2}$. Para modelos con $T > 3$ el vector de instrumentos en el modelo IV será [$Y'_{it-s} = (y_{i1}, \dots, y_{it-2})'$ para $s = 2, \dots, t$]¹⁹⁷ que permitirá eliminar las correlaciones entre Δy_{it-1} y Δv_{it} de modo que $E(Y'_{it-s}\Delta v_{it}) = 0$.

TABLA VI.2

INSTRUMENTOS VÁLIDOS EN MODELOS DINÁMICOS DE EFECTOS FIJOS PD

ECUACIONES	INSTRUMENTOS
$\Delta y_{i3} = b\Delta y_{i2} + \Delta v_{i3}$	y_{i1}
$\Delta y_{i4} = b\Delta y_{i3} + \Delta v_{i4}$	y_{i1}, y_{i2}
...	...
$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it}$	$y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}$

Este razonamiento puede hacerse extensivo a modelos autorregresivos multivariados que incluyen otras variables explicativas aparte de la variable dependiente rezagada y que serán desarrollados más adelante.

La principal ventaja de los *estimadores VI* es que no requieren tantas suposiciones sobre las condiciones iniciales de partida como los métodos tradicionales (*MCO*, *IG* o *PD*), por lo que han sido utilizados de forma creciente en multitud de análisis econométricos. En concreto, uno de los *estimadores VI* más empleado ha sido el *estimador 2SLS* (*first-differenced Two Stage Least Squares*) para modelos de datos de panel AR(1) propuesto por Anderson y Hsiao (1981), aplicados tanto a ecuaciones en niveles como en diferencias, aunque la primera opción es preferible, ya que maximiza el tamaño de la muestra (Roodman, 2006)¹⁹⁸. La única condición que se requiere para que la estimación 2SLS sea consistente

¹⁹⁵ Ver Bond (2002) para una demostración.

¹⁹⁶ En el apéndice IV.1 se describen los distintos métodos utilizados para detectar la presencia de autocorrelación en los residuos estimados.

¹⁹⁷ También $(\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{it-2})'$ sería un posible vector de variables instrumentales, como se verá más adelante.

¹⁹⁸ y_{it-2} está disponible como instrumento en paneles donde $t \geq 3$, mientras que Δy_{it-2} necesita paneles con $t \geq 4$.

es que las realizaciones iniciales y_{i1} estén predeterminadas, es decir, incorrelacionadas con los siguientes errores v_{it} , [$E(y_{i1}v_{it}) = 0$ para $i = 1, \dots, N$ y $t = 2, \dots, T$]. Sin embargo, no hay restricción sobre si y_{i1} debe estar o no correlacionado con η_i , ni tampoco es necesario que y_{it} cumpla la condición de estacionariedad. Lo que sí se mantiene es que v_{it} esté serialmente incorrelacionado, lo que implica que la variable retardada y_{it-2} esté incorrelacionada con Δv_{it} y, por consiguiente, pueda ser utilizada como variable instrumental en el modelo de primeras diferencias. Si se cumplen estas condiciones, el estimador 2SLS será consistente, a medida que N tiende a ∞ para un T fijo.

Dado que el modelo está sobreidentificado¹⁹⁹ con $T > 3$, el primer problema de los métodos basados en *variables instrumentales*, aplicados sobre modelos en diferencias ($\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it}$), surge cuando el término de error Δv_{it} está correlacionado serialmente en la forma de una *media móvil de primer orden [MA(1)]*, provocando que el estimador 2SLS deje de ser asintóticamente eficiente. El segundo problema se produce cuando el valor del coeficiente b de Δy_{it-1} tiende a 1, ya que los instrumentos formados por niveles retardados ($y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}$) serán cada vez menos informativos. En el caso extremo donde $b = 1$, el modelo se convierte en un paseo aleatorio²⁰⁰, entonces b no estará identificado en el *modelo VI de primeras diferencias*. En esta situación no habrá instrumentos válidos, ya que todos ellos estarán incorrelacionados con Δy_{it-1} . Por consiguiente, los estimadores VI en modelos diferenciados serán débiles si la serie temporal utilizada es persistente o está cercana a la raíz unitaria. El sesgo de instrumentos débiles tiende a ir en la misma dirección que el sesgo del estimador *intra-grupos*, es decir, por defecto.

Para solucionar estas limitaciones y mejorar los resultados, Hansen (1982) desarrolló el *Método Generalizado de Momentos (GMM)*, considerado como un caso particular del método de *variables instrumentales* que utiliza más instrumentos que regresores, lo que permite obtener resultados óptimos en este contexto.

■ VI.2.1.2. Método generalizado de momentos (GMM)

La estimación de paneles dinámicos a través del *GMM* permite controlar simultáneamente problemas de endogeneidad y de efectos individuales correlacionados.

La presencia de efectos individuales η_i (*fijos* o *aleatorios*) en los modelos de convergencia ocasionará problemas de correlación con las variables explicativas, por lo que el pri-

¹⁹⁹ Un modelo está sobreidentificado cuando se utiliza más de un instrumento o condición de ortogonalidad para la estimación de un parámetro. Por ejemplo, para $T = 4$, hay dos instrumentos válidos y_{i1}, y_{i2} mientras que exclusivamente hay un regresor Δy_{i3} y el número de instrumentos sigue aumentando a medida que T aumenta, manteniéndose constante el número de regresores.

²⁰⁰ En el modelo AR(1) que se está analizando, cuando $|b| < 1$ el proceso es estacionario, mientras que cuando $|b| = 1$, el proceso estocástico es no estacionario y se dice que contiene una «raíz unitaria».

mer paso necesario será transformar el modelo en niveles para eliminar este componente de error. Entre las distintas transformaciones posibles, las más empleadas han sido las basadas en *primeras diferencias* (PD) y las *desviaciones ortogonales* (DO)²⁰¹. Estas transformaciones son preferibles a las *intra-grupo* (IG), ya que no introducen todos los valores rezagados de v_{it} en el término de error transformado. Otras transformaciones que compartan estas propiedades pueden ser consultadas en Arellano y Bover (1995).

Los estimadores *GMM* que parten de ecuaciones en primeras diferencias (GMM DIF) para modelos de datos de panel *AR(1)* fueron desarrollados inicialmente por Holtz-Eakin, Newey y West (1987) y Arellano y Bond (1991). El método *GMM* aplica una matriz de restricciones de ortogonalidad (*condiciones de momentos*) a un modelo econométrico para obtener estimaciones consistentes e insesgadas. Partiendo nuevamente del modelo dinámico *AR(1)* en niveles con efectos individuales no observados (ecuación VI.2):

$$y_{it} = by_{it-1} + \eta_i + v_{it} \text{ para } |b| < 1, i = 1, \dots, N \text{ y } t = 2, \dots, T \quad [\text{VI.2}']$$

Para eliminar el efecto individual se transforma la anterior ecuación en niveles a través del método de primeras diferencias, obteniendo el siguiente sistema de ecuaciones *AR(1)* en diferencias, para $t = 3, \dots, T$:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it} \\ &\vdots \\ \Delta y_{it} &= b\Delta y_{it-1} + \Delta v_{it} \end{aligned}$$

Es necesario mantener el supuesto de ausencia de autocorrelación entre los residuos de la ecuación en niveles, ya que existirá correlación serial entre los errores estimados de las distintas ecuaciones en diferencias (Δv_{it} con Δv_{it-1} al compartir el término v_{it-1} y con Δv_{it+1} al compartir el término v_{it}). En este caso, será necesario comprobar que no existe correlación serial de segundo orden en los residuales de primera diferencia (Δv_{it} con Δv_{it-2} y con Δv_{it+2}) a través de pruebas como el test de autocorrelación *AR(p)* de Arellano y Bond (1991), que será explicado más adelante²⁰². En segundo lugar, al igual que sucedía en el

²⁰¹ La transformación basada en desviaciones ortogonales propuesta por Arellano (1988) y Arellano y Bover (1995) consiste en restarle a cada observación de la variable, la media de las observaciones futuras en la muestra para cada individuo, ponderando cada desviación para estandarizar la varianza, es decir:

$$x_{it}^* = \left(x_{it} - \frac{x_{it+1} + \dots + x_{it+T}}{T-t} \right) \left(\frac{T-t}{T-t+1} \right)^{1/2}, \text{ para } t = 1, \dots, T-1$$

La estimación MCO aplicada sobre desviaciones ortogonales, utilizando los mismos instrumentos, obtiene el mismo resultado que la estimación Mínimo Cuadrados Generalizados (MCG) del modelo en primeras diferencias, excepto cuando los instrumentos no coinciden entre ambas estimaciones.

La transformación con desviaciones ortogonales es preferible a la transformación en primeras diferencias, cuando el parámetro estimado esté sesgado debido a un eventual error de medida en las variables estimadas o cuando los paneles no están balanceados.

²⁰² Bond y Windmeijer (2002) repasan diversos enfoques alternativos para realizar tests sobre el parámetro de interés b .

caso general de estimadores VI , existirá correlación entre Δy_{it-1} y Δv_{it} , lo que introduce un sesgo en el parámetro estimado de b .

La estimación *GMM del modelo en diferencias* (*GMM DIF*) exige, por consiguiente, encontrar variables incorrelacionadas con Δv_{it} , pero correlacionadas con la variable a la que deberá sustituir (Δy_{it-1}), suponiendo que no existe correlación serial en v_{it} y que las condiciones iniciales y_{i1} están predeterminadas o incorrelacionadas con v_{it} para $t = 2, \dots, T$, lo que implica las siguientes $m = 0,5(T - 1)(T - 2)$ restricciones de momentos:

$$E(y_{it-s}\Delta v_{it}) = 0, \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ y } s \geq 2$$

En este sentido, el caso especial en que $t = 3$, el modelo estaría exactamente identificado al contar con una sola variable instrumental (una sola condición de ortogonalidad) para la estimación de un solo parámetro. Sin embargo, para $t > 3$, el modelo estará sobreidentificado, donde el vector de instrumentos disponibles sería $(y_{i1}, \dots, y_{it-2})$. Por consiguiente, el método *GMM DIF* debe ser considerado como un caso especial de estimación por variables instrumentales donde el sistema de ecuaciones e instrumentos está sobreidentificado. En ese caso, dado que para la estimación de un parámetro se dispone de más de una restricción de momentos, el estimador *GMM DIF* sería una combinación lineal de todas esas estimaciones obtenidas a partir de los instrumentos aplicados, ponderados por la precisión de cada uno de ellos. Esa precisión dependerá del grado de correlación existente entre la condición de momento, la variable exógena y el término de error. Ello significa que el estimador *GMM DIF* permite obtener todas las restricciones lineales de momentos implícitas en un modelo de datos de panel.

Teniendo en cuenta las distintas ecuaciones en diferencias disponibles y los instrumentos válidos para cada una de ellas, se puede representar, en una sola matriz, las condiciones de ortogonalidad derivadas de todos los instrumentos disponibles.

Sea $\Delta v_i = (\Delta v_{i3}, \Delta v_{i4}, \dots, \Delta v_{iT})'$ el vector de términos de error en primeras diferencias para cada individuo i y Z_i una matriz instrumental $[(T - 2) \times m]$ que recoge todos los instrumentos válidos para cada individuo i en cada momento T que serán utilizados por el estimador *GMM DIF*.

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{it-2} \end{bmatrix}, \tag{VI.6}$$

Para que la matriz de instrumentos Z_i sea válida, tiene que estar incorrelacionada con el vector de términos de error, es decir tiene que cumplir la siguiente condición de momentos:

$$E[Z_i' \Delta v_i] = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{it-2} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \Delta v_{i3} \\ \Delta v_{i3} \\ \cdot \\ \Delta v_{iT} \end{bmatrix} = 0, \quad [VI.7]$$

donde las filas corresponden a las ecuaciones de primera diferencia para los períodos $t = 3, 4, \dots, T$ y para $i = 1, 2, \dots, N$. Además, v_{it} debe ser ruido blanco para que el estimador de b sea óptimo. Los estimadores *GMM DIF* utilizan estas condiciones de momentos²⁰³, para estimar eficiente y consistentemente los coeficientes del modelo de panel dinámico.

El estimador *GMM DIF* basado en la anterior condición de momentos debe minimizar el criterio:

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta v_i \right)' W_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta v_i \right), \quad [VI.8]$$

donde W_N es la *matriz de ponderaciones*²⁰⁴ y su elección da lugar a dos estimadores que son asintóticamente equivalentes, el estimador de «un paso» o «una etapa» (*one-step estimator*) y el estimador de «dos pasos» o «dos etapas» (*two-step estimator*).

El estimador *GMM DIF* «one-step» utiliza la siguiente matriz de ponderaciones, que no depende de los parámetros estimados previamente:

$$W_{1N} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' H Z_i) \right]^{-1}, \quad [VI.9]$$

donde H es una matriz que controla el término de media móvil que se genera en las perturbaciones aleatorias $iidN(0, \sigma^2)$ al momento de diferenciar.

$$H = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 \end{bmatrix}, \quad [VI.10]$$

El estimador que se obtiene al minimizar J_N con respecto al coeficiente b será:

$$\hat{b}_{1GMM} = [\Delta y'_{(-1)} Z W_{N1}^{-1} Z' \Delta y_{(-1)}]^{-1} [\Delta y'_{(-1)} Z W_{N1}^{-1} Z' \Delta y_{(-1)}], \quad [VI.11]$$

²⁰³ Niveles rezagados $t - 2$ periodos y anteriores de la variable dependiente y_{it-1} como instrumentos para las ecuaciones en primeras diferencias.

²⁰⁴ En los estimadores 2SLS, la matriz de ponderaciones de sería: $W_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' Z_i) \right]^{-1}$.

donde $\Delta y'_{(-1)} = (\Delta y'_{1(-1)}, \dots, \Delta y'_{N(-1)})'$, $\Delta y' = (\Delta y'_1, \dots, \Delta y'_N)'$ ambos vectores de orden $N(T - 2) \times 1$ y $Z' = (Z'_1, \dots, Z'_N)'$, que es una matriz de orden $m \times N(T - 2)$ donde $m = \frac{(T - 1)(T - 2)}{2}$.

El estimador \hat{b}_{1GMM} es consistente a medida que N tiende a infinito, pero sólo es eficiente cuando los errores son homocedásticos y no están autocorrelacionados, es decir, cuando v_{it} es ruido blanco, lo que puede ser a veces demasiado restrictivo (Blundell, Griffith y Windmeijer, 2002).

El estimador *GMM DIF «two-step»* utiliza la siguiente matriz de ponderaciones:

$$W_{2N} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z'_i \Delta \hat{v}_i \Delta \hat{v}'_i Z_i) \right]^{-1}, \tag{VI.12}$$

donde $\Delta \hat{v}_i = \Delta y_i - \hat{b}_{1GMM} \Delta y_{i-1}$ son los residuos obtenidos a partir del estimador *GMM DIF «one-step»* (\hat{b}_{1GMM}).

Cuando los errores son esféricos, los estimadores *GMM* de una y dos etapas son asintóticamente equivalentes en ecuaciones de primeras diferencias (Bond, Hoeffler y Temple, 2001). En caso contrario, el estimador de dos etapas es más eficiente bajo condiciones más generales como la heterogeneidad. Sin embargo, el estimador \hat{b}_{2GMM} presenta una varianza sesgada por defecto en muestras finitas, un problema inicialmente detectado por Tauchen (1986) para estructuras de covarianza y por Arellano y Bond (1991), Ziliak (1997) o Blundell y Bond (1998) para modelos de datos de panel dinámicos, por lo que la mayoría de los autores recomiendan el estimador \hat{b}_{1GMM} . Además, el sesgo producido por el estimador *GMM DIF «two-step»* aumenta con el número de restricciones sobreidentificadas, ya que introduce correlación entre las condiciones de momentos y la matriz de ponderaciones, mientras que el estimador *GMM DIF «one-step»* ha sido probado por Bekker (1994) como asintóticamente consistente en presencia de un gran número de instrumentos. Los estudios de simulación de Monte Carlo han confirmado ganancias de eficiencia muy modestas al utilizar estimadores \hat{b}_{2GMM} , incluso en presencia de heterocedasticidad (Arellano y Bond, 1991; Blundell y Bond, 1998 y Blundell, Bond y Windmeijer, 2000), mientras que su convergencia a su distribución asintótica es relativamente lenta. Otra razón de la preferencia del estimador «one-step» es que la matriz de ponderaciones «two-step» depende de los parámetros estimados convirtiéndose en fuente potencial de sesgo (Inkmann, 2000). En este caso, los estudios de simulación han mostrado que los errores estándar tienden a ser demasiado pequeños, o las *t-ratios* demasiado grandes para el estimador «two-step» en muestras con pocos individuos, mientras que los test basados en el estimador «one-step» son bastante exactos. Por consiguiente, dadas las características particulares de los modelos de convergencia, los investigadores prefirieron utilizar el estimador «one-step» en vez

del «two-step»²⁰⁵. Sin embargo, a raíz de los trabajos publicados por Windmeijer (2000, 2002, 2005), se puede corregir los sesgos en los errores estándar de la estimación «two-step» aplicando la llamada *corrección de muestras finitas de Windmeijer* que consiste en transformar las variables del modelo en desviaciones respecto a la media global, es decir

$$\bar{x}_{it} = x_{it} - \bar{x} \text{ donde } \bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}^{206}.$$

Cuando $T > 3$ y el modelo está sobreidentificado, la validez de las suposiciones utilizadas para obtener $E[Z_i' \Delta v_i] = 0$ puede ser contrastada usando pruebas de especificación. El *test de Sargan-Hansen* (Sargan 1958, Hansen 1982)²⁰⁷, también llamado simplemente *test de Sargan*, *test de restricciones sobreidentificadas* o *test J*, es el más utilizado y permite saber si los instrumentos del modelo sobreidentificado están correlacionados con el término de error cuando son evaluados a través de los distintos estimadores *GMM*²⁰⁸.

El *test de Sargan* se calcula a partir de la siguiente ecuación:

$$S = N J_N \hat{\alpha}_2 = N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{v}_{i2} \right)' W_{2N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{v}_{i2} \right), \quad [\text{VI.13}]$$

que sigue una distribución asintótica χ_q^2 bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, con q grados de libertad, igual al número de instrumentos menos el número de parámetros en el modelo (es decir, el número de restricciones sobreidentificadas). Si el test de Sargan rechaza la hipótesis nula, entonces la matriz de variables instrumentales darán estimadores sesgados e inconsistentes²⁰⁹.

²⁰⁵ El estimador *GMM DIF* de una o dos etapas ha sido criticado por diversos autores, por estar afectados por un considerable sesgo en muestras finitas. Este aspecto será detallado en el siguiente apartado.

²⁰⁶ Ver el artículo de Roodman (2006) para una descripción en detalle.

²⁰⁷ El *test de Hansen* es similar al *test de Sargan* y se utiliza en estimaciones robustas a la heterocedasticidad y autocorrelación. Para obtener información adicional sobre este contraste ver Hansen (1982), Hansen y Singleton (1982) o Newey y West (1987).

²⁰⁸ El test de sobreidentificación también puede ser utilizado para verificar la forma funcional del modelo (Godfrey y Hutton, 1993).

²⁰⁹ La hipótesis nula del *test de Sargan* considera que todos los instrumentos son válidos, es decir, que no están correlacionados con los residuos estimados por *GMM* en la ecuación de primeras diferencias. Valores muy elevados, en relación con los valores críticos de la distribución χ^2 rechazarían la hipótesis nula. Un p -valor mayor a 0,10 indica que la hipótesis nula no puede ser rechazada al nivel de 10% de significatividad y por tanto los instrumentos utilizados son válidos. Sin embargo, como demuestran Arellano y Bond (1991), el test de Sargan puede llevar a resultados erróneos cuando se aplican estimadores *GMM DIF* «two-step», debido a problemas de heterocedasticidad en los residuos, por lo que se recomienda siempre realizar estimaciones robustas a la heterocedasticidad, utilizando la matriz de covarianzas propuesta por White (1980). Una alternativa que no presenta este tipo de problemas sería utilizar el *test de Hansen* en sustitución al *test de Sargan*.

■ VI.2.1.3. Modelos autorregresivos multivariados

El modelo utilizado en el presente trabajo para la estimación de *convergencia beta*, es un modelo multivariado, donde las variables explicativas están integradas por la variable dependiente retardada y_{it-1} y las variables de las que depende el nivel de renta del estado estacionario propuestas por el modelo de Solow, en concreto, la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación y progreso técnico, consideradas, en principio, como exógenas y por tanto, incorrelacionadas con el término de error.

El *modelo dinámico autorregresivo multivariado* adopta la siguiente expresión:

$$y_{it} = a + by_{it-1} + \varphi x_{it} + \eta_i + v_{it} \quad [\text{VI.14}]$$

para $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 2, 3, \dots, T$, donde a es el vector de interceptores y x_{it} es un vector de variables explicativas adicionales, actuales o rezagadas, que en el modelo de convergencia utilizado en el presente trabajo corresponden a $\ln(s_{it})$ y $\ln(n_{it} + g + \delta)^{210}$.

La estimación de este modelo a través del método *intra-grupos* (IG), produce un sesgo por defecto mayor en el parámetro b que el que se producía en el anterior modelo autorregresivo. Además, el parámetro estimado de φ también puede estar sesgado, dependiendo de la relación existente entre las variables explicativas x_{it} y la variable dependiente retardada y_{it-1} .

El método *GMM DIF* permite estimar los parámetros b y φ directamente sin modificar el modelo. Las condiciones de momentos estudiadas para y_{it-1} permanecen inalteradas, siendo necesario añadir nuevas condiciones de momentos válidas dependiendo de las propiedades de las series temporales de x_{it} . Por consiguiente, será preciso comprobar la existencia de correlación de x_{it} con los términos de perturbación (v_{it}) o con los efectos específicos (η_i), sean estos considerados efectos fijos o efectos aleatorios.

Partiendo del supuesto de que v_{it} está serialmente incorrelacionada, en primer lugar, si se asume que x_{it} está correlacionado con los efectos individuales η_i , entonces la forma de actuar para obtener condiciones de momentos válidas será la misma que para y_{it-1} , es decir, transformando el modelo inicial para eliminar los efectos individuales a través de, por ejemplo, primeras diferencias.

$$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \varphi\Delta x_{it} + \Delta v_{it} \quad [\text{VI.15}]$$

Si por el contrario se asume que x_{it} está incorrelacionada con los efectos individuales no observados, entonces se pueden conseguir condiciones adicionales de momentos para las ecuaciones en niveles.

²¹⁰ Es preciso recordar que g y δ son asumidas inicialmente constantes aunque, como ya se comentó en el capítulo anterior, esto no tiene porque ser así en el caso de las regiones españolas.

En segundo lugar, partiendo del *modelo en diferencias*, si se supone que x_{it} es una variable endógena²¹¹, los instrumentos en niveles, válidos para Δx_{it} , deberán estar incorrelacionados con los errores de la ecuación en diferencias ($\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$)²¹². En este caso, los valores rezagados de x_{it} dos o más períodos (x_{i1}, \dots, x_{it-2}), serán variables instrumentales válidas en las ecuaciones de primera diferencia para los períodos $t = 3, 4, \dots, T$, que se añadirán a las condiciones de momentos de Δy_{it-1} (y_{i1}, \dots, y_{it-2}). Las condiciones de momentos adicionales válidas que podrán ser utilizadas como instrumentos para las ecuaciones en primeras diferencias serán $E(x_{it-s}\Delta v_{it}) = 0$ para $t = 3, \dots, T$ y $s \geq 2$ y el conjunto de condiciones de momentos disponibles que cumple la propiedad $E[Z_i'\Delta v_i] = 0$ vendrá dado por la siguiente matriz de instrumentos Z_i :

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1}, x_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, x_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}, x_{i1}, \dots, x_{it-2} \end{bmatrix}, \quad [\text{VI.16}]$$

A partir de aquí, el cálculo de los estimadores *GMM DIF* de una y dos etapas será igual que en el modelo autorregresivo univariado.

Si se considera que las series x_{it} están *predeterminadas o son débilmente exógenas*²¹³, al igual que antes, los instrumentos válidos para Δx_{it} , deberán estar incorrelacionados con los errores de la ecuación en diferencias ($\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$)²¹⁴ y, por tanto, x_{it-1} también estaría disponible como instrumento, por lo que las condiciones de ortogonalidad disponibles serían, $E(x_{it-s}\Delta v_{it}) = 0$ para $t = 3, \dots, T$ y $s \geq 1$, y la matriz de instrumentos tendría la siguiente forma:

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1}, x_{i1}, x_{i2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}, x_{i1}, \dots, x_{it-1} \end{bmatrix}, \quad [\text{VI.17}]$$

²¹¹ Es decir, $E(x_{is}v_{it}) = 0$ para $s < t$ y $E(x_{is}v_{it}) \neq 0$ con $s \geq t$, por lo que se permite que exista correlación contemporánea (de x_{it} con el error v_{it}) y correlación con errores anteriores.

²¹² v_{it} estará correlacionada con x_{it} y sus valores futuros, mientras que v_{it-1} lo estará con x_{it-1} y sus valores futuros, por lo que x_{it-2} y sus rezagos anteriores estarían incorrelacionados con v_{it} y v_{it-1} .

²¹³ $E(x_{is}v_{it}) = 0$ para $s \leq t$ y $E(x_{is}v_{it}) \neq 0$ con $s > t$, lo que significa que x_{is} sólo se verá afectada por errores pasados, pero no contemporáneos como en el caso anterior.

²¹⁴ v_{it} estará correlacionada con x_{it+1} y sus realizaciones futuras, mientras que v_{it-1} lo estará con x_{it} y realizaciones futuras, por lo que x_{it-1} y rezagos anteriores estarían incorrelacionados con v_{it} y v_{it-1} .

Finalmente, si se supone que son *estrictamente exógenas*²¹⁵, toda la serie temporal $x'_i = x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{it}$ proporcionaría instrumentos válidos en cada una de las ecuaciones de primeras diferencias. Las condiciones de momentos disponibles serán $E(x_{it-s}\Delta v_{it}) = 0$ para $t = 2, \dots, T$ y $s = 1, \dots, T$, formando la siguiente matriz de instrumentos para la ecuación en diferencias:

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1}, x_{i1}, \dots, x_{it} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, \dots, x_{it} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}, x_{i1}, \dots, x_{it} \end{bmatrix}, \quad [\text{VI.18}]$$

La estimación *GMM DIF* de una y dos etapas se realiza como en los casos anteriores. Sin embargo, diversos estudios de simulación han mostrado que estos estimadores están afectados por un considerable sesgo en muestras finitas (Blundell y Bond, 1998; Kiviet, 1995; Hsiao, Pesaran y Tahmiscioglu, 2002) provocado, en primer lugar, porque los estimadores *GMM DIF* dependen de la ausencia de correlación serial en los términos de error, sin embargo, en presencia de series temporales agregadas, a menudo se presentan este tipo de problemas, por lo que el método *GMM DIF* no permite obtener estimadores consistentes (Arellano y Bond, 1991) a menos que se imponga un número suficiente de retardos en los instrumentos (Hujer, Rodrigues y Zeiss, 2005). En segundo lugar, los estimadores *GMM DIF* suelen funcionar mal con muestras finitas y con muchas condiciones de momentos, ya que existen más probabilidades de incluir instrumentos débiles²¹⁶ que sesguen los resultados, por lo que se aconseja no utilizar el conjunto completo de rezagos como instrumentos²¹⁷. Este problema se origina sobre todo cuando el número de períodos es mayor al número de individuos²¹⁸. En tercer lugar, los estimadores *GMM DIF* presentan sesgos elevados cuando el coeficiente de la variable dependiente rezagada (*b*) está muy cercano a 1, es decir, cuando la serie es altamente persistente²¹⁹ o cercana a un proceso de la raíz unitaria,

²¹⁵ Lo que significa que están incorrelacionadas con todos los v_{it} anteriores, presentes o futuros, entonces $E(x_{is}v_{it}) = 0$ con $s = 1, \dots, T$ y $t = 1, \dots, T$.

²¹⁶ La debilidad de los instrumentos implica una baja correlación entre éstos y la variable instrumentada.

²¹⁷ Cuanto mayor es el rezago utilizado, menos informativo es el instrumento y más posibilidades hay de sesgar los resultados. Anderson y Hsiao (1982), proponen utilizar como instrumento únicamente la variable retardada en $t - 1$ o $t - 2$, dependiendo de si ésta es predeterminada o endógena. Newey y Windmeijer (2005), abordan en detalle el problema de la utilización de demasiadas condiciones de momentos en presencia de estimadores GMM «two-step».

²¹⁸ Arellano y Bond (1991), en sus estimaciones, ignoran las condiciones iniciales y_{i0} e y_{i1} y sólo utilizan condiciones de momentos para $\Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT}$.

²¹⁹ La persistencia es una medida característica de series temporales, que trata de explicar el impacto de un shock producido en un momento determinado en el comportamiento a largo plazo de la serie. Dicho de otro modo, la persistencia estudia el carácter de las fluctuaciones de una serie, la capacidad de la serie de volver a sus valores medios (reversión a la media) ante un shock. Una serie es persistente si el shock afecta indefinidamente a los valores de la serie, no volviendo a sus valores medios.

por lo que el parámetro b no puede ser identificado usando las condiciones de momentos para las ecuaciones de primeras diferencias. La explicación está, al igual que en el caso anterior, en la debilidad de los instrumentos disponibles para las ecuaciones de primeras diferencias (Nelson y Startz, 1990a y 1990b; Bound, Jaeger y Baker, 1995 o Staiger y Stock, 1997). En estos casos, las simulaciones muestran que el estimador *GMM DIF* estará fuertemente sesgado por defecto (Blundell y Bond, 1998), en particular cuando T es pequeño²²⁰.

Entre las diversas alternativas al *GMM DIF*, en el caso de modelos dinámicos de efectos fijos, se puede mencionar el «estimador de máxima verosimilitud transformado» (*maximum likelihood transformation*) (MLT), sugerido por Hsiao, Pesaran y Tahmiscioglu (2002) que soluciona el *problema del parámetro incidental*²²¹ que afectaba a los estimadores de máxima verosimilitud y obtiene estimadores consistentes. Diversos experimentos de simulación han mostrado que el estimador MLT da mejores resultados que el *GMM DIF*, especialmente en el caso de modelos en los que la variable dependiente es altamente persistente, pero sigue teniendo un fuerte sesgo en presencia de correlación serial en los residuos, errores de medida y endogeneidad en los regresores. En este caso, se puede corregir el sesgo causado por la correlación serial, incorporando términos de medias móviles (retardos en los residuos), con lo que los estimadores obtenidos serían nuevamente consistentes y eficientes en presencia de correlación serial (Hujer, Rodrigues y Zeiss, 2005).

Otra alternativa sería corregir el estimador *intra-grupo* aplicando la llamada «transformación de Kiviet» (1995) y la extensión realizada por Bruno (2005), para el caso de paneles no balanceados, pero sigue tendiendo problemas de sesgo debido a la endogeneidad de los regresores y a los posibles errores de medida en el modelo.

Pero quizás, la transformación que ha sido utilizada en mayor número de investigaciones es la sugerida por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), que obtienen un estimador a partir del *GMM DIF*, conocido con el nombre de estimador *GMM extendido o de sistema* (*GMM SYS*)²²². El *GMM SYS* combina dos conjuntos de ecuaciones, el primero estaría formado por el sistema de ecuaciones en diferencias del *GMM DIF* ($\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \lambda\Delta x_{it} + \Delta v_{it}$), utilizando como instrumentos los niveles rezagados de y_{it} y x_{it} , mientras que el segundo estaría formado por un sistema de ecuaciones en niveles ($y_{it} = by_{it-1} + \lambda x_{it} + \eta_i + v_{it}$), que permitirían añadir un conjunto de condiciones de momentos en diferencias, al anterior conjunto de condiciones de momentos en niveles. Estas

²²⁰ Este sesgo también se produce cuando la varianza del efecto fijo aumenta con relación a la varianza del término de error esférico.

²²¹ Planteado inicialmente por Neyman y Scott (1948), el problema del parámetro incidental se produce cuando se introducen muchos parámetros en un modelo de efectos fijos.

²²² Este requisito implica que debe satisfacerse el supuesto de estacionariedad respecto a la media constante sobre y_{it} y x_{it} , es decir, que los valores medios de las series de y_{it} y x_{it} , mientras se difiere entre individuos, sean constantes a lo largo del tiempo para cada individuo (Blundell y Bond, 2000). Por este motivo, el *GMM SYS* sólo es recomendable utilizarlo cuando T es muy pequeño o cuando el proceso y_{it} está cercano a una raíz unitaria, que es precisamente nuestro caso.

nuevas condiciones deben estar incorrelacionadas con los efectos individuales η_i (es decir, $E(\eta_i \Delta y_{it-1}) = 0$ y $E(\eta_i \Delta x_{it}) = 0$ para $i = 1, \dots, N$ y $t = 3, \dots, T$) para que Δy_{it-1} y Δx_{it} ²²³ sean instrumentos válidos para el conjunto de ecuaciones en niveles añadido por el *GMM SYS*. Además, la ausencia de correlación entre η_i y Δx_{it} permite que los niveles de x_{it} puedan estar correlacionados con los efectos fijos individuales η_i . Si se cumple esta condición, el conjunto de instrumentos disponibles en el caso de *GMM SYS* viene detallado en la tabla VI.3.

TABLA VI.3

INSTRUMENTOS DISPONIBLES EN ESTIMACIONES GMM SYS²²⁴

ECUACIONES EN DIFERENCIA	INSTRUMENTOS
$\Delta y_{i3} = b\Delta y_{i2} + \lambda\Delta x_{i3} + \Delta v_{i3}$	y_{i1}, x_{i1}, x_{i2}
$\Delta y_{i4} = b\Delta y_{i3} + \lambda\Delta x_{i4} + \Delta v_{i4}$	$y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}$
...	...
$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \lambda\Delta x_{it} + \Delta v_{it}$	$y_{i1}, \dots, y_{it-2}, x_{i1}, \dots, x_{it-1}$
ECUACIONES EN NIVELES	INSTRUMENTOS
$y_{i3} = by_{i2} + \lambda x_{i3} + \eta_i + v_{i3}$	$\Delta y_{i2} = y_{i2} - y_{i1}; \Delta x_{i3} = x_{i3} - x_{i2}$
$y_{i4} = by_{i3} + \lambda x_{i4} + \eta_i + v_{i4}$	$\Delta y_{i3} = y_{i3} - y_{i2}; \Delta x_{i4} = x_{i4} - x_{i3}$
...	...
$y_{it} = by_{it-1} + \lambda x_{it} + \eta_i + v_{it}$	$\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}; \Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$

Las condiciones de ortogonalidad deben cumplir los siguientes supuestos:

$$E(y_{it-s} \Delta v_{it}) = 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \text{ y } s = 2, \dots, t - 1$$

$$E(x_{it-s} \Delta v_{it}) = 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \text{ y } s = 2, \dots, t - 1$$

$$E(\Delta y_{it-1} v_{it}) = 0 \text{ para } t = 3, \dots, T$$

$$E(\Delta x_{it-1} v_{it}) = 0 \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ y } t = 2, \dots, T$$

Para comprobar si estas condiciones de momentos adicionales son válidas, se pueden realizar nuevamente distintas pruebas como el *test de Sargan* de restricciones sobreidentificadas, el *Sargan Difference Test (SDT)*²²⁵ o el *test de Hausman* comparando los esti-

²²³ Δx_{it} únicamente puede ser usado como instrumento de x_{it} si esta variable es estrictamente exógena o es predeterminada (exógena débil). Si x_{it} es endógena, entonces sólo serán válidos como instrumentos Δx_{it-1} .

²²⁴ Los instrumentos mostrados en la tabla VI.3, tanto en niveles como en diferencias, son válidos únicamente si las variables son estrictamente exógenas o predeterminadas (exógenas débiles). Si alguna de ellas es endógena, entonces sólo serán válidos como instrumentos los retardos $t - 2$ periodos.

²²⁵ Que permite determinar la validez de los instrumentos adicionales utilizados en la estimación.

madores *GMM DIF* obtenidos con los estimadores *GMM SYS*. En todo caso, el uso de retardos más allá de Δy_{it-1} y Δx_{it} es redundante, dados los momentos en niveles utilizados para el sistema de ecuaciones en diferencias (Hoeffler, 2002).

Por consiguiente, la matriz de instrumentos del estimador *GMM SYS*, considerando que las variables x_{it} son estrictamente exógenas o predeterminadas, estará formada por:

$$Z_S = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2}, \Delta x_{i3} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3}, \Delta x_{i4} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{it-1}, \Delta x_{it} \end{bmatrix}, \quad [\text{VI.19}]$$

donde Z_i es la matriz de instrumentos del *modelo en diferencias*, mientras que el resto de elementos de la diagonal principal son los instrumentos del estimador en niveles.

El conjunto completo de condiciones de momentos de segundo orden puede expresarse de la siguiente forma:

$$E(Z_S V_S) = 0, \text{ donde } V_S = (\Delta v_{i3}, \dots, \Delta v_{it}, v_{i3}, \dots, v_{it}) \quad [\text{VI.20}]$$

En presencia de variables cercanas a la raíz unitaria, los cambios pasados (representados por las *variables instrumentales en diferencias*), parecen ser mejores predictores de los niveles actuales, que los niveles pasados (representados por las *variables instrumentales en niveles*) lo son de los cambios actuales. En este sentido, los estudios de *simulación de Monte Carlo* realizados por autores como Blundell y Bond (1998), demostraron que los estimadores *GMM DIF* de una y dos etapas, en presencia de series persistentes en el parámetro autorregresivo, obtenían mayores sesgos y menor precisión que los estimadores *GMM SYS*, debido precisamente a que los niveles pasados transmiten poca información a los cambios futuros, lo que significaba que los retardos en niveles eran débiles instrumentos de las variables en diferencias²²⁶.

La presencia de autocorrelación en la perturbación aleatoria también limita el número de instrumentos en diferencia válidos a medida que esta autocorrelación afecta a más residuos, ya que alarga la correlación entre las variables explicativas y la perturbación aleatoria.

Una ventaja más que tiene el estimador *GMM SYS* frente al *GMM DIF* o a los métodos estáticos de efectos fijos *PD* o *IG*, es que no elimina completamente los efectos individuales no observados, ya que son introducidos en la estimación a través del sistema de ecuaciones en niveles que se añaden a las ecuaciones en diferencias del modelo *GMM DIF*, pu-

²²⁶ En todo caso, cuando las series utilizadas muestran alta persistencia, los estimadores *GMM SYS* también deben usarse con gran precaución.

diendo ser estimados directamente a través de variables *dummy* o indirectamente, despejándolos de la ecuación inicial.

Para finalizar, queremos insistir que una de las principales ventajas de los estimadores *GMM* aplicados sobre modelos dinámicos es que permiten evitar, con relativa sencillez, cualquier problema que pueda aparecer a la hora de estimar una determinada ecuación. Son directamente aplicables a modelos autorregresivos de más alto nivel y a modelos con errores serialmente correlacionados²²⁷.

Por otra parte, en los últimos años, han surgido nuevas críticas por parte de la economía regional y la nueva geografía económica respecto a posibles fuentes de sesgo no corregidas por los métodos econométricos mencionados. Se trata de correlaciones espaciales en los términos de error, provocadas por las interdependencias económicas entre países localizados próximos, los llamados «spillovers» geográficos, (Anselin, 1988; Rey y Montouri, 1999), donde el crecimiento de una economía puede afectar al crecimiento de otras²²⁸. Para controlar estos efectos, autores como Getis y Griffith (2002), Badinger *et al.* (2004), han «filtrado» los datos para separar el componente espacial correlacionado, a través de diversos métodos basados entre otros en el *Índice Moran I* o la *C de Geary (data driven approach)*. Otros como Rey y Montouri (1999), Fingleton (1999), Lopez-Vazo, Vayá y Artís (2004) o Arbia (2006), han optado por introducir un factor espacial en la ecuación de convergencia (*model driven approach*) que puede ser el término de error de la ecuación original (*spatial error model*) o la variable dependiente rezagada espacialmente (*spatial lag model*)²²⁹. Si bien este análisis se escapa del objetivo de la presente Tesis, se prestará atención a la posible existencia de autocorrelación en los residuos obtenidos como consecuencia de sesgo espacial.

En todo caso, antes de realizar la estimación *GMM* sobre el modelo propuesto en la presente investigación, es fundamental analizar las propiedades de las series temporales que forman parte del mismo, de forma que la matriz de instrumentos y los estimadores *GMM* elegidos sean los más adecuados.

²²⁷ Si, por ejemplo, v_{it} presenta autocorrelación de primer orden [correlación $AR(1)$ en residuos], el término de error de primeras diferencias Δv_{it} presentará correlación $AR(2)$. Como resultado, y_{it-2} ya no sería una variable instrumental válida en las ecuaciones de primera diferencia (ya que estaría correlacionada con v_{it-2} , que a su vez estará correlacionado con v_{it-1} y, por tanto, con Δv_{it}). Pero y_{it-3} y los siguientes rezagos seguirían siendo instrumentos válidos. En modelos con autocorrelación en los residuos de orden ρ , sólo se podrán usar como instrumentos $y_{it-(\rho+1)}$ y los retardos anteriores.

²²⁸ Cuando la dependencia espacial no es corregida, se producen problemas de autocorrelación en los residuos como señala Gómez de Antonio (1999). Por consiguiente será necesario realizar un *test de autocorrelación* sobre los residuos para detectar este problema y corregirlo a través de los métodos descritos previamente.

²²⁹ Ver Fingleton y Lopez-Vazo (2006) para un análisis detallado.

VI.3. ESTIMACIÓN DE PANELES DINÁMICOS APLICADOS AL ESTUDIO DE LA CONVERGENCIA ECONÓMICA

Los modelos basados en paneles dinámicos con coeficientes autorregresivos de primer orden han sido frecuentemente utilizados para analizar datos económicos (Arellano y Honoré, 2001). Las ventajas de utilizar estimadores *GMM* en estudios de crecimiento y convergencia económicos son múltiples. En primer lugar, los estimadores ya no estarán sesgados a causa de los efectos individuales no observados; además, permitirá obtener estimadores consistentes en modelos que incluyen variables endógenas entre las variables independientes y finalmente, el uso de instrumentos permite obtener estimadores consistentes incluso en presencia de errores de medida²³⁰.

Caselli, Esquivel y Lefort (1996) (CEL) introdujeron la metodología de estimación de paneles dinámicos en el estudio de la convergencia económica para corregir los problemas de endogeneidad de las variables explicativas (en particular y_{it-1} , aunque puede hacerse extensivo al resto de regresores), obteniendo como resultado un fuerte aumento de la velocidad de convergencia absoluta del 2% anual de los estudios tradicionales al 10%, sugiriendo que esta elevada tasa de convergencia estaba más asociada a versiones del modelo neoclásico con economías abiertas como la propuesta por Barro y Sala-i-Martin (2004).

Sin embargo, sus optimistas resultados fueron refutados por autores como Bond, Hoeffler y Temple (2001) debido a problemas metodológicos originados por la inclusión de instrumentos débiles que sesgaban los estimadores *GMM en diferencia*²³¹, provocados por la alta persistencia de las series temporales de la variable autorregresiva y_{it-1} ($b \approx 1$). De hecho, el estimador *GMM DIF* del coeficiente de y_{it-1} obtenido por CEL era inferior al alcanzado a través del método IG, lo que demostraba un fuerte sesgo por defecto en dichos estimadores y desbarataba la interpretación realizada por estos autores. Bond, Hoeffler y Temple sugieren la utilización del estimador *GMM SYSTEM* introducido por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), que permite explotar las restricciones estacionarias de las series, obteniendo velocidades de convergencia inferiores, al solucionar el problema de sesgo que producía el estimador *GMM DIF*.

Respecto a la aportación de autores españoles, son muy escasos los trabajos de convergencia realizados con variables instrumentales y en particular con estimadores *GMM*. Quizás el primer autor que empleó este tipo de estimadores fue de la Fuente (1998), quien hizo alusión al uso de estimadores *IV* para corregir el posible sesgo de endogeneidad en las variables explicativas de su ecuación de producción per cápita e incluyó variables ficti-

²³⁰ Para una descripción detallada del uso de estimadores *GMM* en modelos de crecimiento ver Bond, Hoeffler y Temple (2001).

²³¹ CEL parecen haber utilizado el estimador *GMM DIF two-step* (Bond, Hoeffler y Temple, 2001).

cias para controlar los efectos fijos y los efectos temporales para cinco países (España, Grecia, Portugal, Irlanda y Japón) aunque no explicaba el método utilizado ni los instrumentos elegidos para eliminar dicho problema de endogeneidad.

Álvarez, Myro y Pérez (2003), y después Delgado y Álvarez (2004), utilizan estimadores de variables instrumentales en dos etapas (*GMM DIF two-step*) para analizar la convergencia beta en eficiencia entre países europeos, tomando períodos bianuales a partir de un panel de datos que abarca el período 1980-2001. Estos autores parten de una ecuación en niveles donde los efectos individuales son considerados fijos y, por tanto, correlacionados con las variables explicativas, por lo que realizan una transformación basada en desviaciones ortogonales e instrumentan únicamente el nivel inicial de eficiencia. Sin embargo, este análisis tiene dos limitaciones importantes, la primera está relacionada con los estimadores *GMM DIF* de dos etapas utilizados, ya que, como fue comentado previamente, presentan un mayor sesgo en muestras finitas y en presencia de un gran número de instrumentos. Por otra parte, los estimadores *GMM DIF* también están afectados por un fuerte sesgo en presencia de series finitas sobreidentificadas, aplicados sobre series temporales altamente persistentes, por lo que es preferible utilizar estimadores *GMM SYS* de «una etapa», o de «dos etapas» corregidos con la corrección para muestras finitas de Windmeijer (2000, 2005). La segunda limitación de este trabajo proviene de la ecuación tradicional de convergencia utilizada para el análisis, similar a la propuesta por Sala-i-Martin²³², donde se estiman únicamente dos parámetros: el interceptor (a_i) que contiene todas las variables responsables del estado estacionario, entre las que se incluyen las variables tradicionales del modelo de *Solow* (n y s) y los efectos individuales no observados; y la pendiente (b), que permite calcular la velocidad de convergencia de todas las economías hacia su estado estacionario.

Respecto a los análisis de convergencia con estimadores *VI* o *GMM* aplicados a nivel regional o provincial español, únicamente hemos podido encontrar el trabajo de Goerlich (2000), cuyo ámbito de análisis es provincial. La ecuación utilizada por este autor considera efectos fijos individuales y temporales, aunque los primeros son eliminados realizando una transformación de primeras diferencias para eliminar los problemas de correlación con $\ln(y_{it-j})$ y posteriormente, divide cada miembro de la ecuación por el número de subperíodos en que ha dividido el período global (10 años)²³³. Para estimar su ecuación de convergencia, aplica estimadores *GMM DIF* de una y dos etapas para una periodicidad decenal, utilizando únicamente como instrumentos las variables retardadas dos períodos hacia el principio de la renta per cápita. Los discretos resultados obtenidos le llevan a pensar que estos estimadores no se comportan eficientemente en presencia de muestras finitas, por lo

²³² $\frac{\ln(e_{it}/e_{it-1})}{T} = a_i - b \ln(e_{it-1}) + u_{it}$, [VI.21]

²³³ La ecuación estimada por Goerlich (2000) es la siguiente:

$$\frac{\Delta \ln(y_{it}) - \Delta \ln(y_{it-j})}{j} = \Delta p_i = b \Delta \ln(y_{it-j}) + \frac{\Delta u_{it}}{j}, \text{ para } j = 10 \quad \text{[VI.22]}$$

que propone, sin estimarlo, la utilización de estimadores *GMM SYS*, explotando los instrumentos en diferencia desfasados un período hacia el origen. La principal crítica a este análisis es que la ecuación estimada sigue siendo demasiado general y no permite más que obtener la velocidad de convergencia al estado estacionario de cada provincia, pero sin llegar a ninguna conclusión sobre las diferencias entre estados estacionarios, ya que elimina el único efecto que los condiciona, el efecto individual fijo. Además, tampoco calcula la variación en los efectos temporales dejando este aspecto sin contestar.

Por este motivo, el objetivo del siguiente apartado será realizar un estudio exhaustivo del proceso de convergencia regional en España, dada la ausencia de trabajos al respecto, aplicando con rigor los métodos de estimación *GMM DIF* y *GMM SYS* sobre la ecuación desarrollada al principio del capítulo, partiendo de la base de datos propuesta en la presente Tesis, que abarca el período 1960-2004, de forma que puedan obtenerse estimaciones consistentes de los parámetros, no sólo de la velocidad de convergencia, sino también de las variables tradicionales responsables del estado estacionario de cada región.

VI.4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DINÁMICO DE CONVERGENCIA CONDICIONADA EN REGIONES ESPAÑOLAS

Para comenzar el estudio de convergencia condicionada de las regiones españolas, se parte de la ecuación dinámica [VI.1] descrita al principio del capítulo, para $i = 1, \dots, 17$ regiones y $t = 9$ (intervalos de 5 años)²³⁴.

$$y_{it} = a + by_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi X_{it}^j + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad [\text{VI.23}]$$

donde a es la constante del modelo, y_{it} es el logaritmo del VABcf real (en miles de pesetas de 1980) per cápita de cada región al final del cada período de 5 años, y_{it-1} es el logaritmo del VABcf real per cápita al final de ese mismo período, X_{it}^j es el vector de variables responsables del estado estacionario descritas en el modelo de Solow, formado por el logaritmo de la tasa de inversión media en ese periodo $\ln(s_{i\tau})$ y por el logaritmo de la tasa de crecimiento media de la población más una constante que representa la suma de la tasa de crecimiento de la tecnología (g) y la tasa de depreciación (δ), con un valor de 0,05²³⁵. En el modelo de Solow aumentado propuesto por MRW (1992), el vector X_{it}^j incluiría el

²³⁴ Se consideran nueve intervalos de tiempo porque no existen datos de tasa de inversión para el primer intervalo.

²³⁵ Una vez más, seguimos el enfoque habitualmente utilizado en la literatura (MRW, 1992; Islam, 1995; Bond, Hoeffler y Temple, 2001; o Badinger, Müller y Tondl, 2004 por citar algunos ejemplos). Sin embargo, esta es una suposición demasiado restrictiva que ha sido criticada por autores como Lee, Pesaran y Smith (1998).

logaritmo del nivel de capital humano de cada región, $\ln(s_{H_{it}})$, utilizando como variable *proxy* el porcentaje la población en edad de trabajar con estudios secundarios. Los efectos individuales no observados, recogidos en la expresión $\eta_i = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A_0$, capturan otros determinantes del estado estacionario de cada región que no han sido controlados por las variables pertenecientes a X_{it}^j , referidos normalmente a las diferencias regionales en el nivel inicial de tecnología o de eficiencia, que son invariantes en el tiempo. Los efectos temporales, $\rho_t = g(t - e^{-\beta\tau}(t - 1))$, capturan cambios, a lo largo del período de análisis, en la productividad total de los factores que son constantes entre regiones²³⁶.

Para controlar los efectos temporales no observados, todas las variables de la ecuación [VI.23] han sido transformadas en desviaciones respecto a las medias temporales²³⁷, evitando la necesidad de incluir *dummies temporales*, ganando así grados de libertad en la estimación. Por consiguiente, el modelo de convergencia quedaría:

$$(y_{it} - \bar{y}_t) = b(y_{it-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{j=1}^2 \varphi(X_{it}^j - \bar{X}_{it}^j) + (\eta_i - \bar{\eta}_t) + (u_{it} - \bar{u}_{it}), \quad [VI.24]^{238}$$

o expresado en forma abreviada:

$$\tilde{y}_{it} = b\tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi\tilde{X}_{it}^j + \tilde{\eta}_i + \tilde{u}_{it}, \quad [VI.25]$$

■ VI.4.1. ESTIMACIONES TRADICIONALES (MCO E IG)

En la tabla IV.4 se muestran los coeficientes obtenidos en las estimaciones *MCO* e *IG* realizadas sobre la ecuación [VI.25] para los distintos períodos analizados, con el objeto de fijar las cotas superiores e inferiores entre las que deben situarse los estimadores reales y además, poder comprobar la existencia de correlación serial en los residuos obtenidos²³⁹.

Como se puede apreciar, los residuos obtenidos en las estimaciones *MCO* presentan correlación serial de primer y segundo orden²⁴⁰, ya que no se tienen en cuenta los efectos fijos individuales no observados constantes en el tiempo, que entran dentro del término de error ($\eta_i + u_{it}$), lo que implica que los estimadores *MCO* sean ineficientes. Por otra parte, si los estimadores *MCO* fueran consistentes, debería obtenerse una correlación serial de pri-

²³⁶ Ambos efectos también pueden contener errores de medida producidos en el resto de componentes medibles de la ecuación.

²³⁷ Es decir, la media nacional de cada una de las variables para cada uno de los intervalos de tiempo considerados.

²³⁸ La constante del modelo (a), es eliminada al restarle su propio valor.

²³⁹ Los errores estándar son calculados asintóticamente robustos a la heterocedasticidad y a la autocorrelación «a la Woodridge» (Wooldridge, 2000).

²⁴⁰ El *test de autocorrelación de Arellano y Bond* (Arellano y Bond, 1991) rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos.

TABLA VI.4

ESTIMADORES MCO E IG

ESTIMADORES	MCO	IG	MCO	IG	MCO	IG
Período	1960-2004		1960-1979		1980-2004	
Observaciones	153	153	68	68	85	85
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,971 (0,021)	0,795 (0,068)	0,933 (0,033)	0,577 (0,085)	0,985 (0,020)	0,401 (0,103)
β	-0,006	-0,046	-0,014	-0,11	-0,003	-0,18
$\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$	-0,210 (0,040)	-0,255 (0,056)	-0,150 (0,057)	-0,218 (0,057)	-0,269 (0,059)	-0,561 (0,120)
$\ln(\tilde{s}_{it})$	0,034* (0,022)	0,081 (0,031)	0,050* (0,034)	0,151 (0,048)	0,020* (0,046)	0,020* (0,051)
Test F^{241} Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$m1$	-0,03 [0,98]	15,49 [0,001]	-0,06 [0,95]	11,50 [0,004]	-1,53 [0,12]	2,99 [0,10]
$m2$	-0,31 [0,75]		1,68 [0,09]		0,83 [0,40]	

* No significativo. Entre paréntesis los errores estándar y entre corchetes el p -value²⁴².

mer orden positiva, debido a los efectos fijos individuales; sin embargo, en este caso es negativa, lo que estaría demostrando su falta de consistencia y la presencia de sesgo en dichos estimadores (Bond, 2002). Respecto al método *IG*, al eliminar los efectos fijos, obtiene residuos no autocorrelacionados, al menos de primer orden²⁴³. El coeficiente de $\ln(s_{it})$ no es significativo en las distintas estimaciones *MCO*, pero sí en las estimaciones *IG*, excepto en el período 1980-2004 y con un efecto positivo sobre el estado estacionario. La velocidad de convergencia todos los casos es significativa y tiene el signo correcto. La cota superior del coeficiente real de b vendría determinada por el estimador *MCO*, mientras que la cota inferior estaría fijada por el estimador *IG*.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para la ecuación de convergencia basada en el «modelo de Solow aumentado» con el nivel de capital humano.

²⁴¹ El *Test F* de significatividad conjunta de parámetros contrastados en el modelo, muestra que todas las variables estimadas son conjuntamente significativas y pertenecen al modelo.

²⁴² El p -value informa sobre la probabilidad de rechazar correctamente la hipótesis nula de no autocorrelación.

²⁴³ El *test de Arellano y Bond* no es apropiado en modelos de datos de panel dinámicos con efectos fijos usando el método intra-grupo, ya que las variables explicativas están post-determinadas, es decir, están correlacionadas con los errores futuros. Por ese motivo se ha aplicado el *test de Wooldridge* para autocorrelación en datos de panel, que permite contrastar la existencia de correlación serial de primer orden.

TABLA VI.5

ESTIMADORES MCO E IG CON CAPITAL HUMANO

ESTIMADORES	MCO	IG	MCO	IG	MCO	IG
Período	1960-2004		1960-1979		1980-2004	
Observaciones	153	153	68	68	85	85
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,968 (0,030)	0,789 (0,064)	0,930 (0,047)	0,542 (0,087)	0,983 (0,023)	0,338 (0,115)
β	-0,006	-0,047	-0,014	-0,12	-0,0035	-0,22
$\ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$	-0,214 (0,032)	-0,259 (0,053)	-0,151 (0,050)	-0,209 (0,055)	-0,274 (0,059)	-0,520 (0,104)
$\ln(\tilde{s}_{K_{i\tau}})$	0,034* (0,022)	0,080 (0,032)	0,050* (0,034)	0,145 (0,047)	0,023* (0,048)	0,042* (0,052)
$\ln(\tilde{s}_{H_{i\tau}})$	0,005* (0,025)	0,008* (0,041)	0,002* (0,031)	0,038* (0,050)	0,008* (0,043)	-0,133 (0,069)
Test F Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
m1	0,05 [0,96]	15,14 [0,001]	-0,02 [0,98]	4,86 [0,042]	-1,52 [0,13]	4,91 [0,04]
m2	-0,28 [0,77]		1,67 [0,09]		0,83 [0,41]	

* No significativo. Entre paréntesis los errores estándar y entre corchetes el *p-value*.

Cuando se introduce el capital humano se producen muy discretas variaciones en los coeficientes obtenidos. La cota superior sigue siendo establecida por el estimador MCO y la inferior por el estimador IG. Respecto al resto de regresores, el $\ln(\tilde{s}_{K_{i\tau}})$ únicamente es significativo en los modelos IG para los subperíodos 1960 a 2004 y 1960 a 1979, mientras que el coeficiente de $\ln(\tilde{s}_{H_{i\tau}})$ es significativo en las estimación IG para el período 1980-2004. Finalmente, los coeficientes estimados de $\ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$ son significativos en todos los casos y tienen el signo correcto.

Los residuos estimados, al igual que en el caso anterior, presentan problemas de autocorrelación de primer y segundo orden en los resultados MCO, mientras que en la estimación IG no existe correlación serial de primer orden, por la eliminación en el término de error de los efectos individuales no observados.

■ VI.4.2. ESTIMACIÓN GMM DEL MODELO DINÁMICO DE CONVERGENCIA

Una vez agrupados todos los resultados posibles en las tablas [VI.6] y [VI.7], que proporcionan los intervalos superiores e inferiores entre los que deben situarse los estimadores reales, a continuación se analiza el modelo dinámico de convergencia beta condicionada entre las regiones españolas, utilizando estimadores GMM.

Como ya se señaló en los apartados anteriores, es necesario, previamente, efectuar un análisis detallado de las propiedades de las series de datos de las variables explicativas y los efectos no observables que intervienen en la ecuación que se pretende estimar, de forma que la matriz de instrumentos cumpla las condiciones de momentos $E(Z_i \Delta v_i) = 0$ para todo $i = 1, \dots, 17$, permitiendo eliminar toda fuente de sesgo.

En este sentido, en primer lugar, es preciso controlar la ausencia de correlación serial en los residuos, ya que es una de las condiciones necesarias para que se puedan encontrar instrumentos válidos. El *análisis de autocorrelación* realizado en las estimaciones MCO e IG, mostraron la presencia de autocorrelación de primer y segundo orden en los estimadores MCO, pero no en modelos donde se controlaban los efectos fijos no observados, como el IG. Las estimaciones GMM transforman el modelo de convergencia en primeras diferencias, eliminando los efectos fijos por lo que, en principio, se espera que exista autocorrelación de primer orden, pero no de segundo. En todo caso, en los análisis que serán realizados a continuación se controlará la existencia de autocorrelación en los residuos obtenidos para confirmar la validez de la matriz de variables instrumentales elegida.

En segundo lugar, se debe estudiar la posible persistencia de las variables explicativas, ya que los estimadores GMM se comportan pobremente cuando las series temporales utilizadas están cercanas a un proceso de raíz unitaria y el número de observaciones es pequeño (Bond, Hoeffler y Temple, 2001; Blundell y Bond, 1998). Diversos trabajos han demostrado que las series de renta per cápita son altamente persistentes²⁴⁴ con períodos de análisis normalmente reducidos, por lo que los estimadores *GMM DIF* deben ser utilizados con suma cautela para evitar que se produzca un fuerte sesgo por defecto en los coeficientes estimados. Los resultados obtenidos para el parámetro b en las estimaciones MCO e IG, mostrados previamente, son inferiores a la unidad ($|b| < 1$) aunque están muy próximos a este valor en estimaciones MCO, por lo que la persistencia de las series de renta podría estar causada por los efectos fijos no observados, no por los efectos temporales ya que han sido eliminados del modelo. Además, el período de tiempo disponible en el presente análisis es reducido ($T = 9$), dado que los datos han sido agrupados en subperíodos de 5 años para evitar la influencia de dinámicas cíclicas y se ha eliminado el período 1955-1959 debido a la falta de datos disponibles para la tasa de inversión. Por ese motivo, será necesario

²⁴⁴ Prada (2002) analiza la serie histórica del PIB español, comprobando que es altamente persistente en tendencia.

analizar con detalle las estimaciones *GMM DIF* y comprobar si los resultados justifican la utilización de estimadores *GMM SYS*²⁴⁵, como proponen Bond, Hoeffler y Temple (2001).

Respecto a los efectos individuales, como ya se ha comentado, son variables no observables específicas de cada economía, relacionadas con el nivel inicial de tecnología o cualquier otro factor específico, incluidos los errores de medida, que influyen en la determinación del nivel de producción per cápita del estado estacionario de cada una de ellas, añadiéndose al resto de determinantes del estado estacionario, en concreto, la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de la población²⁴⁶. En el capítulo anterior, se demostró que los efectos individuales del modelo dinámico de datos de panel estimado a nivel regional eran considerados como fijos y, por tanto, correlacionados con los regresores [$\text{cov}(x_{it}, \eta_i) \neq 0$], donde x_{it} estaría formado por $\ln(s_{it})$ y $\ln(n_{it} + g + \delta)$ ²⁴⁷, provocando sesgo en sus respectivos coeficientes estimados. Para controlar este problema, el estimador *GMM DIF* elimina los efectos individuales fijos, transformando la función de producción en niveles [VI.25], a través de los métodos *primeras diferencias* o *desviaciones ortogonales*²⁴⁸. Sin embargo, el estimador *GMM SYS* añade al sistema de ecuaciones en diferencias o en desviaciones ortogonales, un conjunto de ecuaciones en niveles (con efectos fijos), que permiten ampliar las condiciones de ortogonalidad respecto al *GMM DIF*, incluyendo instrumentos en diferencias, que se aplican a las nuevas ecuaciones introducidas. Para que los nuevos instrumentos sean válidos, considerando que el nuevo sistema de ecuaciones incluye efectos fijos, es necesario que $E(\eta_i \Delta y_{it}) = 0$ ²⁴⁹ y $E(\eta_i \Delta x_{it}) = 0$, lo que implica que los valores medios, tanto de las series de y_{it} como de x_{it} sean constantes en el tiempo para cada región. Si se cumple esta condición, se podrán utilizar los valores retardados de Δy_{it} y Δx_{it} como instrumentos, aunque los niveles de las variables x_{it} y y_{it} estuvieran correlacionados con los efectos individuales. En este caso, será preciso eliminar el sesgo en exceso que se genera, controlando nuevamente los efectos fijos a través de variables *dummy*.

Otro aspecto que es preciso considerar de forma previa a la estimación, es la potencial estacionariedad de las variables explicativas. Los valores medios de las tasas de inversión y de crecimiento de la población pueden ser considerados como estacionarios, lo cual es consistente con el modelo de Solow, pero no sucede lo mismo con las series de renta

²⁴⁵ La forma habitual de detectar la presencia de sesgo en los estimadores *GMM DIF* es comparando los coeficientes de b obtenidos por este método con los obtenidos a través de MCO e IG, ya que dan la cota superior e inferior respectivamente entre las que debe situarse el estimador consistente. Si el estimador *GMM DIF* se sitúa por debajo del estimador PD o cerca de éste, significará que estará sesgado por defecto, debido a la debilidad en los instrumentos provocada por la persistencia de las series.

²⁴⁶ No así de la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento tecnológico, ya que han sido consideradas constantes (tomando un valor de 0,05).

²⁴⁷ También por $\ln(s_{it})$ en el modelo aumentado con capital humano.

²⁴⁸ La transformación intra-grupos no es adecuada en este tipo de análisis por lo comentado en apartados previos.

²⁴⁹ Lo que significa que no puede haber correlación entre el crecimiento de la renta per cápita y los efectos fijos individuales.

per cápita, que son altamente persistentes o no estacionarias. No obstante, la transformación realizada sobre las variables del modelo para controlar los efectos temporales²⁵⁰, permite obtener crecimientos en la renta per cápita a largo plazo comunes para todas las regiones, lo cual es consistente con la consideración de crecimientos tecnológicos comunes (g) y no viola la validez de las condiciones de momentos adicionales utilizadas por el *GMM SYS*²⁵¹.

La última propiedad que es preciso analizar es la potencial endogeneidad de las variables explicativas del modelo. Como ya se demostró al principio del capítulo, y_{it-1} está correlacionada con el término de error u_{it} , es decir, es una variable predeterminada, por lo que será necesario introducir como instrumentos las realizaciones anteriores en niveles de $\Delta \tilde{y}_{it-1}$ hacia el inicio. Respecto a las variables que forman parte de x_{it} , es decir, la tasa de inversión, la tasa de crecimiento de población y la tasa de capital humano en el modelo ampliado, a pesar de que el modelo de Solow supone que estas variables son estrictamente exógenas, existe una creciente corriente teórica que afirma que algunas de ellas pueden ser potencialmente endógenas. En este sentido, la creencia de rendimientos constantes o crecientes en el capital por autores como Romer (1986) y Lucas (1988) implica que a mayores tasas de ahorro, se produce una mayor acumulación de capital físico, humano y tecnológico, provocando un aumento permanente en las tasas de crecimiento de la economía. Por otra parte, dado que la tasa de inversión es calculada a través de la ratio entre inversión y VABcf real per cápita (la variable dependiente), ésta ha sido considerada por diversos autores como una variable endógena. Bajo este supuesto, los niveles rezagados de $\Delta \ln(\xi_{it})$ dos o más períodos [$\ln(\xi_{it-1})$, ..., $\ln(\xi_{it-2})$], serían instrumentos válidos para las ecuaciones de primera diferencia.

Por lo que respecta a la tasa de crecimiento de la población, autores como Sala-i-Martin (1995), partiendo de modelos de generaciones solapadas con fertilidad endógena (Galor y Weil, 2000 o Galor, 2005), desarrollan un modelo neoclásico con población endógena, determinada por la elección de los padres sobre el tamaño de su familia, que depende de su ingreso actual. Por consiguiente, si estas decisiones provocan un aumento en la población futura, por la ley de rendimientos decrecientes, disminuirá el producto marginal del trabajo y, por tanto, del ingreso futuro de las familias (Lipsey y Kenneth, 2004). Por este motivo, la tasa de crecimiento de la población podría ser considerada como una *variable exógena débil o predeterminada*, lo que significa que estaría correlacionada con errores pasados, pero no contemporáneos, por lo que los instrumentos válidos para $\Delta \ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$ en este caso serían [$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$, ..., $\ln(\tilde{n}_{it-2} + g + \delta)$]. Esta suposición es más débil que la consideración de exogeneidad estricta y permite que los

²⁵⁰ Desviaciones respecto a la medias temporales.

²⁵¹ Blundell y Bond (2000), demuestran que no es necesario que x_{it} e y_{it} tengan medias constantes, ya que si $E(\eta_t \Delta x_{it}) = 0$ para todo t , si el proceso ha sido generado por series de renta per cápita suficientemente largas, previas al intervalo de análisis, como es el caso, entonces $E(\eta_t \Delta y_{it}) = 0$.

shocks anteriores en el VABcf real per cápita puedan afectar al crecimiento actual de la población.

Autores como Caselli *et al.* (1996), Bond *et al.* (2001) o Hoeffler (2002), asumen que estas variables explicativas son potencialmente endógenas, ya que su principal objetivo es estimar los coeficientes del modelo eliminando las posibles fuentes de sesgo. Nosotros consideraremos potencialmente predeterminadas la variable autorregresiva y la tasa de crecimiento de la población y como potencialmente endógena la tasa de inversión.

■ VI.4.2.1. Estimación del modelo de convergencia condicionada para las regiones españolas

A continuación se estima el modelo dinámico de datos de panel propuesto en la presente tesis, utilizando los métodos GMM DIF y GMM SYS. En ambos los casos se han utilizado estimadores «one-step» para evitar los posibles sesgos descritos en secciones anteriores y se han realizado estimaciones robustas a cualquier forma de heterocedasticidad y autocorrelación en los residuos utilizando la *matriz de covarianzas* propuesta por Wooldridge (2000), lo que permite obtener resultados consistentes, como demuestra el *test de restricciones sobreidentificadas de Hansen*.

El principal objetivo del presente análisis es estimar de forma consistente y con el menor sesgo posible, los parámetros de las variables explicativas (b y φ) que definen el modelo de convergencia beta condicionada entre las regiones españolas para el período 1960-2004, teniendo en cuenta que $N = 17$ y $T = 9$. Para ello, se parte de la ecuación [VI.25] que expresa, en niveles, la desviación de cada variable respecto a la media nacional en cada intervalo de tiempo, lo que elimina la influencia de los efectos temporales no observados. A continuación se elimina la influencia de los efectos fijos modificando el modelo original de niveles a un modelo en primeras diferencias.

$$(\tilde{y}_{it} - \tilde{y}_{it-1}) = b(\tilde{y}_{it-1} - \tilde{y}_{it-2}) + \sum_{j=1}^2 \varphi(\tilde{X}_{it}^j - \tilde{X}_{it-1}^j) + (\tilde{v}_{it} - \tilde{v}_{it-1}), \quad [VI.26]$$

$$\Delta \tilde{y}_{it} = b\Delta \tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi\Delta \tilde{X}_{it}^j + \Delta \tilde{v}_{it} \quad [VI.27]$$

Finalmente, se instrumentan las variables de la parte derecha de la ecuación que están correlacionadas con los residuos, usando sus valores retardados. Como ejercicio de control, se consideró que las variables responsables del estado estacionario eran exógenas, mientras que la variable autorregresiva era predeterminada (*GMM DIF 1*). Posteriormente, se contrastó el residuo obtenido con los valores presentes y futuros de ambas variables, comprobando que existía correlación entre los errores pasados y los valores presentes de $\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$, lo que demostraba su condición de variable predeterminada, mientras

que $\ln(\xi_{it})$ estaba correlacionada con los errores contemporáneos y retardados, demostrando su endogeneidad. Por ese motivo, a continuación se estimó el modelo utilizando como instrumentos \tilde{y}_{it-2} , $\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$ y $\ln(\xi_{it-2})$ y retardos hasta $t - 3$ (*GMM DIF 2*). Los resultados se presentan a continuación:

TABLA VI.6

ESTIMACIÓN GMM DIF *ONE-STEP* (Período 1960-2004)

ESTIMADORES	GMM DIF 1	GMM DIF 2
Observaciones	136	136
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,751 (0,205)	0,765 (0,102)
$\tilde{\beta}_{\text{GMM_DIF}}$	-0,057	-0,053
$\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$	-0,292 (0,072)	-0,242 (0,059)
$\ln(\xi_{it})$	0,121 (0,045)	0,119 (0,039)
$m1$	-2,50	-2,91
$m2$	-0,05	0,01
Test de Hansen (Prob > χ^2)	0,328	1,000
Test de Hausman (Prob > χ^2)		0,552
Instrumentos:	\tilde{y}_{it-2} , \tilde{y}_{it-3} $\ln(\xi_{it})$ $\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$ Total: 15	\tilde{y}_{it-2} $\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$ $\ln(\xi_{it-2})$ y retardos en $t - 3$ Total: 62

En ambas estimaciones, el *test de autocorrelación de Arellano y Bond* muestra la existencia de autocorrelación de primer orden, pero no de segundo, en los términos de error de la ecuación en diferencias, confirmándose la validez de los instrumentos propuestos. Por otra parte, el *test de Hansen* de restricciones sobreidentificadas verifica la validez de las *variables instrumentales* utilizadas, lo que significa que el conjunto de condiciones de momentos propuesta cumple la propiedad $E[Z_i' \Delta v_i] = 0$ considerando, bajo la hipótesis nula, que los instrumentos utilizados están incorrelacionados con los residuales²⁵². No obstante, a pesar de obtener resultados muy similares en los distintos coeficientes, la primera estimación muestra mayor debilidad en los instrumentos que la segunda, lo que podría ser

²⁵² Los p -valor obtenidos son superiores a 0,10, lo que significa que se acepta la hipótesis nula y los instrumentos son válidos.

una evidencia de la no exogeneidad de los regresores. El *test de Hausman* realizado entre *GMM DIF 1* y *GMM DIF 2* confirma dichos resultados.

Sin embargo, los estimadores *GMM DIF* calculados, obtienen parámetros de pendiente que se sitúan por debajo del intervalo dado por los estimadores MCO e IG, lo que estaría demostrando la existencia de un fuerte sesgo por defecto²⁵³, provocando que la velocidad de convergencia implícita en el coeficiente sesgado de *b*, fuera superior a las estimaciones tradicionales (entre 5,5% y 5,9%) algo similar a lo que le sucedía a CEL (1996), aunque en menor magnitud.

Estos resultados indican que no es correcto utilizar estimadores *GMM DIF* para el análisis de convergencia regional, por lo que, a continuación, se realizaron estimaciones *GMM SYS «one-step»*, comprobando si los resultados obtenidos eran consistentes y entraban dentro del intervalo definido por las estimaciones MCO e IG. Para ello, en primer lugar se utilizaron los mismos instrumentos que los aplicados la estimación *GMM DIF 2*, aunque sin restringir los retardos (*GMM SYS 1*) y en segundo lugar, reduciendo el número de rezagos a un período (*GMM SYS 2*) para minimizar los instrumentos estimados.

TABLA VI.7

ESTIMACIÓN GMM SYS ONE-STEP

ESTIMADORES	GMM SYS 1	GMM SYS 2
Observaciones	153	153
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,9971 (0,020)	0,9820 (0,027)
$\tilde{\beta}_{GMM_SYS}$	-0,0064	-0,0037
$\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$	-0,204 (0,032)	-0,225 (0,038)
$\ln(\tilde{s}_{it})$	0,027* (0,029)	0,035* (0,040)
<i>m1</i>	-3,10	-3,09
<i>m2</i>	-0,48	-0,49
Test de Hansen (Prob > chi ²)	1,000	1,000
Dif-Sargan (Prob > chi ²)	1,000	1,000
Instrumentos:	\tilde{y}_{it-2} $\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$ $\ln(\tilde{s}_{it-2})$ y retardos anteriores Total: 113	\tilde{y}_{it-2} $\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$ $\ln(\tilde{s}_{it-2})$ y retardos anteriores Total: 68

²⁵³ El sesgo afecta al menos al parámetro de pendiente y muy posiblemente al resto de parámetros del modelo.

Los dos resultados alcanzados son muy similares, lo que confirma la validez de la estimación *GMM SYS 2*, que minimiza la matriz de instrumentos empleada. Sin embargo, los coeficientes estimados de $\ln(y_{it-1})$ se sitúan, el primero muy próximo al valor MCO y el segundo fuera del intervalo MCO-IG, lo que demuestra la presencia de un fuerte sesgo por exceso en estos coeficientes, provocado por una correlación positiva con el término de error. La explicación de este comportamiento es que, aunque el método GMM transforma la ecuación inicial para eliminar los efectos fijos, el *GMM SYS* vuelve a introducirlos en el sistema, a través del vector de ecuaciones en niveles. Con el fin de corregir este sesgo, será necesario, por consiguiente, controlar los efectos individuales no observados, a través de variables *dummy*, lo que permitirá, además, calcular las diferencias en los estados estacionarios regionales provocadas por diferencias en la tecnología inicial²⁵⁴.

La ecuación a estimar consistiría en añadir a la ecuación [VI.27], N variables dicotómicas para controlar los efectos fijos regionales²⁵⁵.

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \eta_1 d_{1t} + \eta_2 d_{2t} + \dots + \eta_{17} d_{17t} + b\Delta\tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \phi_j \Delta\tilde{x}_{it}^j + \Delta\tilde{v}_{it} \quad [\text{VI.28}]$$

Los resultados se muestran en la tabla IV.8.

El *test de autocorrelación de Arellano y Bond* muestra la existencia de autocorrelación de primer orden, pero no de segundo orden en los términos de error, como estaba previsto, aunque en el período 1960-1979, los resultados obtenidos están próximos a una correlación serial de segundo orden²⁵⁶. El *test de Hansen* de restricciones sobreidentificadas acepta los instrumentos utilizados y el *test de diferencias de Sargan* no detecta problemas de validez en los nuevos instrumentos en diferencias para la ecuación en niveles añadida por el *GMM SYS*²⁵⁷.

Todos los parámetros de pendiente obtenidos se sitúan dentro de los intervalos establecidos por los estimadores MCO e IG (tabla VI.4) con una la velocidad de convergencia implícita que varía entre el 4% y el 10% anual. Los parámetros estimados de $\ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$ son significativos y tienen el signo correcto, mientras que los coeficientes de $\ln(\tilde{\xi}_{i\tau})$ son significativos para el período completo y para el subperíodo 1960-1979. Cabe señalar que, durante el período 1960-1979, los coeficientes de $\ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$ y $\ln(\tilde{\xi}_{i\tau})$ son muy similares y con signo contrario, como predice el modelo de convergencia contrastado alrededor del estado estacionario. Esta relación no puede observarse al realizar un análisis del período completo (1960-2004) debido a que durante el segundo subperíodo (1980-2004), la

²⁵⁴ Los efectos fijos son considerados como variables estrictamente exógenas en las estimaciones realizadas.

²⁵⁵ Ello supone estimar el modelo sin término constante para evitar problemas de multicolinealidad.

²⁵⁶ Este hecho podría estar motivado por el sesgo espacial comentado previamente.

²⁵⁷ El valor obtenido de 0,249, podría significar que los instrumentos en diferencias añadidos están afectados por problemas de debilidad. En todo caso, el *p-value* del *test de diferencias de Sargan* es superior a 0,1, por lo que son aceptados.

TABLA VI.8

ESTIMACIÓN GMM SYS ONE-STEP CON EFECTOS FIJOS

ESTIMADORES	GMM SYS 1960-2004		GMM SYS 1960-1979		GMM SYS 1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
Observaciones	153		68		85	
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,818 (0,079)	10,29	0,617 (0,083)	7,41 (0,098)	0,644	6,54
$\tilde{\beta}_{\text{GMM_SYS}}$	0,04		0,10		0,10	
$\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$	-0,269 (0,048)	-5,58	-0,27 (0,061)	-4,45	-0,400 (0,099)	-4,03
$\ln(\tilde{s}_{it})$	0,090 (0,036)	2,49	0,20 (0,064)	3,15	0,017 (0,056)	0,31*
AND	-0,049	-2,28	-0,084	-3,72	-0,089	-3,26
ARA	0,011	1,67	-0,010	-1,38	0,032	2,36
AST	-0,013	-2,18	0,044	4,93	-0,057	-4,04
BAL	0,042	2,21	0,074	4,37	0,099	3,57
CAN	-0,001	-0,06	-0,054	-1,88	-0,007	-0,27
CANT	0,015	1,88	0,020	1,97	0,033	3,3
CYL	-0,026	-3,15	-0,045	-8,75	-0,048	-3,64
CLM	-0,062	-3,08	-0,105	-6,51	-0,100	-4,9
CAT	0,040	2,25	0,057	2,95	0,075	4,35
VAL	-0,017	-2,76	-0,004	-0,48	-0,021	-1,94
EXT	-0,107	-2,74	-0,285	-7,82	-0,137	-3,76
GAL	-0,018	-1,16	-0,041	-1,91	-0,066	-3,76
MAD	0,041	2,18	0,079	4,44	0,076	5,76
MUR	-0,014	-1,12	-0,014	-1,16	-0,030	-1,39
NAV	0,060	3,27	0,126	6,4	0,094	4,89
EUS	0,050	1,99	0,144	4,89	0,058	2,43
RIO	0,049	3,01	0,096	4,79	0,086	4,49
$m1$	-3,03		-2,01		-2,75	
$m2$	-0,18		-1,54		0,87	
Test de Hansen (Prob > χ^2)	1,000		0,870		1,000	
Dif-Sargan (Prob > χ^2)	1,000		0,283		1,000	
Test F Prob > F	0,000		0,002		0,000	
Instrumentos:	\tilde{y}_{it-2}		\tilde{y}_{it-2}		\tilde{y}_{it-2}	
	$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{it-1} + g + \delta)$	
	$\ln(\tilde{s}_{it-2})$		$\ln(\tilde{s}_{it-2})$		$\ln(\tilde{s}_{it-2})$	
	y retardos 2 períodos		y retardos 2 períodos		y retardos 2 períodos	
	Total: 103		Total: 40		Total: 62	

* No significativo. El resto de valores son significativos por encima del 95%.

tasa de inversión no es significativa, por lo que los resultados obtenidos podrían conducir a conclusiones erróneas. Esto nos lleva a pensar que durante el primer subperíodo existe un fuerte proceso de convergencia beta condicionada de las distintas regiones hacia un estado estacionario todavía no alcanzado, mientras que durante el segundo período (1980-2004), las regiones posiblemente habían alcanzado su estado estacionario y la elevada velocidad de convergencia estaría reflejando efectos cíclicos que provocarían crecimientos a corto plazo hasta alcanzar de nuevo su nivel de equilibrio. De hecho, el coeficiente de determinación para el período 1980-2004, utilizando todas las variables explicativas del modelo ampliado con capital humano, fue de 0,46, pero al estimar la renta respecto a su valor retardado 5 años, eliminando el resto de variables del modelo, el R^2 disminuyó a 0,08, lo que demostraba que la renta al final del período dependía principalmente de las variables responsables de estado estacionario, en concreto la tasa de crecimiento de la población, ya que el resto de variables resultaban no significativas. Esta conclusión es compartida por la mayoría de autores españoles, aunque conviene insistir que a la vista del análisis a largo plazo realizado, seguirán estando influidas por cambios en las variables fundamentales del modelo n , g , δ y A_0 . Finalmente, respecto a los efectos fijos no observados, que estarían reflejando las diferencias en eficiencia provocadas por desigualdades regionales en dotación tecnológica, se obtienen resultados significativos en todas las regiones excepto Aragón, Canarias, Cantabria, Galicia y Murcia, para el período completo 1960-2004, Aragón, Valencia y Murcia para el subperíodo 1960-1979 y Canarias y Murcia para el subperíodo 1980-2004. Los coeficientes obtenidos siguen una distribución asintóticamente normal con media cero y varianza σ_{η}^2 ²⁵⁸, expresando desviaciones respecto a la media, de modo que las regiones con valores positivos tendrían una dotación tecnológica que les permitiría situarse en un estado estacionario superior a la media nacional, mientras que los valores negativos indicarían todo lo contrario.

Sin embargo, antes de describir los resultados regionales respecto a los coeficientes estimados de las variables *dummy*, se ha realizado el mismo ejercicio sobre el modelo ampliado con capital humano, para eliminar los posibles sesgos por este concepto que pudieran afectar a los distintos parámetros de la ecuación.

■ VI.4.2.2. Modelo aumentado con capital humano

A continuación se estima el modelo de Solow aumentado con capital humano por *GMM SYS «one-step»*, donde el $\ln(\xi_{H,t})$ es introducido como una variable explicativa más perteneciente al vector X_{it}^j . Como variable proxy del nivel de capital humano se ha utilizado el porcentaje de población en edad de trabajar con estudios secundarios y es tratada como

²⁵⁸ A partir de ahora se denotarán como datos «normalizados», aunque este término se refiere a datos con media cero y varianza uno. También nos referiremos a ellos como datos «en base cero».

TABLA VI.9

ESTIMACIÓN GMM SYS ONE-STEP CON CAPITAL HUMANO Y EFECTOS FIJOS

ESTIMADORES	GMM SYS 1960-2004		GMM SYS 1960-1979		GMM SYS 1980-2004	
	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t	VALOR	RATIO t
Observaciones	153		68		85	
$\ln(\tilde{y}_{it-1})$	0,792 (0,062)	12,76	0,597 (0,107)	5,54	0,575 (0,097)	5,94
$\tilde{\beta}_{GMM_SYS}$	0,046		0,10		0,11	
$\ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$	-0,262 (0,048)	-5,42	-0,257 (0,065)	-3,92	-0,345 (0,093)	-3,72
$\ln(\tilde{\zeta}_{K i\tau})$	0,081 (0,034)	2,40	0,233 (0,076)	3,05	-0,012 (0,039)	-0,32*
$\ln(\tilde{\zeta}_{H i\tau})$	0,008 (0,040)	0,21*	-0,024 (0,083)	-0,29*	-0,043 (0,050)	-0,87*
AND	-0,055	-3,14	-0,090	-3,30	-0,120	-4,19
ARA	0,013	2,23	-0,011	-1,17*	0,042	3,37
AST	-0,013	-2,13	0,052	3,38	-0,051	-4,14
BAL	0,048	3,19	0,069	3,04	0,119	5,03
CAN	-0,006	-0,38*	-0,065	-1,62*	-0,018	-0,80*
CANT	0,015	1,68*	0,029	1,36*	0,046	3,80
CYL	-0,026	-3,50	-0,043	-8,05	-0,044	-3,89
CLM	-0,064	-3,03	-0,118	-2,87	-0,114	-4,83
CAT	0,044	3,03	0,059	2,71	0,087	4,03
VAL	-0,016	-2,74	-0,011	-0,77*	-0,015	-1,46*
EXT	-0,114	-3,42	-0,307	-5,89	-0,172	-3,84
GAL	-0,022	-1,62*	-0,048	-1,82	-0,078	-4,20
MAD	0,042	1,98	0,094	2,01	0,084	4,15
MUR	-0,017	-1,72**	-0,017	-1,20*	-0,046	-1,95
NAV	0,063	4,09	0,140	4,92	0,111	5,23
EUS	0,055	2,58	0,159	4,27	0,072	2,53
RIO	0,053	4,01	0,107	4,26	0,095	5,34
m1	-3,08		-1,85		-2,88	
m2	-0,18		1,35		0,99	
Test de Hansen (Prob > chi ²)	1,000		0,976		1,000	
Dif-Sargan (Prob > chi ²)	1,000		0,542		1,000	
Test F Prob > F	0,000		0,002		0,000	
Instrumentos:	\tilde{y}_{it-2}		\tilde{y}_{it-2}		\tilde{y}_{it-2}	
	$\ln(\tilde{n}_{i\tau-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{i\tau-1} + g + \delta)$		$\ln(\tilde{n}_{i\tau-1} + g + \delta)$	
	$\ln(\tilde{\zeta}_{K i\tau-2})$		$\ln(\tilde{\zeta}_{K i\tau-2})$		$\ln(\tilde{\zeta}_{K i\tau-2})$	
	$\ln(\tilde{\zeta}_{H i\tau-1})$		$\ln(\tilde{\zeta}_{H i\tau-1})$		$\ln(\tilde{\zeta}_{H i\tau-1})$	
	y retardos 2 periodos		y retardos t - 2 a t - 3		y retardos hasta t - 2	
	Total: 129		Total: 37 ²⁵⁹		Total: 77	

* No significativo. ** Significativo al 90%. El resto de valores son significativos por encima del 90%.

²⁵⁹ En esta estimación se han tomado retardos para t - 2 y t - 3, por problemas de autocorrelación de segundo orden.

una variable predeterminada²⁶⁰, por lo que pueden utilizarse como instrumentos $\ln (S_{Ht\tau-1})$ y sus retardos hacia el origen. Los resultados se muestran a continuación:

El resto de valores son significativos por encima del 90%.

El *test de Hansen* de restricciones sobreidentificadas confirma la validez de los instrumentos utilizados, mientras que el *test de Arellano y Bond* muestra la existencia de correlación serial de primer orden, pero no de segundo, como se esperaba.

La inclusión del capital humano en el modelo apenas modificó los coeficientes estimados del modelo, mientras que el parámetro de $\ln (\tilde{\xi}_{Kt\tau})$ resultó no significativo en las tres estimaciones realizadas, lo que podía significar que la variable proxy utilizada no era representativa o que realmente las diferencias regionales en nivel de estudios secundarios de la población en edad de trabajar no han influido en el proceso de convergencia español. En todo caso, hemos preferido realizar el estudio de convergencia beta a partir de los resultados del modelo aumentado con capital humano, ya que los coeficientes obtenidos son los que más deberían ajustarse a la realidad.

■ VI.4.3. ESTADOS ESTACIONARIOS DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

El análisis *GMM SYS* realizado previamente ha tenido como principal objetivo obtener estimadores insesgados y consistentes de las distintas variables que influyen sobre el proceso de convergencia regional español, demostrando la importancia de los factores tradicionales y los efectos fijos en la determinación de sus estados estacionarios. A modo de comprobación, en los gráficos VI.1 se efectúa una comparación de los efectos individuales regionales estimados por *GMM SYS* en la tabla [VI.9], con los resultados obtenidos en los análisis IG-LSDV llevado a cabo en el tema anterior (tabla V.10).

Como se puede apreciar, ambos análisis son muy similares en los distintos períodos, aunque existen diferencias significativas y generalizadas durante el subperíodo 1980-2004 que afectan a la intensidad de los efectos fijos, aunque no al signo de los mismos²⁶¹. En efecto, en el último de los gráficos se puede comprobar cómo todas las regiones, excepto Cantabria experimentan una disminución en los efectos fijos estimados por *GMM SYS*, que fluctúa entre el 48% de Valencia y el 20% de Aragón. Estas fuertes variaciones justifican la utilización de los coeficientes estimados en la presente investigación.

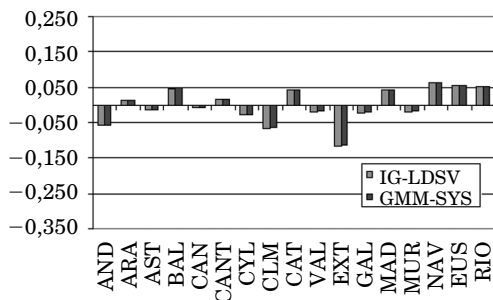
²⁶⁰ Se realizaron pruebas considerando que la variable capital humano era endógena (instrumentando a partir de $\ln (\tilde{S}_{Ht\tau-2})$), obteniéndose prácticamente idénticos resultados. También se tomó como variable *proxy* el porcentaje de población ocupada con estudios superiores a los primarios, es decir, ignorando la población analfabeta, sin estudios y con estudios primarios. Los resultados de las estimaciones fueron similares en ambos casos.

²⁶¹ En el resto de períodos, aunque de forma absoluta no se detectaron grandes diferencias, de forma relativa sí afecta al efecto fijo de ciertas regiones, como es el caso de Canarias para el período completo, que experimenta una disminución del 25%, o los casos de Valencia y Aragón para el período 1960-1979, con aumentos del 95% y el 114% respectivamente.

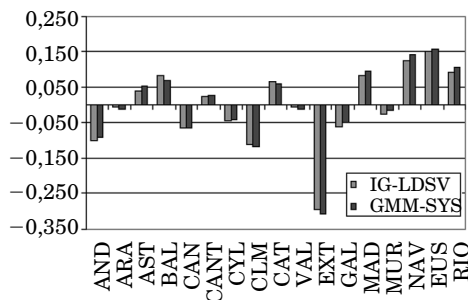
GRÁFICO VI.1

COMPARACIÓN EFECTOS FIJOS IG-LSDV Y GMM SYS

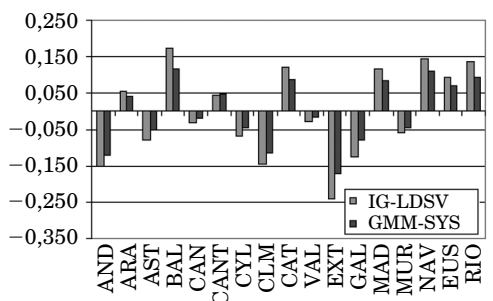
Período 1960-2004



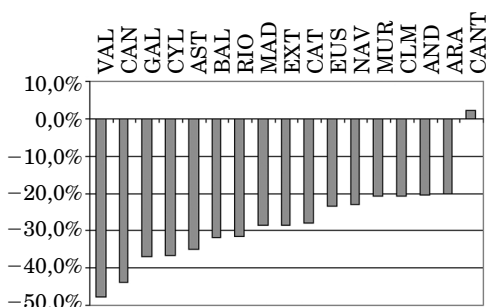
Período 1960-1979



Período 1980-2004



Período 1980-2004 (% de variación)



Otro aspecto que es necesario considerar es que prácticamente la totalidad de los trabajos sobre convergencia realizados con datos de panel, han tratado de explicar las diferencias entre los estados estacionarios de las distintas unidades económicas a partir de los efectos fijos estimados, olvidando el resto de factores tradicionales responsables de los mismos, en particular la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de la población. Sin embargo, como se refleja en las tablas [VI.8] y [VI.9], ambas variables son significativas en todos los períodos analizados (excepto la tasa de inversión durante el período 1980-2004) y tienen el signo predicho por el modelo, lo que demuestra su influencia sobre el nivel de renta per cápita de equilibrio. Por este motivo, el siguiente objetivo consistirá en calcular la contribución relativa de cada uno de los efectos significativos analizados (efectos fijos, tasas de ahorro y tasas de crecimiento de la población) al nivel de renta de equilibrio de las regiones españolas.

Ahora bien, en la determinación del estado estacionario, multitud de autores han tomado directamente los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación dinámica de convergencia [VI.26]. Sin embargo esto no es correcto, ya que muestra el proceso de acumulación de renta per cápita alrededor del estado estacionario, por lo que todos los parámetros del mismo estarán influidos por ciertos efectos temporales, en concreto $(1 - e^{-\beta\tau})$. Por consiguiente, para calcular el nivel de renta que tendrían las regiones españolas una vez alcanzado el estado estacionario, sería preciso eliminar dichos efectos de los coeficientes estimados.

Partiendo nuevamente del modelo de convergencia [VI.25] y sustituyendo el vector X_{it} por las variables que lo integran, los coeficientes b y φ por sus valores reales y mostrando la renta per cápita en términos logarítmicos, se obtiene la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{y}_{it}) = & (e^{-\beta\tau}) \ln(\tilde{y}_{it-1}) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta) + \\ & + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(\tilde{s}_{i\tau}) + \tilde{\eta}_i + \tilde{u}_{it} \end{aligned} \quad [\text{VI.29}]$$

En el modelo ampliado con capital humano, la ecuación [VI.29] quedaría:

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{y}_{it}) = & (e^{-\beta\tau}) \ln(\tilde{y}_{it-1}) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta) + \\ & + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(\tilde{s}_{K_{i\tau}}) + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(\tilde{s}_{H_{i\tau}}) + \tilde{\eta}_i + \tilde{u}_{it} \end{aligned} \quad [\text{VI.30}]$$

donde $\tilde{\eta}_i = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A_0 + \tilde{u}_{it}$ es el término de error esférico distribuido $iidN(0, \sigma_{it})$.

La ecuación [VI.30], permite determinar la velocidad de convergencia de las regiones hacia su estado estacionario y los distintos factores que influyen en el nivel de renta de equilibrio, en particular, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de inversión en capital físico, la inversión en capital humano y los efectos fijos no observados correspondientes al nivel inicial de tecnología, de modo que, a partir de parámetros estimados, se podría calcular el efecto de cada uno de ellos sobre el estado estacionario de cada región. Para ello, nos remitimos a la ecuación de producción per cápita en el estado estacionario desarrollada en el capítulo primero [I.55]:

$$\begin{aligned} \ln(y_t^*) = & \ln(A_0) + gt - \frac{\alpha + \lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(n + g + \delta) + \\ & + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_k) + \frac{\lambda}{1 - \alpha - \lambda} \ln(s_h), \end{aligned} \quad [\text{VI.31}]$$

Al comparar ambas ecuaciones, se comprueba que los distintos parámetros estimados se diferencian, precisamente, en el término temporal $(1 - e^{-\beta\tau})$, de modo que basta-

ría dividir los valores obtenidos en la estimación presentada en la tabla [VI.9] por este valor para obtener los coeficientes de la ecuación [VI.31], excepto en el caso del $\ln(A_0)$, donde se obtendría directamente su valor «normalizado» y desagregado a nivel regional. El valor gt sería el único pendiente de calcular, y representa la tasa de crecimiento a largo plazo en el estado estacionario, considerada exógena por el modelo de convergencia y, por consiguiente, constante entre regiones. Suponiendo un valor arbitrario de $g = 0,03$ y $t = 100$ y considerando que $(1 - e^{-\beta\tau}) = (1 - 0,792) = 0,208$, entonces los coeficientes de las distintas variables responsables del estado estacionario para el período conjunto (1960-2004) tomarían los siguientes valores:

TABLA VI.10

PARÁMETROS ESTIMADOS (ECUACIÓN DINÁMICA Y ESTÁTICA)

	ESTIMACIÓN GMM SYS EC. [VI.30]	PARÁMETROS DE E.E. EC. [VI.31]
$(1 - e^{-\beta\tau})$	0,208	
$\ln(n + g + \delta)$	-0,262	-1,261
$\ln(s_k)$	0,081	0.388
$\ln(s_h)$	n.s.	n.s.

n.s.: Parámetro no significativo.

Aplicando los coeficientes obtenidos a los distintos componentes de la ecuación [VI.31], se puede obtener la contribución de los distintos factores en la formación del nivel de renta per cápita de cada una de las regiones españolas a su estado estacionario²⁶² (tabla VI.11).

Se puede observar cómo existen diferencias significativas en los estados estacionarios regionales provocadas por distintas contribuciones de los efectos responsables de los mismos. Respecto a la posición relativa en el estado estacionario de las distintas CC.AA. con respecto a la media española, la región líder en renta per cápita sería Navarra, con una VABcf per cápita en términos reales del 128%, debido a una mayor dotación tecnológica que la del resto de regiones, que se vería apoyada por un menor aumento de población aunque con una menor tasa de inversión media durante el período analizado. En segundo lugar, se encontraría La Rioja, con una renta per cápita de 126%, gracias a la mayor dota-

²⁶² La contribución de la variable $\ln(n + g + \delta)$ a la formación del estado estacionario, estaría mostrando que aquellas regiones que han perdido más población tendrían valores superiores a la media nacional, mientras que las mayores ganancias de población se corresponderían con valores por debajo de la media. La tasa de inversión se interpretaría de forma similar, de modo que las regiones con menor tasa de inversión tendrían valores por debajo de la media nacional y viceversa. Finalmente, el $\ln(A_0)$, presenta desviaciones respecto a la media nacional en base cero, por lo que valores negativos corresponderían a una dotación tecnológica inferior a la media y valores positivos lo contrario.

TABLA VI.11

CONTRIBUCIÓN DE LOS FACTORES A LOS ESTADOS ESTACIONARIOS REGIONALES (Coeficientes del estado estacionario)²⁶³

	$\ln(n + g + \delta)$	$\ln(s_k)$	$\ln(A_0)$	gt	$\ln(y_t^*)$	% $\ln(y_{2004})$ ESP = 100	+ $\ln(y_t^*)$ ESP = 100
AND	3,66	-0,55	-0,26	3,00	5,84	75,91	76,42
ARA	3,72	-0,53	0,06	3,00	6,26	118,56	115,76
AST	3,72	-0,58	-0,06	3,00	6,08	98,65	96,28
BAL	3,49	-0,46	0,23	3,00	6,26	104,07	115,61
CAN	3,47	-0,46	-0,03	3,00	5,98	81,59	87,29
CANT	3,67	-0,54	0,07	3,00	6,20	118,90	109,24
CYL	3,82	-0,54	-0,13	3,00	6,15	104,48	103,86
CLM	3,80	-0,51	-0,31	3,00	5,98	78,40	87,41
CAT	3,55	-0,53	0,21	3,00	6,23	122,02	112,41
VAL	3,55	-0,48	-0,08	3,00	5,98	88,32	87,93
EXT	3,86	-0,49	-0,55	3,00	5,82	77,46	74,89
GAL	3,74	-0,57	-0,11	3,00	6,06	94,95	94,99
MAD	3,46	-0,55	0,20	3,00	6,11	112,96	99,95
MUR	3,59	-0,53	-0,08	3,00	5,97	81,27	87,09
NAV	3,62	-0,57	0,31	3,00	6,36	134,26	128,37
EUS	3,59	-0,57	0,27	3,00	6,29	137,45	118,77
RIO	3,69	-0,60	0,26	3,00	6,34	125,30	125,72
Media	3,65	-0,53	0,00	3,00	6,11	100,00	100,00

Las cinco primeras columnas muestran la contribución de los distintos factores a la formación del estado estacionario de cada región expresada en datos absolutos. La columna [% $\ln(y_{2004})$], refleja el porcentaje de renta per cápita en 2004 respecto a España (100%) y la columna [% $\ln(y_t^*)$] refleja el porcentaje de renta per cápita en el estado estacionario de cada región respecto a España (100%).

²⁶³ A las tasas medias de crecimiento de la población de cada región entre 1960 y 2004 (n) se añade ($g + \delta$) con un valor de 0,05. Posteriormente se aplican logaritmos neperianos, siendo todos ellos valores negativos y se multiplica por el valor del parámetro de población (también negativo) de la ecuación [VI.31] obtenido en la tabla [VI.10]. Por consiguiente, el valor presentado tendrá signo positivo.

En cuanto a las tasas de inversión media entre 1964 y 2004 para cada región, se toman logaritmos (obteniendo en todos los casos un valor negativo) y se multiplica por el parámetro de la ecuación [VI.31] correspondiente a la tasa de inversión de la tabla [VI.10] (con un valor positivo). En este caso, el valor resultante sería negativo.

Respecto a los efectos fijos, se calculan para cada uno de los 17 coeficientes estimados a través de variables *dummy*, dividiéndolos por $(1 - e^{-P^*})$. Los estimadores *GMM SYS* de $\ln(A_0)$ siguen una distribución asintóticamente normal, ya que en la estimación del modelo de convergencia se ha supuesto que no existe constante.

ción tecnológica al principio del período y a un menor crecimiento de población respecto a la media nacional, mientras que tasa de inversión supondría un freno. En tercera posición se situaría Euskadi, con el 119% gracias, principalmente a un mayor efecto tecnológico que compensarían el efecto negativo causado por su menor tasa de inversión y su aumento poblacional. En las últimas posiciones se encontrarían, Extremadura (con el 75% de la media nacional), Andalucía (76%), Murcia, Canarias y Castilla la Mancha, (todas ellas en torno al 87% de la media nacional), debido principalmente a su menor dotación tecnológica al principio del período, mientras que el resto de efectos varía. Así, la mayor pérdida poblacional atenuaría el efecto negativo sobre el nivel estacionario provocado por la menor eficiencia en Extremadura y Castilla la Mancha y en menor medida Andalucía, aunque en este caso la menor tasa de inversión sería otro factor que le haría perder posiciones, mientras que Murcia y Canarias se verían afectadas negativamente por el fuerte incremento de la población. Finalmente, en relación a las posiciones relativas de las CC.AA. con respecto a España en 2004, calculadas directamente a partir de la base de datos, se comprueba que son similares a las estimadas, aunque se aprecian diferencias significativas en regiones como Baleares, Castilla la Mancha, Murcia o Canarias que mejorarían su situación en el estado estacionario mientras que Euskadi, Madrid, Cantabria, Cataluña y Navarra empeorarían su situación respecto a la actual.

Dada la multitud de relaciones que se detectan a nivel regional al incorporar diversos factores en la determinación del estado estacionario, hemos creído necesario profundizar en su análisis. Por este motivo, a continuación se estudia detalladamente la influencia de cada uno de estos factores sobre el nivel de renta per cápita de equilibrio durante el período analizado.

Para ello, en primer lugar, se analiza el efecto de la *tasa de crecimiento de la población* sobre la formación de los estados estacionarios regionales. De acuerdo con el diagrama dinámico del modelo de Solow en términos per cápita presentado en el capítulo primero, las regiones con mayores tasas de crecimiento de población se situarán en una curva de depreciación por encima de las regiones con menores aumentos, lo que implica que, a igualdad del resto de factores, tendrían un nivel de renta per cápita de estado estacionario inferior y viceversa. La tabla [VI.12] muestra, en desviaciones respecto a la media nacional, el efecto de la tasa de crecimiento de la población de cada región sobre el estado estacionario. En las columnas contiguas, se refleja el crecimiento experimentado en cada uno de los períodos analizados de la población relativa de cada región como porcentaje de la población total.

Los distintos valores deducidos de la estimación *GMM SYS* demuestran que las regiones que más población han perdido en los distintos períodos, tienen un efecto positivo sobre su estado estacionario y viceversa. Otro aspecto que conviene señalar es la reducción en la dispersión de los coeficientes de población, medidos a través de la desviación típica a partir del período 1980-2004, que evidencia una disminución en las diferencias de crecimiento poblacional entre las regiones españolas.

TABLA VI.12

CONTRIBUCIÓN DE LA POBLACIÓN AL ESTADO ESTACIONARIO REGIONAL (Desviaciones respecto a la media española)

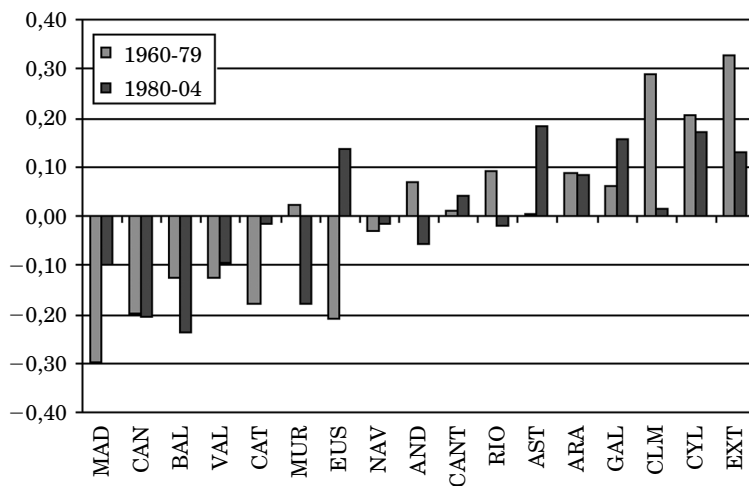
	$\ln(\bar{n}_i + g + \delta)$			CRECIMIENTO MEDIO DE LA POBLACIÓN RELATIVA (p.p.)		
	60-04	60-79	80-04	60-04	60-79	80-04
MAD	-0,19	-0,30	-0,10	5,83	4,63	1,07
CAN	-0,18	-0,20	-0,21	1,48	0,63	0,82
BAL	-0,16	-0,13	-0,24	0,72	0,23	0,48
VAL	-0,10	-0,13	-0,10	2,30	1,38	0,87
CAT	-0,10	-0,18	-0,02	3,61	3,53	0,01
MUR	-0,06	0,02	-0,18	0,32	-0,15	0,47
EUS	-0,05	-0,21	0,14	0,79	1,55	-0,78
NAV	-0,02	-0,03	-0,02	0,00	0,00	0,00
AND	0,01	0,07	-0,06	-1,63	-2,27	0,70
CANT	0,02	0,01	0,04	-0,15	-0,07	-0,08
RIO	0,04	0,09	-0,02	-0,11	-0,11	0,00
AST	0,07	0,00	0,18	-0,73	-0,20	-0,52
ARA	0,08	0,09	0,08	-0,89	-0,58	-0,30
GAL	0,09	0,06	0,16	-2,60	-1,45	-1,11
CLM	0,15	0,29	0,02	-2,63	-2,43	-0,13
CYL	0,17	0,21	0,17	-4,07	-2,85	-1,13
EXT	0,22	0,33	0,13	-2,24	-1,81	-0,37
Media	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Desv. Est.	0,12	0,17	0,13			

Para apreciar de forma más clara el comportamiento individual respecto al efecto poblacional estimado, en el gráfico IV.2 se representan, gráficamente, los resultados de la tabla [VI.12] para los dos intervalos temporales estudiados, ordenados de forma ascendente respecto al período completo 1960-2004.

Las tasas de crecimiento poblacional tienen un mayor efecto sobre las regiones durante el primer subperíodo analizado, con excepción de Murcia, Asturias, Galicia y Baleares, confirmando el resultado del análisis de dispersión realizado previamente. Los rasgos prin-

GRÁFICO VI.2

**EFFECTO DE LA TASA DE CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN
(Períodos 1960-1979 y 1980-2004)**



principales que definen la evolución de la población española durante el período 1960-1979 son, en primer lugar, un fuerte dinamismo en sus tasas de crecimiento, provocadas por el mantenimiento de elevadas tasas de natalidad, junto con una reducción en la tasa de mortalidad, que prácticamente se estabiliza a partir de 1960 y, en segundo lugar, por fuertes movimientos migratorios inter-regionales desde el interior hacia el cuadrante noreste peninsular y las islas (de Espinola, 1998). Las regiones donde la tasa de crecimiento de la población afectaría de forma más negativa sobre su estado estacionario serían Madrid, Euskadi, Cataluña, Baleares, Valencia y Canarias, mientras que las regiones que mayores estados estacionarios tendrían por esta variable serían Extremadura, Castilla la Mancha y Castilla y León, seguidas de lejos por Aragón, La Rioja y Andalucía.

Durante el período 1980-2004, se producen cambios importantes en la distribución de la población, con una desaceleración del crecimiento demográfico iniciado a partir de la década de 1970, provocada por la una fuerte disminución en la tasa de natalidad. Respecto a los movimientos migratorios, aunque el análisis realizado no lo revela, se pueden señalar dos etapas diferenciadas: la primera, de 1975 a 1986, en la que se reducen considerablemente los flujos migratorios debido a factores socio-económicos, predominando los movimientos intra-regionales frente a los inter-regionales, con una concentración hacia el sur-este peninsular, Madrid y las islas. La segunda etapa, de 1986 a la actualidad, en la que se produce un fuerte incremento de la inmigración extranjera, que se acentúa considerablemente a partir de 2000. Las regiones de destino que más negativamente se han visto

afectadas en su estado estacionario por fuertes incrementos de población, han sido: Baleares, con un aumento neto en su posiciones relativas del 28%, seguida de Canarias (23%), Murcia (18%), Valencia (9%) y Madrid (8,6%) se situaría en quinta posición. Por el lado contrario, Asturias, con una pérdida en peso relativo del 17% y Galicia (-15%), experimentan una ralentización de su tasa de crecimiento de la población a partir de 1980, aunque nuevamente en 2000 cambia su tendencia, ganando fuertemente población. Castilla y León (-16%), ha experimentado una constante pérdida de población durante todo el período, con especial fuerza en los años 1964 a 1970 y nuevamente de 1987 a 2001. Euskadi (-14%), que era la segunda región que más población había ganado hasta 1979, a partir de 1980 experimenta un proceso de ralentización en sus tasas de crecimiento, que se tornan negativas, en términos absolutos, a partir de 1985, debido no sólo a factores demográficos, por disminución de la tasa de natalidad, sino también por flujos migratorios negativos (excepto en Álava) (Picabea, 1987; Alcaide, 2004).

Para confirmar estas afirmaciones, a continuación se muestra la evolución de la población por regiones, considerando tres intervalos temporales²⁶⁴, 1955-1979, 1980-1997 y 1998-2004, como desviaciones porcentuales respecto a la media nacional, utilizando el método aplicado por de la Fuente (1999), que permite separar los movimientos migratorios de los movimientos demográficos, partiendo de la población al inicio de cada período, a la que se añade el crecimiento vegetativo (nacimientos-defunciones). Posteriormente, se comparan estos resultados con la población real suministrada por el INE en cada año para cada región, obteniendo su saldo migratorio por diferencia entre ambos datos (gráfico VI.3).

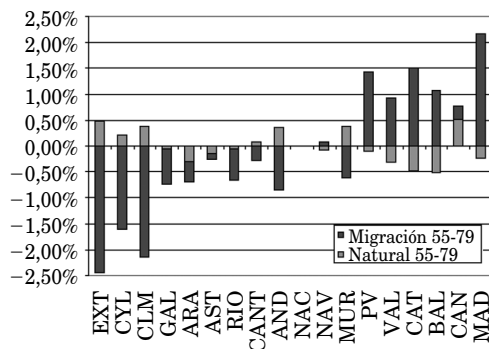
En dichos gráficos se distinguen marcadas diferencias en cada uno de los períodos respecto de la evolución de la población. En este sentido, durante el intervalo 1955-1979, la dinámica poblacional estaría protagonizada por fuertes movimientos migratorios, muy superiores a los cambios producidos en las tasas de crecimiento vegetativo, excepto en Canarias, Asturias y Navarra. Las regiones que más población pierden por migración serían Extremadura, Castilla la Mancha y Castilla y León, con una desviación respecto de la media nacional que fluctúa entre el 2,5% y el 1,5%. Por el lado contrario, Madrid, Euskadi y Cataluña son las que más población ganan, con una desviación sobre la media nacional que varía entre el 1,5 y el 2%. Estos datos coinciden en gran medida con los resultados obtenidos por la estimación realizada. Durante el período 1980-1997, los movimientos migratorios son muy reducidos prácticamente en todas las regiones españolas, exceptuando Baleares, con una desviación de 0,8% respecto de la media nacional, seguida por Murcia y Valencia, con desviaciones inferiores al 0,35%. Por el otro lado, Euskadi es la región que más población pierde, con el -0,56%. El crecimiento vegetativo también comienza a experimentar una ligera disminución durante este período, produciéndose cambios de tendencia en Extremadura, Castilla y León, Castilla la Mancha y Cantabria, que pasan a perder posiciones relativas, mientras que Euskadi y Madrid comienzan a ganarlas. Por último, durante el

²⁶⁴ En el tema cuatro, el gráfico IV.1 mostró la evolución de la población para el período completo (1955-2004).

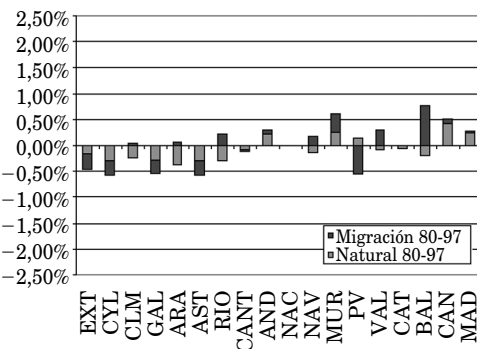
GRÁFICO VI.3

TASAS DE CRECIMIENTO NATURAL Y SALDO MIGRATORIO DE LA POBLACIÓN

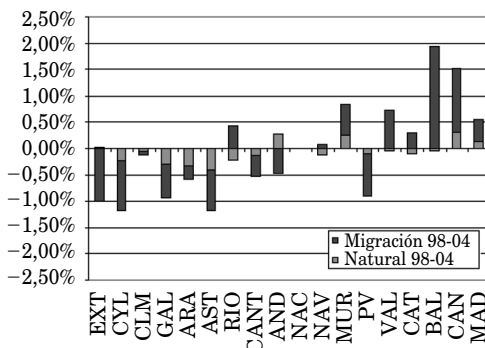
Período 1955-1979



Período 1980-1997



Período 1998-2004



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos del INE.

período 1998-2004, los movimientos migratorios vuelven a ser los más importantes, con destino a Baleares, con un aumento de casi el 2% respecto de la media nacional, seguido de Canarias y Valencia, mientras que Extremadura, Castilla y León y Euskadi experimentan saldos migratorios negativos.

En segundo lugar, se estudia la influencia de la *tasa de inversión* sobre los estados estacionarios regionales, que resultó significativa en las estimaciones GMM SYS únicamente para el período completo y el subperíodo 1960-1979. De acuerdo con el diagrama dinámico del modelo de crecimiento de Solow en términos per cápita, las regiones con mayores tasas de inversión, se situarán en una curva de ahorro a la derecha de las regiones con

menores tasas, lo que implica que, a igualdad del resto de factores, tendrán un nivel de renta per cápita de estado estacionario superior.

En la tabla [VI.13] se presentan las desviaciones respecto a la media nacional de los estados estacionarios que tendrían las distintas CC.AA. españolas si el único factor que influyera sobre los mismos fuera la tasa de inversión. Las columnas contiguas muestran la desviación de la tasa de inversión media regional para cada uno de los períodos mencionados respecto a la media nacional (μ).

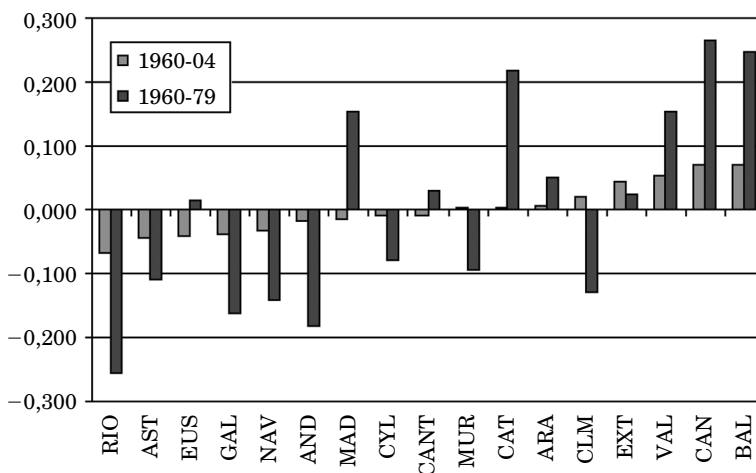
TABLA VI.13

CONTRIBUCIÓN DE LA TASA DE INVERSIÓN AL ESTADO ESTACIONARIO REGIONAL (Desviaciones respecto a la media española)

	$\ln(\bar{s}_{ki})$		$\frac{(I/y_i)}{\mu}$		
	60-04	60-79	60-04	60-79	80-04
RIO	-0,068	-0,256	94,6%	92,8%	96,0%
AST	-0,045	-0,110	96,4%	96,9%	96,0%
EUS	-0,040	0,014	96,8%	100,4%	94,0%
GAL	-0,037	-0,160	97,0%	95,5%	98,2%
NAV	-0,033	-0,142	97,4%	96,0%	98,4%
AND	-0,018	-0,183	98,6%	94,9%	101,5%
MAD	-0,015	0,152	98,8%	104,2%	94,6%
CYL	-0,008	-0,080	99,4%	97,8%	100,7%
CANT	-0,007	0,030	99,4%	100,8%	98,3%
MUR	0,002	-0,095	100,2%	97,4%	102,4%
CAT	0,004	0,219	100,3%	106,1%	95,8%
ARA	0,005	0,051	100,4%	101,4%	99,6%
CLM	0,022	-0,129	101,7%	96,4%	105,9%
EXT	0,043	0,024	103,4%	100,7%	105,6%
VAL	0,052	0,154	104,1%	104,3%	104,0%
CAN	0,071	0,264	105,6%	107,4%	104,3%
BAL	0,071	0,247	105,7%	106,9%	104,7%
Media	0,000	0,000	100%	100%	100%
Desv. Est.	0,039	0,157			

Se puede observar como las regiones con una menor tasa de inversión tendrían un menor nivel de renta per cápita de estado estacionario y viceversa. Para analizar el comportamiento individual respecto a este factor, a continuación se muestran, gráficamente, los resultados de la tabla [VI.13] ordenados de forma ascendente, según los resultados obtenidos en el período 1960-2004:

GRÁFICO VI.4
EFFECTO DE LA TASA DE INVERSIÓN SOBRE LOS ESTADOS ESTACIONARIOS REGIONALES (Períodos 1960-2004 y 1960-1979)



Se advierte una influencia de la tasa de inversión sobre los estados estacionarios regionales muy superior durante el período 1960-1979, con Canarias, Baleares, Cataluña y Madrid en la cota superior de la distribución de rentas per cápita de equilibrio, mientras que La Rioja, seguida de Andalucía, Galicia, Navarra y Castilla la Mancha ocuparían las últimas posiciones de la cota inferior. Sin embargo, al considerar el período completo, las diferencias regionales disminuyen considerablemente, debido a la falta de significatividad de esta variable durante el período 1980-2004²⁶⁵. Otro aspecto que es preciso señalar es el cambio de sentido observado en algunas regiones, como Madrid, Euskadi y Cantabria, que pasan de tener una tasa de inversión que influye positivamente durante el primer período a tener un efecto negativo cuando se analiza el período completo, lo que estaría reflejando

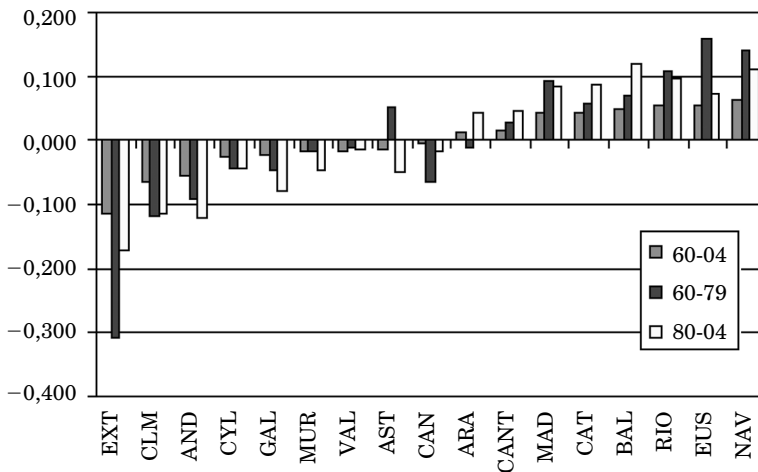
²⁶⁵ En la última columna de la tabla VI.13 se puede ver cómo no existe un patrón que relacione la tasa de inversión con el nivel de renta de las regiones, situándose Castilla la Mancha y Extremadura en las primeras posiciones, y Euskadi o Madrid en las últimas.

una fuerte pérdida en las posiciones relativas durante el segundo período, mientras que Castilla la Mancha y Murcia experimentarían el efecto contrario²⁶⁶.

En tercer lugar, se analizan las *diferencias tecnológicas al principio del período* calculadas a partir los efectos fijos regionales obtenidos a través de variables *dummy* y que representan una aproximación a la productividad total de los factores²⁶⁷. En el diagrama dinámico del modelo de Solow per cápita, la variable A_0 forma parte de la curva de ahorro ($sk^{\alpha-1}A^{1-\alpha}$), de modo que las regiones con mayores dotaciones en tecnología al principio del período tendrían un estado estacionario superior y viceversa. La representación gráfica de las diferencias regionales en estados estacionarios durante el período completo y en los dos subperíodos considerados, provocadas, únicamente, por la dotación tecnológica, se presenta a continuación (los resultados están ordenados respecto al período completo):

GRÁFICO VI.5

ESTADOS ESTACIONARIOS POR DIFERENCIAS EN DOTACIÓN TECNOLÓGICA (Desviaciones respecto a la media española)



Las regiones más eficientes y, por tanto, con un mayor nivel de renta per cápita de estado estacionario durante el período 1960-2004, serían Navarra, Euskadi y La Rioja, seguidas de Baleares, Cataluña y Madrid, mientras que las que tendrían un nivel inferior a la media serían Extremadura, seguida de lejos por Castilla la Mancha y Andalucía. Este resul-

²⁶⁶ Esta afirmación puede ser comprobada nuevamente en la última columna de la tabla VI.13.

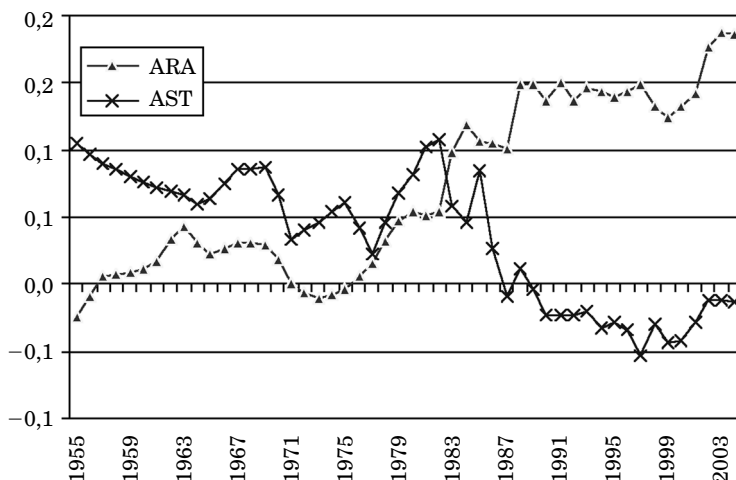
²⁶⁷ Como ya se ha mencionado en repetidas ocasiones, incluiría otros factores no observados que son estables en el tiempo, pero heterogéneos entre regiones.

tado coincide, en gran medida, con la clasificación obtenida al considerar la totalidad de los efectos responsables del estado estacionario, lo que demuestra la importancia de los efectos fijos en la determinación del estado estacionario.

Sin embargo, en los análisis temporales parciales se detectan mayores influencias del efecto tecnológico sobre los niveles de renta regionales de equilibrio, con excepción de Valencia. De este modo, durante el intervalo 1960-1979, Euskadi sería la región más eficiente seguida de Navarra, La Rioja, Madrid, Baleares y Cataluña, mientras que las regiones que se sitúan por debajo de la media serían Extremadura, con un efecto neto del -30% , seguida de lejos por Castilla la Mancha, Andalucía, Canarias, Galicia y Castilla y León. Durante el segundo período (1980-2004), los efectos fijos obtenidos presentaron una menor varianza, pero una mayor dispersión, medida a través del coeficiente de variación, lo que podría estar mostrando procesos de polarización en los extremos de la distribución. Las regiones más eficientes serían Baleares, Navarra, La Rioja, Cataluña, Madrid y Euskadi, mientras que las que peor comportamiento tendrían serían Extremadura, aunque en menor intensidad que el período anterior, Castilla la Mancha, Andalucía, Galicia, Asturias y Castilla y León. Todas las regiones mantienen el mismo signo en ambos períodos, excepto Aragón, que pasa a ser positivo a partir de 1980 y Asturias, que pasa a ser negativo. Cuando se analiza la evolución temporal en la renta per cápita de ambas regiones, se puede observar en el gráfico VI.6 cómo Asturias experimenta una pérdida de eficiencia desde principios de la década

GRÁFICO VI.6

**EVOLUCIÓN DEL VABcf REAL PER CÁPITA (ARAGÓN Y ASTURIAS)
(Desviaciones respecto a la media española)**



da de 1980 hasta principios de la década de 1990, mientras que Aragón mantiene un crecimiento sostenido desde mediados de 1970²⁶⁸.

Para finalizar el análisis del factor tecnológico, se comparan, en cada uno de los períodos analizados, los efectos fijos estimados con la renta per cápita media de las 17 CC.AA., calculada a través del logaritmo del VABcf per cápita en términos reales, obteniendo coeficientes de correlación [$\text{corr}(\ln A_0, \ln \overline{y_i^*})$] muy elevados en todos los casos, lo que da muestra de la estrecha relación entre ambas variables.

TABLA VI.14

CORRELACIÓN EFECTOS FIJOS ESTIMADOS Y $\ln(\text{VABcf PC REAL MEDIO})$

	1960-2004	1960-1979	1980-2004
Correlación	0,96	0,95	0,96

El siguiente objetivo en el análisis de los estados estacionarios regionales consistirá en comparar los resultados estimados en la tabla [VI.11] con los *estados estacionarios ficticios* que se obtendrían manteniendo constantes las distintas variables responsables del mismo. En este caso, estamos interesados en analizar la evolución de las distintas regiones, no con respecto a la media nacional, sino con respecto a una región determinada, en concreto Euskadi, por ser la región de mayor VABcf per cápita en 1960. La siguiente tabla muestra, en tantos por ciento, el nivel de renta en el estado estacionario de cada región con respecto a Euskadi, primero, teniendo en cuenta todos los efectos analizados, segundo, considerando una tasa de crecimiento de la población común a todas las regiones, tercero, manteniendo una misma tasa de inversión y cuarto, considerando que no existen diferencias en dotación tecnológica al principio del período entre regiones (tabla VI.15).

Se puede apreciar cómo las posiciones relativas regionales respecto a Euskadi varían de forma significativa según los distintos escenarios considerados. Atendiendo al estado estacionario que se forma teniendo en cuenta todos los efectos analizados (columna 2 de la tabla VI.15 y gráfico VI.7a²⁶⁹), se produce un proceso de concentración entre el nivel de renta per cápita de 1960 y el del estado estacionario, medido a través del coeficiente de variación. Todas las regiones, excepto Madrid, se acercarían al nivel de renta de Euskadi, mostrando la existencia de un proceso de convergencia regional. Sin embargo, al conside-

²⁶⁸ En el presente trabajo se ha considerado la renta por trabajador, tomando datos de población y no de empleo, debido a que la serie temporal de la población abarca todo el período de análisis, mientras que la de empleo tan sólo tiene datos desde 1964. Por consiguiente, estos resultados pueden variar significativamente de los que se obtendrían utilizando como variable el empleo.

²⁶⁹ Las regiones están ordenadas de forma creciente respecto a la renta per cápita en 1960.

TABLA VI.15

**COMPARACIÓN ENTRE EL ESTADO ESTACIONARIO REAL
Y LOS FICTICIOS (Euskadi = 100)**

	% ln (y_{EUS60}) TOTAL	% ln (y_{EUS}^*) TOTAL	% ln (y_{EUS}^*) SIN POB.	% ln (y_{EUS}^*) SIN INV.	% ln (y_{EUS}^*) SIN TEC.
EXT	32,29	63,05	48,15	58,04	142,25
AND	45,97	64,34	60,14	62,93	109,39
MUR	48,72	73,33	73,57	70,30	103,96
CAN	44,49	73,50	83,19	65,81	98,66
CLM	39,09	73,60	59,81	69,21	130,85
VAL	67,36	74,03	77,60	67,57	104,54
GAL	44,37	79,98	69,18	79,77	115,92
AST	65,82	81,07	71,54	81,47	112,76
MAD	96,92	84,16	96,35	82,07	89,56
CYL	50,93	87,45	69,82	84,68	129,33
CANT	70,71	91,98	85,29	89,05	111,39
CAT	85,69	94,65	98,87	90,59	100,01
BAL	73,93	97,35	107,67	87,14	101,00
ARA	61,79	97,47	85,53	93,16	119,22
EUS	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
RIO	70,96	105,85	96,31	108,87	106,86
NAV	76,84	108,09	104,75	107,35	103,89
Media	63,29	85,29	81,63	82,24	110,57
Desv. Est.	19,91	13,95	17,40	15,17	13,49
Coef. Var.	0,31	0,16	0,21	0,18	0,12

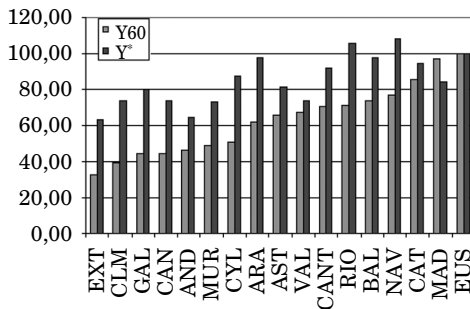
rar común la tasa de crecimiento de la población (columna 3 de la tabla VI.15 y gráfico VI.7b), el acercamiento entre la renta per cápita de 1960 y la del estado estacionario se reduce significativamente en las regiones que más población habían perdido, mientras que las regiones receptoras de población como Madrid, Cataluña, Baleares, Canarias y Valencia mejorarían su nivel de renta, acercándose al estado estacionario de Euskadi. Al mantener idénticas tasas de inversión entre las regiones españolas (columna 4 de la tabla VI.15 y gráfico VI.7c), las diferencias entre estados estacionarios apenas varían, con excepción quizás de Valencia, Canarias y Baleares, donde se produciría una cierta disminución, mientras

que, por el lado contrario, La Rioja y muy discretamente Asturias, aumentarían su nivel de renta de equilibrio. Por último, al mantener común la dotación en tecnología al principio del período (columna 5 de la tabla VI.15 y gráfico VI.7d), se producen las reducciones más significativas en las disparidades en la distribución de rentas en el estado estacionario, como se puede comprobar a través del coeficiente de variación obtenido. Nuevamente, las regiones más pobres serían las que mayores aumentos habrían experimentado, lo que significa que las diferencias tecnológicas iniciales, de forma opuesta a lo que sucede con la población, han repercutido negativamente en el proceso de convergencia entre las regiones españolas, aunque este efecto apenas actúa sobre las regiones de la cola superior de la distribución, siendo incluso contraproducente en Navarra.

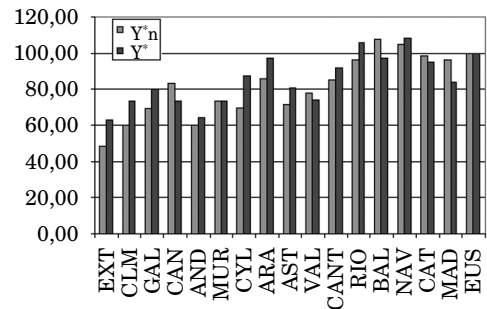
GRÁFICO VI.7.

NIVELES COMPARATIVOS DE RENTA EN EL ESTADO ESTACIONARIO

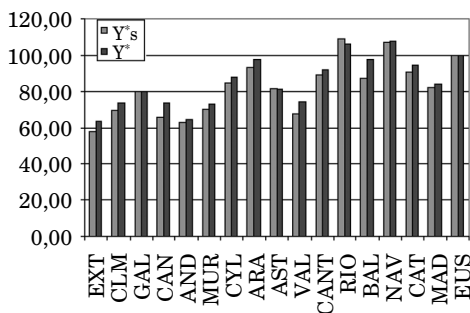
a) Efectos totales



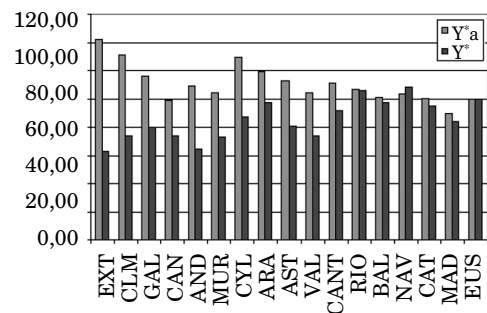
b) Sin efecto población



c) Sin efecto inversión



d) Sin efecto tecnológico



Para finalizar el análisis de los estados estacionarios regionales, a continuación se determina el proceso de *convergencia regional* comparando los cambios producidos en la renta per cápita regional en cada uno de los distintos escenarios con el valor que tenía

cada región respecto a Euskadi en 1960, lo que estaría midiendo el porcentaje de convergencia de cada una de las regiones hacia la líder. Los resultados se muestran a continuación, ordenados de forma ascendente respecto al crecimiento diferencial relativo en el estado estacionario:

TABLA VI.16

CONVERGENCIA CON EUSKADI

	TOTAL	SIN POB.		SIN INV.		SIN TEC.	
	$y^* - y_{60}$ (1)	$y_n^* - y_{60}$ (2)	(1) - (2)	$y_s^* - y_{60}$ (3)	(1) - (3)	$y_A^* - y_{60}$ (4)	(1) - (4)
MAD	-12,77	-0,58	-12,19	-14,85	2,08	-7,36	-5,41
EUS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
VAL	6,68	10,24	-3,56	0,21	6,47	37,18	-30,51
CAT	8,96	13,19	-4,23	4,91	4,06	14,33	-5,36
AST	15,25	5,72	9,53	15,66	-0,40	46,94	-31,69
AND	18,38	14,17	4,20	16,96	1,42	63,43	-45,05
CANT	21,27	14,58	6,69	18,34	2,93	40,68	-19,42
BAL	23,41	33,74	-10,32	13,20	10,21	27,07	-3,66
MUR	24,61	24,85	-0,25	21,58	3,03	55,24	-30,63
CAN	29,01	38,70	-9,69	21,32	7,69	54,18	-25,17
EXT	30,76	15,86	14,90	25,75	5,01	109,97	-79,20
NAV	31,25	27,91	3,34	30,51	0,74	27,06	4,19
CLM	34,51	20,72	13,79	30,13	4,39	91,76	-57,25
RIO	34,90	25,36	9,54	37,91	-3,02	35,90	-1,01
GAL	35,61	24,81	10,80	35,39	0,21	71,55	-35,94
ARA	35,67	23,74	11,94	31,37	4,31	57,43	-21,75
CYL	36,52	18,89	17,63	33,76	2,76	78,41	-41,89
Media V.A.			8,39		3,45		25,77

* Ambas regiones superan a Euskadi en el estado estacionario. V.A. (valores absolutos).

La primera columna muestra la diferencia de crecimiento de cada región y el crecimiento de Euskadi entre 1960 y el estado estacionario. Todas ellas, con excepción de Madrid, han convergido hacia Euskadi, siendo Castilla y León, Aragón, Galicia, La Rioja y Castilla la Mancha las que más se han acercado a la región líder, con porcentajes superiores al 34%. Al eliminar la variabilidad ocasionada por el factor poblacional, se observa cómo Ma-

drid habría tenido un estado estacionario muy similar al que tenía en 1960, próximo al de Euskadi, demostrando que este efecto sería casi el único responsable de la divergencia existente entre ambas regiones. El resto de regiones se pueden clasificar en tres grupos: el primero, formado por aquellas CC.AA. donde el factor poblacional ha actuado de forma positiva e importante en su proceso de convergencia. En este grupo estarían Aragón, Asturias, las dos Castillas, Extremadura, Galicia y La Rioja. Así, por ejemplo, Castilla y León y Extremadura habrían reducido a mitad sus diferencias con Euskadi si no hubiera sido por el factor poblacional. El segundo grupo estaría formado por Madrid y los archipiélagos, donde el factor poblacional es importante pero ha frenado su proceso de convergencia hacia la líder, mientras que el tercer grupo estaría formado por el resto de regiones donde el factor poblacional apenas ha sido relevante.

Respecto al factor inversión tiene un impacto mucho menor en el proceso de convergencia. Merece la pena destacar los casos de Baleares, Valencia y Extremadura, que hubieran reducido en menor medida sus distancias respecto a Euskadi, si la tasa de inversión hubiera sido común a todas las regiones. De hecho, Valencia, hubiera mantenido su renta relativa.

Finalmente, como puede apreciarse, el factor tecnológico, es el de mayor impacto en las dinámicas relativas. No obstante, a diferencia de la población, genera divergencia y no convergencia, es decir, si la tecnología inicial hubiera sido común a todas las regiones, las disparidades se habrían reducido mucho más, excepto en el caso de Navarra.

En definitiva, los diferenciales en el crecimiento de la población han sido la causa más importante de la reducción de las disparidades regionales una vez alcanzado el estado estacionario. Considerando que la tasa de crecimiento natural de la población ha sido más homogénea entre regiones, las migraciones interiores se convertirían en el factor fundamental de reducción de las diferencias de estados estacionarios. Por el contrario, la inversión ha desempeñado un papel mucho menor mientras que la dotación tecnológica ha sido un factor de divergencia.

VI.5. LIMITACIONES DE LOS ESTIMADORES DINÁMICOS DE EFECTOS FIJOS

Los modelos dinámicos de datos de panel que han sido estimados en el presente capítulo, al igual que los modelos utilizados por la mayor parte de la literatura de convergencia, permiten que los interceptores varíen entre los individuos, pero imponen el mismo coeficiente autorregresivo o parámetro de pendiente en todos ellos. Considerando que la velocidad de convergencia implícita en el parámetro de pendiente está en función de los

factores responsables del estado estacionario, la validez de los estimadores del *modelo dinámico de efectos fijos* dependerá, necesariamente, de los supuestos de tecnología y parámetros de convergencia comunes para todas las economías, lo que a su vez requiere que haya cambios tecnológicos, tasas de depreciación, crecimientos de población y participaciones del capital comunes entre los países (Bassanini y Scarpetta, 2001). Sin embargo, en los análisis de *convergencia beta condicionada* realizados, se ha demostrado que, al menos, el crecimiento de la población y la tasa de inversión son significativos y difieren entre economías. Por consiguiente, parece más realista permitir que los coeficientes autorregresivos varíen entre las regiones españolas (Scarpetta *et al.* 2000; Zhang y Small, 2006). Por este motivo, algunos autores como Fotheringham, Charlton y Brunsdon (1997), han aconsejado el abandono de los supuestos tradicionales, basados en estimaciones a través de *regresiones de sección cruzada* o de *datos de panel*, con parámetros de pendiente homogéneos, ya que estarían capturando únicamente comportamientos medios o representativos entre unidades espaciales (Elhorst, 2003), pero no mostrarían las diferencias en la velocidad de convergencia entre ellas (Quah, 1995, 1996b).

La consideración de homogeneidad en los parámetros de pendiente trae aparejada una serie de consecuencias en los *modelos de datos de panel dinámicos* desarrollados previamente, que es preciso tener en cuenta. En primer lugar, los estimadores de convergencia o coeficientes de pendiente y, muy posiblemente, el resto de regresores, estarán sesgados y serán inconsistentes, debido a problemas de «correlación serial» en los residuos. Este aspecto fue inicialmente introducido por Robertson y Symons (1992) y analizado en detalle por Pesaran y Smith (1995) en presencia de unidades espaciales. En segundo lugar, los citados problemas de «autocorrelación», invalidarían como instrumentos todos aquellos regresores retardados que estuvieran correlacionados con los residuos (Bond, Hoeffler y Temple 2001). Pero permitir heterogeneidad en los coeficientes de los interceptores junto con el coeficiente de pendiente para todos los individuos, también origina problemas en las series temporales cortas que se utilizan generalmente en los análisis de convergencia ($T = 9$ en nuestro caso), ya que absorbería un mayor número de grados de libertad.

En la literatura se pueden encontrar diversas soluciones para tener en cuenta la heterogeneidad del coeficiente de pendiente. Evans (1997) y Lee, Pesaran y Smith (1997) desarrollan el llamado enfoque *mean group* (MG), que consiste en estimar regresiones separadas para cada economía y, posteriormente, calcular las medias de los coeficientes específicos de cada una de ellas. Sin embargo, cada ecuación sigue teniendo la variable dependiente retardada entre las variables independientes, por lo que continua existiendo sesgo por correlación con los residuos en el estimador de esta variable y probablemente sobre el resto de variables explicativas del modelo, sobre todo en presencia de períodos de tiempo cortos, ya que este sesgo tiende a desaparecer a medida que aumenta T , afectando a los resultados sobre la velocidad de convergencia de cada economía a su estado estacionario y a los parámetros responsables del mismo. Por otro lado, cualquier valor atípico que tuvie-

ran las series de cada país o región (*outliers*) podría influir de forma importante en los coeficientes individuales estimados. A este respecto, Pesaran y Zhao (1999) proponen un estimador *MG* que corrige este sesgo.

Una segunda solución propuesta por Pesaran, Shin y Smith (1998) combinan el método *MG* con el método Pooled de datos de panel, recibiendo el nombre de «*pooled mean group*» (*PMG*). Este método permite introducir diferencias a corto plazo entre individuos en la velocidad de convergencia y en las varianzas de los residuos, pero impone homogeneidad en los coeficientes a largo plazo, lo cual es una suposición razonable, dado el acceso a tecnologías comunes y las intensas relaciones económicas entre las distintas economías que permiten la convergencia entre ellas, mientras que en el corto plazo es más difícil asumir dicha homogeneidad en las velocidades de convergencia y en los efectos específicos no observados. Bajo el supuesto de homogeneidad de las pendientes a largo plazo, los estimadores *PMG* aumentan la eficiencia y la consistencia respecto a los estimadores *mean group* (*MGE*). Sin embargo, una condición necesaria para la validez de estos estimadores es que *T* sea suficientemente largo para que pueda estimarse consistentemente cada individuo de forma separada (Pesaran, Shin y Smith, 1998). La principal ventaja de este método es que, a pesar de mantener una hipótesis de homogeneidad en la pendiente a largo plazo, permite identificar los parámetros de los factores que afectan a la velocidad de convergencia de cada economía a su estado estacionario.

Una tercera alternativa que proponemos en la presente investigación para detectar diferencias en los coeficientes de pendiente, consiste en modificar el modelo utilizado de convergencia, combinando el método *GMM SYS*, con en el método *LSDV* de datos de panel estáticos aplicado sobre los coeficientes de pendiente, introduciendo $N - 1$ variables, una para cada región para evitar problemas de colinealidad perfecta, que capten las diferencias en renta per cápita para cada período de tiempo *T*, de modo que la nueva variable creada para la región *i* recogería los valores disponibles de $\ln(y_{it-1})$ en los *T* períodos y cero en el resto de la serie.

Por consiguiente, se parte de la ecuación [VI.27]:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = b \Delta \tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi \Delta \tilde{x}_{it}^j + \Delta \tilde{v}_{it}, \quad [\text{VI.27}']$$

a la que se añaden las distintas variables ficticias que representan las diferencias en la velocidad de convergencia regional, resultando la siguiente ecuación:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = b_1 y_{it-1} + b_2 (d_{2t} y_{2t-1}) + \dots + b_{17} (d_{17t} y_{17t-1}) + b \Delta \tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi \Delta \tilde{x}_{it}^j + \Delta \tilde{v}_{it} \quad [\text{VI.32}]$$

Sin ánimo de profundizar en los resultados obtenidos al controlar la heterogeneidad en los coeficientes de pendiente, aspecto que por su extensión será tratado en futuras investigaciones, a continuación se presenta la estimación *GMM SYS-LSDV*:

TABLA VI.17

ESTIMACIÓN GMM SYS-LSDV ONE-STEP CON CAPITAL HUMANO Y HETEROGENEIDAD EN LA PENDIENTE

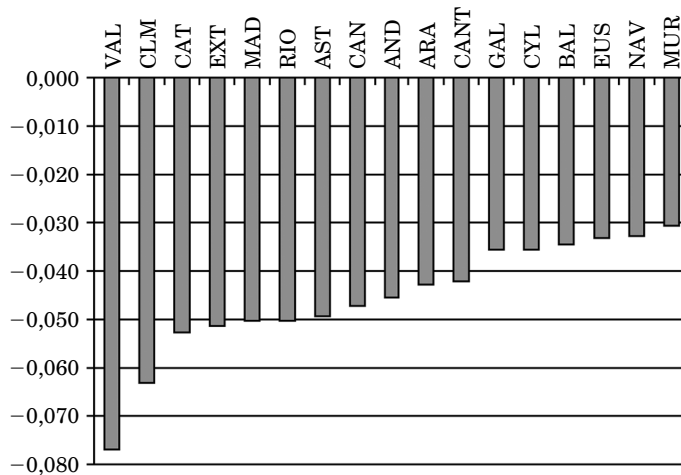
ESTIMADORES	GMM SYS (1960-2004)		
	<i>b</i> IMPLÍCITO	VALOR	$\hat{\beta}$
Observaciones		153	
$\ln (y_{it-1})$ (AND)	0,796	0,796 (0,061)	-0,045
$\ln (\tilde{n}_{i\tau} + g + \delta)$		-0,265 (0,048)	
$\ln (\tilde{s}_{ki\tau})$		0,083 (0,033)	
$\ln (\tilde{s}_{hi\tau})$		0,006* (0,038)	
<i>b</i> ARA	0,807	0,011**	-0,043
<i>b</i> AST	0,781	-0,015	-0,049
<i>b</i> BAL	0,841	0,045	-0,035
<i>b</i> CAN	0,790	-0,007*	-0,047
<i>b</i> CANT	0,810	0,013*	-0,042
<i>b</i> CYL	0,838	0,041	-0,035
<i>b</i> CLM	0,730	-0,067	-0,063
<i>b</i> CAT	0,768	-0,028	-0,053
<i>b</i> VAL	0,681	-0,116	-0,077
<i>b</i> EXT	0,773	-0,024**	-0,051
<i>b</i> GAL	0,837	0,041	-0,036
<i>b</i> MAD	0,778	-0,019	-0,050
<i>b</i> MUR	0,858	0,061	-0,031
<i>b</i> NAV	0,849	0,053	-0,033
<i>b</i> EUS	0,847	0,051	-0,033
<i>b</i> RIO	0,778	-0,019	-0,050
<i>b</i> MEDIA	0,792		-0,046
<i>m</i> 1		-3,05	
<i>m</i> 2		-0,18	
Test de Hansen (Prob > chi ²)		1,000	
Dif-Sargan (Prob >chi2)		1,000	
Instrumentos:	$\tilde{y}_{it-2}, \ln (\tilde{n}_{i\tau-1} + g + \delta), \ln (\tilde{s}_{ki\tau-2}), \ln (\tilde{s}_{hi\tau-1})$ y retardos hasta $t - 3$		
	Total: 129		

* No significativo. ** Significativo al 90%. El resto de valores son significativos por encima del 90%.

La tabla VI.17 muestra las diferencias existentes en la velocidad de convergencia de las regiones españolas entre 1960 y 2004, tomando como referencia Andalucía. Todas tendrían velocidades de convergencia significativamente diferentes de Andalucía, excepto Canarias y Cantabria, mientras que Extremadura y Aragón serían significativas al 90%. Al calcular la velocidad media, se observa su coincidencia con la obtenida en la estimación *GMM SYS*, considerando coeficientes de pendiente homogéneos, presentada en la tabla [VI.9]. Las diferencias regionales respecto a esta media fluctúan, como muestra el gráfico [VI.8] entre el 7,7% de Valencia y el 3,1% de Murcia.

GRÁFICO VI.8

VELOCIDAD DE CONVERGENCIA REGIONAL (Período 1960-2004)



Esto pone de manifiesto que una aproximación más apropiada al análisis empírico de la convergencia, requeriría estimar no solo diferencias en el estado estacionario, sino también diferencias en la velocidad de convergencia. Dadas las series disponibles, la estimación conjunta de ambos efectos reduciría en exceso los grados de libertad.

VI.6. CONCLUSIONES

Las ecuaciones utilizadas habitualmente para estimar la dinámica del proceso de convergencia, se encuadran dentro de los modelos dinámicos autorregresivos, tanto univarian-

tes (convergencia beta absoluta), como multivariantes (convergencia beta condicionada), que conllevan una serie problemas de correlación provocados por la inclusión de la variable dependiente retardada entre los regresores. Por este motivo, los métodos tradicionales basados en *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO) obtienen estimadores de las variables explicativas que estarán sesgados por exceso en presencia de efectos individuales específicos, dando el máximo sesgo por exceso en los parámetros estimados. Por otro lado, los métodos de estimación de *datos de panel estáticos de efectos fijos*, en concreto, los métodos de *Primeras Diferencias* (PD) e *Intra-grupos* (IG), obtendrán estimadores que estarán sesgados por defecto. Por consiguiente, cualquier estimador consistente e insesgado necesariamente tendrá que situarse entre los niveles obtenidos por MCO e IG²⁷⁰.

Entre las distintas alternativas existentes para obtener estimadores consistentes, en el presente capítulo se han comentado dos, los estimadores *variables instrumentales* (VI) y con mayor profundidad los estimadores *generalizados de momentos* (GMM) como un caso particular de los primeros. Los estimadores VI (o estimadores 2SLS) buscan sustituir las variables explicativas correlacionadas con la perturbación aleatoria, por un vector de variables instrumentales que, estando correlacionadas con las primeras, sean ortogonales a la perturbación. Sin embargo, este tipo de análisis tiene dos limitaciones que pueden causar ineficiencia en los estimadores 2SLS, la primera se origina cuando el término de error del modelo de primeras diferencias está correlacionado serialmente en forma de *media móvil de primer orden*. El segundo problema se produce en presencia de series persistentes, ya que cuanto más cerca de la unidad esté el coeficiente de la variable autorregresiva, menos informativas serán las variables instrumentales retardadas.

Los modelos de *datos de panel dinámicos a través de GMM* permiten controlar simultáneamente problemas de endogeneidad y de efectos individuales correlacionados y han sido utilizados para obtener estimaciones consistentes de los parámetros en una gran cantidad de aplicaciones económicas. En este sentido, existen dos alternativas de estimadores GMM DIF que son asintóticamente equivalentes, el estimador de una etapa («one-step») y el estimador de dos etapas («two-step») obtenido a partir del anterior. Aunque el estimador GMM DIF de dos etapas, por lo general, es más eficiente, sin embargo presenta una varianza sesgada en muestras finitas y en presencia de condiciones de momentos sobreidentificadas, por lo que es recomendable el uso del estimador «one-step», ya que no depende de los parámetros estimados, ni necesita estimar la matriz de ponderaciones, aunque la *transformación de Windmeijer* permite eliminar este sesgo. Sin embargo, los estimadores GMM DIF pueden estar sometidos a importantes sesgos en muestras finitas, motivados, en primer lugar, por problemas de correlación serial en los residuos, en segundo lugar por un exceso de condiciones de momentos (modelos sobreidentificados) y finalmente, cuando las series de datos empleadas están cercanas a un proceso de raíz unitaria, lo que provoca debilidad en las variables instrumentales del parámetro de convergencia.

²⁷⁰ No se toma como cota inferior el estimador PD, porque es preferible acotar al mínimo posible el intervalo formado por los sesgos superiores e inferiores.

Entre las diversas alternativas al *GMM DIF*, la sugerida por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), conocida con el nombre de estimador *GMM de sistema* (*GMM SYS*), ha sido quizás la más empleada, ya que consigue mejores resultados en presencia de series persistentes. Este estimador añade al conjunto de condiciones de momentos en niveles disponibles para las ecuaciones en primeras diferencias (el *GMM DIF*), las condiciones de momentos en diferencias disponibles para las ecuaciones en niveles. Este método tiene, además, la ventaja de no eliminar completamente los efectos individuales no observados, un aspecto de gran utilidad en los análisis de convergencia.

Los estimadores *GMM SYS* han sido utilizados en los estudios de convergencia económica por un grupo cada vez más amplio de investigadores, obteniendo resultados reveladores respecto a la velocidad de convergencia. Sin embargo, en el ámbito español existen muy escasas aportaciones al respecto, (ninguna a nivel regional y una sola a nivel provincial), lo que ha motivado la presente investigación.

Para realizar un análisis más profundo del proceso de convergencia regional en España utilizando estimadores *GMM*, de forma apriorística se consideraron las variables explicativas del modelo de convergencia con las siguientes propiedades: la tasa de inversión se supuso endógena, mientras que la renta per cápita al principio del período, la tasa de crecimiento de la población y la dotación de capital humano, fueron consideradas como débilmente exógenas o predeterminadas. Una vez establecidas estas propiedades, fue posible obtener un conjunto apropiado de condiciones de momentos que permitía eliminar todo problema de correlación con los residuos obtenidos.

En primer lugar, se transformaron todas las variables del modelo en desviaciones respecto a la media nacional para eliminar los efectos temporales no observados que podrían sesgar los resultados. A continuación, se utilizaron estimadores *GMM DIF* «one-step», ya que los estimadores «two-step» podrían estar seriamente sesgados por defecto en presencia de muestras finitas. Sin embargo, el coeficiente obtenido de la variable autorregresiva se situó fuera del intervalo de confianza dado por los estimadores *MCO* e *IG*, lo que demostraba que estos estimadores estaban fuertemente sesgados por defecto, debido, probablemente, a la alta persistencia y al carácter finito de las series de datos utilizadas.

Por ese motivo, a continuación se estimó el modelo de convergencia por el método *GMM SYS* utilizando los mismos instrumentos que en el caso anterior. Los resultados mostraron que los coeficientes de pendiente entraban dentro del intervalo *MCO-IG*, pero estaban muy cercanos al estimador *MCO*, mostrando un fuerte sesgo por exceso provocado por la inserción de ecuaciones en niveles en el sistema de ecuaciones en diferencias, lo que volvía a introducir en el modelo de convergencia los efectos fijos no observados. Para evitar este problema, se realizaron estimaciones para los distintos períodos temporales, incluyendo un vector de variables *dummy* que controlaban las desviaciones respecto a la media nacional provocadas por las diferencias tecnológicas al principio del período. Finalmente, se incluyó en el modelo la variable «capital humano», comprobando que los coeficientes se

mantenían prácticamente iguales. A partir de estos resultados, se pudo observar que, durante el período 1960-2004, existía un claro proceso de convergencia beta regional condicionada hacia estados estacionarios específicos de cada región, con un valor próximo al obtenido de la estimación *IG*, mientras que la tasa de crecimiento de la población y la tasa de inversión eran significativas y tenían el signo correcto, aunque sus valores diferían significativamente, lo que no coincidía con los planteamientos teóricos del modelo de convergencia desarrollado. A continuación, se analizó el proceso de convergencia para los intervalos temporales 1960-1979 y 1980-2004, pudiendo comprobar que durante el primer período, se produjo un fuerte acercamiento entre regiones a una velocidad de convergencia del 10% y con coeficientes de población y ahorro muy similares, que confirmaban las hipótesis de partida del modelo y obtenían una participación del capital muy próxima a la teórica. Sin embargo, durante el segundo período, aunque el coeficiente de pendiente continuaba siendo reducido (y por tanto, la velocidad de convergencia elevada), su poder de explicación a la renta al final de período era casi nula, medida a través del coeficiente de determinación, considerando un *modelo autorregresivo univariado*. Respecto a las variables responsables del estado estacionario, la tasa de inversión dejaba de ser significativa y se elevaba la contribución de la tasa de población, con un poder explicativo cercano al 40%. Estos resultados fueron interpretados como modificaciones producidas en los estados estacionarios regionales, posiblemente ya alcanzados, que provocaban crecimientos a corto plazo en la renta per cápita hasta alcanzar de nuevo el estado estacionario.

Por consiguiente, la estimación *GMM SYS* permitió obtener coeficientes insesgados y consistentes de las distintas variables que influyen sobre el proceso de convergencia regional español. Los resultados demostraron la importancia de los factores tradicionales y los efectos fijos en la determinación de los distintos estados estacionarios. Además, se pudieron apreciar diferencias significativas en ciertas regiones entre los estimadores de *efectos fijos LSDV* y *GMM-SYS*, que justificaban la utilización de los segundos, ya que supuestamente habrían controlado todas las fuentes de sesgo que afectan a los coeficientes estimados del modelo de convergencia.

En la determinación del estado estacionario, prácticamente la totalidad de los trabajos sobre convergencia realizados con datos de panel han tratado de explicar las diferencias entre las distintas unidades económicas a partir de los efectos fijos estimados, olvidando el resto de factores tradicionales responsables del mismo, que han sido considerados heterogéneos entre regiones, en concreto la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de la población (la tasa de crecimiento de la tecnología y la tasa de depreciación fueron consideradas constantes iguales para todas las regiones)²⁷¹.

Ahora bien, para calcular el nivel de renta que tendrían las regiones españolas una vez alcanzado el estado estacionario era preciso eliminar el efecto dinámico de los coeficientes estimados a partir del modelo de convergencia en los alrededores del estado esta-

²⁷¹ En futuras investigaciones, se tendrán en cuenta diferencias regionales en ambas variables.

cionario por *GMM SYS*. Una vez calculados los coeficientes del *modelo estático*, se comprobó que la región líder en renta per cápita en el estado estacionario sería Navarra, con una producción per cápita que superaba en casi un 30% a la media nacional, seguida de La Rioja y Euskadi. En las últimas posiciones se encontrarían Extremadura, Andalucía, Murcia, Canarias y Castilla la Mancha.

Respecto a los efectos de los distintos factores responsables del estado estacionario, en primer lugar se analizó la tasa de crecimiento de la población, comprobándose que las regiones con mayores aumentos demográficos tendrían un nivel de renta per cápita de estado estacionario inferior y viceversa. De ese modo, Madrid, Canarias y Baleares fueron las más afectadas de forma negativa, debido a un mayor aumento de población, mientras que Extremadura, las dos Castillas y Galicia fueron las más beneficiadas por los motivos opuestos. Los movimientos migratorios serían la causa principal que definiría la variable poblacional, sobre todo hasta 1970. A partir de ese momento, se produce una desaceleración del crecimiento demográfico hasta 2000, en que vuelve a producirse un fuerte incremento de los movimientos migratorios en sentido contrario procedente del norte de África, América Latina y Extremo Oriente por motivos económicos y del norte de Europa por motivos residenciales.

En segundo lugar, se estudió la influencia de la tasa de inversión, comprobando que las regiones que más habían invertido en relación con PIB, tenían una mayor producción per cápita de equilibrio, aunque este patrón no se observa a partir de 1980. La contribución de esta variable al estado estacionario considerando el período completo de análisis fue relativamente pequeña, lo que demostraba que la acumulación de capital no había sido un factor tan importante en la determinación del estado estacionario. Esta afirmación se confirma al comparar los estados estacionarios, teniendo en cuenta todos los efectos, con aquéllos que se obtendrían eliminado el efecto de la inversión. Sin embargo, durante el período 1960-1979, la tasa de inversión influyó significativamente en la mayoría de regiones, afectando positivamente al estado estacionario de Canarias, Baleares, Cataluña y Madrid, y negativamente al de La Rioja, Andalucía, Galicia, Navarra y Castilla la Mancha.

En tercer lugar, se analizaron las diferencias tecnológicas al principio del período, de modo que las regiones más eficientes accederían a un estado estacionario superior y viceversa. En el análisis realizado, Extremadura, Castilla la Mancha y Andalucía resultaron ser las regiones menos eficientes, afectando negativamente a su estado estacionario, mientras que Navarra, Euskadi y La Rioja fueron las que mayor dotación tecnológica tuvieron, permitiéndoles aumentar su nivel de renta de equilibrio. Nuevamente, al descomponer el período global en los distintos subperíodos, se encontraron mayores efectos sobre los estados estacionarios regionales. Por último, se comprobó que este efecto estaba altamente correlacionado con el nivel de renta real de las regiones, lo que situaría a las diferencias tecnológicas al principio del período, como el factor diferencial más importante en la determinación de los estados estacionarios regionales.

A continuación, se consideraron cuatro escenarios distintos en la determinación del estado estacionario, comparando, en cada uno de ellos, la posición relativa de cada región con respecto a Euskadi, la región líder en 1960. De este modo, en el primer escenario se tuvieron en cuenta todos los factores determinantes del estado estacionario, comprobando que prácticamente todas las regiones habían convergido con Euskadi, excepto La Rioja y Navarra, que la habrían superado, mientras que Madrid sería la única región que se alejaba por debajo. En el segundo escenario, se consideró constante el crecimiento de la población, encontrándose que las regiones emisoras de población habrían tenido un estado estacionario inferior (Extremadura, las dos Castillas, Aragón) y que las receptoras habrían tenido un nivel de renta de equilibrio superior (Madrid, que prácticamente se igualaría con Euskadi, seguida de Baleares y Canarias). El tercer escenario mantiene constante la tasa de inversión, demostrándose que las posiciones relativas respecto a Euskadi habrían disminuido en la mayoría de los casos, con Valencia, Cataluña y Baleares entre los más significativos, mientras que únicamente La Rioja y Asturias habrían aumentado su convergencia. En el cuarto escenario, se elimina el efecto de la dotación tecnológica al principio del período, obteniéndose resultados muy diferentes a los anteriores, lo que situaría a este factor como el más importante en el proceso de convergencia regional, afectando con mayor intensidad a las regiones más pobres. De hecho, Extremadura sería la región española que mayor convergencia experimentaría en este escenario.

En la última sección del capítulo, se comenta una de las limitaciones del enfoque *GMM* más importantes en el estudio de la convergencia económica, relacionada con la imposición de homogeneidad en el coeficiente autorregresivo, mientras que se permite heterogeneidad en los interceptores, lo que podría provocar no sólo sesgo en los estimadores de convergencia, sino también invalidar ciertos instrumentos por problemas de correlación serial en los residuos. Diversos autores han tratado tener en cuenta la heterogeneidad en el coeficiente de pendiente, aplicando métodos como el «Mean Group» o el «Pooled Mean Group», sin embargo, nosotros hemos preferido proponer una alternativa basada en los métodos *GMM SYS* y *LSDV* de datos de panel estáticos, que permite detectar dicha heterogeneidad creando variables *dummy* regionales que controlan la evolución individual en la renta per cápita. Los resultados, sin ser exhaustivos, muestran la presencia de diferencias significativas en las velocidades de convergencia de cada región hacia su propio estado estacionario, con Valencia a la cabeza y Murcia en última posición. La determinación de las causas que provocan dichas diferencias será dejada para futuras investigaciones.

APÉNDICE VI.1. AUTOCORRELACIÓN EN LOS RESIDUOS

Uno de los supuestos de partida en los modelos clásicos de regresión lineal establece que el vector de perturbaciones debe seguir una distribución según un vector normal esférico, es decir, $E(u_{it}) = 0$, $E(u_{it}^2) = \sigma^2$, $E(u_{it}u_{it-s}) = 0$, $\forall s \neq 0$.

No obstante, el cumplimiento de la hipótesis de covarianzas nulas en los residuos es difícil que se dé en la práctica, debido a problemas de especificación formal del modelo o a la omisión de variables relevantes que entrarían a formar parte del término de error. La presencia de autocorrelación en los residuos afectará a la eficiencia de los estimadores MCO, puesto que ya no tendrán varianza mínima, aunque siguen siendo consistentes e insesgados, a menos que el signo de la correlación no sea el esperado. Este problema afecta además a las variables instrumentales, ya que los retardos de y_{it-1} no serán instrumentos válidos al estar correlacionados con los retardos de u_{it} y, en modelos en diferencias, afectará también a los retardos de y_{it-2} , por estar correlacionados con u_{it-1} , que forma parte del término de error en diferencias Δu_{it} .

Existen varios métodos para detectar la existencia de correlación serial en los residuos, tanto gráficos como de contrastes de hipótesis. Gráficamente, se suelen utilizar correlogramas que representan los residuos respecto al tiempo o a los residuos rezagados para comprobar si existe un comportamiento significativo y sistemático en los mismos.

Respecto a los contrastes de hipótesis, en general, los distintos métodos tratan de estimar si las realizaciones de los residuos están correlacionadas, es decir si $\text{cov}(i_{it}u_{it-s}) \neq 0$ $\forall s \neq 0$. Una de las pruebas más utilizadas ha sido el *test d de Durbin-Watson* (DW), que permite contrastar si los residuos estimados están autocorrelacionados según un esquema $AR(1)$, es decir, $u_{it} = \theta u_{it-1} + \varepsilon_{it}$, donde el nuevo término de error (ε_{it}) que cumple los supuestos de esfericidad $iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ²⁷². Sin embargo, la *prueba de DW* tiene una serie de limitaciones que desaconsejan su utilización. Entre otras, se pueden citar: que únicamente detecta problemas de autocorrelación en los residuos que están generados por procesos autorregresivos de orden uno; que presenta zonas de incertidumbre donde no se puede llegar a ninguna conclusión; y, quizás la más importante, que para su correcta interpretación es necesario que el modelo contenga regresores exclusivamente no aleatorios o deterministas, por lo que no pueden ser aplicados en modelos dinámicos, donde uno de los regresores es algún retardo de la variable dependiente.

²⁷² En la *prueba DW*, la hipótesis nula sostiene que no existe autocorrelación $AR(1)$, por tanto $\theta = 0$. La hipótesis alternativa sostiene que $\theta \neq 0$. El estadístico DW obtiene valores comprendidos entre cero y 4. Valores próximos a dos, permiten aceptar H_0 . Valores cercanos a cero demostrarían la existencia de autocorrelación positiva y valores cercanos a cuatro, autocorrelación negativa. En ambos casos, por tanto, se rechaza H_0 , lo que significa aceptar la existencia de autocorrelación de tipo $AR(1)$.

Por estos motivos, se han desarrollado contrastes alternativos que tratan de solventar estas limitaciones. La *prueba h de Durbin* (Durbin, 1970) es consistente en modelos dinámicos pero sigue estando limitada a *modelos MA(1)*; el *test Breusch-Godfrey* (Breusch y Godfrey, 1978) permite detectar problemas de autocorrelación en modelos con residuos de orden superior a uno ($u_{it} = \theta_1 u_{it-1} + \theta_2 u_{it-2} + \dots + \theta_p u_{it-p} + \varepsilon_{it}$), por lo que puede ser aplicado a modelos *ARMA* (p, q)²⁷³; o el «*test Q de Box-Pierce*» (Box y Pierce, 1970), revisado posteriormente por Ljung-Box (1976) que se basa en los cuadrados de los primeros coeficientes de autocorrelación de los residuos. Arellano y Bond (1991) sugieren varios contrastes para comprobar la ausencia de autocorrelación en la perturbación aleatoria. El primero es el *test de autocorrelación Arellano y Bond* (AB)²⁷⁴, que fue específicamente propuesto para modelos lineales de datos de panel dinámicos a través de estimadores *GMM*, aunque también pueden ser aplicados en estimaciones *2SLS* y *MCO*. Dado que las regresiones *GMM* de Arellano y Bond (1991) se estiman en primeras diferencias, se presupone que existe autocorrelación negativa *AR(1)*²⁷⁵. Por ese motivo, el test de Arellano y Bond tiene como hipótesis nula la ausencia de correlación serial de segundo orden *AR(2)* en los residuales del modelo de primeras diferencias (es decir, $E(\Delta u_{it} \Delta u_{it-2}) = 0$) para detectar si existe autocorrelación de primer orden *AR(1)* en los errores de nivel que forman parte de las primeras diferencias²⁷⁶. La aceptación de la hipótesis nula supone ausencia de autocorrelación, el estadístico m_r se distribuye asintóticamente como una $N(0, 1)$. En caso contrario, los estimadores serán inconsistentes.

Sin embargo, este test no es apropiado para regresiones de modelos dinámicos de efectos fijos utilizando el método «intra-grupos» (transformaciones basadas en desviaciones respecto a la media), ya que la *prueba AB* requiere que los regresores no estén post-determinados, es decir, que no exista correlación con los errores futuros, y en la transformación IG los valores futuros de los regresores originales afectan a los valores actuales de la ecuación transformada. Tampoco es válida en transformaciones ortogonales, debido a que todos los residuos transformados en diferencias están interrelacionados al contener las realizaciones futuras.

Normalmente, se recomienda el uso conjunto del *test AB* con el *test de Sargan*, desarrollado por Sargan (1964) y posteriormente por Hendry y Mizon (1978), ya que permite detectar, a partir de modelos dinámicos autorregresivos, la validez de los instrumentos utilizados y si la presencia de autocorrelación se debe a los residuos o a un problema de especificación del modelo.

²⁷³ Procesos autorregresivos de medias móviles con p términos autorregresivos y q medias móviles en los residuos.

²⁷⁴ También llamado estadístico m_r , con $r = 1, \dots, R$, el número de retardos estimados.

²⁷⁵ Ya que Δu_{it} está correlacionado con Δu_{it-1} al compartir el término u_{it-1} .

²⁷⁶ Es decir, se comparan $(u_{it} - u_{it-1})$ con $(u_{it-2} - u_{it-3})$ para detectar si u_{it-1} está correlacionado con u_{it-2} . Para *AR(p)*, compara $\sum_{i,t} \Delta u_{it} \Delta u_{it-s}$.

Otra opción más es aplicar un *test de Hausman*, donde se compara el estimador *GMM* de «dos etapas», suponiendo que los términos de error en niveles sigue un proceso de medias móviles $MA(1)$ con un estimador donde se supone que no existe autocorrelación $MA(0)$.



CONCLUSIONES

La convergencia económica ha sido uno de los temas más debatidos en la teoría del crecimiento, sin que por el momento existan resultados concluyentes. Su importancia radica no sólo en demostrar la presencia o no de este fenómeno como tal, sino también en que permite dilucidar, dentro de los límites establecidos por la filosofía de la ciencia, entre las distintas alternativas teóricas, puesto que las diferentes escuelas de pensamiento efectúan predicciones contrapuestas al respecto. En particular, mientras que para las escuelas keynesianas y de crecimiento endógeno no cabría esperar convergencia entre economías, para la visión neoclásica, la existencia de rendimientos decrecientes en el factor acumulable garantiza el resultado contrario, ya sea hacia un estado estacionario absoluto o condicionado.

De hecho, la reivindicación de la Teoría neoclásica del crecimiento, tras la aparición en la década de 1980 de las teorías del crecimiento endógeno y el renovado vigor de las explicaciones de corte keynesiano, vino precisamente de la mano de los resultados favorables obtenidos en los estudios de convergencia. Como se ha comentado en capítulos anteriores, la introducción en la literatura de los conceptos de beta y sigma convergencia por parte de autores como Barro y Sala-i-Martin, permitió analizar este fenómeno desde nuevas perspectivas, hallando, los primeros trabajos empíricos, resultados favorables al modelo neoclásico que recuperaban parte del terreno perdido tras el éxito de las nuevas propuestas teóricas sobre el crecimiento.

Por otro lado, el debate no sólo adquiría relevancia académica y científica, sino que resultaba de suma importancia para la política económica, pues era evidente que sus posibilidades a la hora de impulsar el crecimiento de largo plazo quedaban muy mermadas en caso de que la economía obedeciese a las leyes neoclásicas. En esas condiciones, podían justificarse políticas de redistribución espacial de renta, pero sin esperar que ello afectase a la senda de crecimiento de largo plazo. Por el contrario, si resultaban ciertas las explicaciones endógenas o keynesianas del crecimiento, nada garantizaba la reducción de las desigualdades espaciales y, si éste era el objetivo, la aplicación de diversas medidas de política económica podía ser efectiva para este fin.

La importancia del análisis de convergencia se puso entonces de manifiesto con la profusión de trabajos teóricos y empíricos que surgieron a raíz de los estudios mencionados de Barro y Sala-i-Martin. Aparecieron nuevas definiciones de convergencia como la convergencia estocástica o la dinámica distributiva, nuevos métodos y técnicas de estimación cada vez más sofisticadas que se aplicaron a un número creciente de muestras. No

obstante, el debate dista de estar cerrado, no habiéndose llegado aún a una conclusión generalmente aceptada. Por ello, con objeto de contribuir a dicho debate, y porque consideramos que lo se halla en juego es de una importancia capital para la ciencia económica, hemos decidido realizar la presente investigación.

En ella, como se ha podido comprobar en las páginas precedentes, se analiza empíricamente la hipótesis de convergencia regional española desde diversos enfoques. En primer lugar, se llevó a cabo un análisis descriptivo sobre la evolución de ciertas variables económicas y poblacionales, pudiendo constatarse una tendencia a la concentración de la producción y la población en la costa mediterránea, archipiélagos, Madrid y Euskadi. La principal razón de este comportamiento estriba en que las regiones que más población y empleo habían perdido, experimentaron una mejora en su producción per cápita y su productividad, mientras que las regiones con mayores aumentos de población y empleo habían empeorado en ambas variables, lo que podría estar mostrando un proceso de convergencia entre ambos grupos, emisores y receptores de población y empleo. Respecto a los factores determinantes de los movimientos relativos de la población, se comprobó que los flujos migratorios eran los más importantes, aunque en algunas regiones como Canarias, Andalucía, Murcia o Aragón el crecimiento natural tenía un papel muy relevante.

Dado que este tipo de análisis no permitía llegar a una conclusión sobre la hipótesis de convergencia, a continuación se analizó empíricamente el concepto de *convergencia sigma*, inicialmente a través del *coeficiente de variación del logaritmo de VABcf real per cápita*, una medida de dispersión que había sido utilizada frecuentemente en los análisis tradicionales de convergencia y, posteriormente, a través de indicadores procedentes del campo de la desigualdad, más perfeccionados que los primeros, ya que permitían: ponderar las distintas regiones por su población o por su renta relativa; dar mayor importancia a distintas partes de la función de distribución de la renta; o ser descompuestos de forma aditiva o multiplicativa en factores que han podido influir en la evolución de las disparidades regionales. Entre los distintos índices de desigualdad disponibles se escogió *la familia de índices de entropía generalizados*, por cumplir una serie de propiedades que son recomendables en este tipo de análisis.

Las principales conclusiones sobre *convergencia sigma* obtenidas fueron:

1. El proceso de convergencia sigma parece detenerse a partir de la década de 1980, aunque podría existir una cierta tendencia a la dispersión entre las regiones más ricas.
2. Al realizar una descomposición estática aditiva y por subgrupos de población en componentes «intra-grupos» e «inter-grupos» se observó que el factor más importante que definía el proceso de convergencia regional era el «inter-grupos», es decir, las diferencias en el nivel de renta entre regiones y no dentro de ellas.
3. La contribución del factor poblacional en la evolución de las desigualdades regionales se analizó a través de una descomposición dinámica propuesta por Moo-

kherjee and Shorrocks (1982) en cuatro factores, dos de rentas (*efecto within puro* y *efecto renta*) y dos de población (*efecto asignación within* y *efecto asignación between*). La descomposición dinámica puso de manifiesto una elevada contribución del *efecto renta*, seguido muy de lejos del *efecto within puro*. En todos los casos, el *efecto asignación*, tanto dentro de como entre las regiones resultó ser prácticamente nulo. No obstante, dado que los análisis conjuntos podrían estar escondiendo comportamientos opuestos entre los efectos individuales de las provincias y regiones con tendencias de signo contrario respecto a la población, a continuación se analizó la evolución bianual del comportamiento de ambos efectos asignación. Los resultados obtenidos mostraron que efectivamente ambos efectos eran significativos en valores absolutos en las agrupaciones emisoras y receptoras de población hasta finales de la década de 1970, pero que sin embargo se contrarrestaban de modo que el índice conjunto prácticamente desaparecía en ambos casos. Para reforzar este análisis, se agruparon las regiones que habían tenido un comportamiento significativo «*between*» en dos grupos, el primero compuesto por las regiones receptoras de población y el segundo formado por las emisoras. En ambos grupos, el *efecto asignación between* se posicionó en segundo lugar después del *efecto renta* siendo especialmente significativo en los casos de Castilla y León y Valencia, aunque con signo contrario.

4. La última descomposición de la renta per cápita realizada fue estática y multiplicativa en, productividad del trabajo, tasa de ocupación, tasa de actividad y estructura de la población. Se comprobó que la productividad del trabajo había sido el factor de mayor influencia en la evolución de las desigualdades regionales, seguido de la tasa de ocupación, cuya aportación experimentó un aumento a partir de 1975, llegando a ser el principal factor explicativo durante el período 1984-1985. La tercera variable fue la tasa de actividad, cuya contribución en 1979 llegó a explicar un máximo del 25% del comportamiento del índice, aunque que en la actualidad tan solo aporta un 3%. Finalmente, la estructura demográfica apenas contribuyó a explicar las desigualdades regionales españolas.

En resumen, se puso de manifiesto que el proceso de convergencia sigma en España ha sido debido principalmente a factores de renta «inter-regionales».

Una vez analizada la convergencia sigma, los siguientes capítulos se dedicaron al estudio de la *convergencia beta* regional en España, tanto absoluta como condicionada. Para ello, se utilizaron distintas técnicas de estimación, con objeto de poner en evidencia las limitaciones y problemas que afectaban a las diferentes metodologías empleadas, que han provocado que en la literatura se haya llegado a conclusiones muy dispares dependiendo del método de estimación escogido. De ese modo, en primer lugar se trató de comprobar la existencia de *convergencia beta absoluta* a nivel regional, a través de *regresiones de sección cruzada*, por ser ésta la metodología más ampliamente utilizada en este tipo de análisis, incluso hasta la actualidad. Los resultados mostraron un discreto proceso de con-

vergencia durante el período analizado, que parecía agotarse a principios de la década de 1980, confirmando los análisis de convergencia sigma. A continuación, se contrastó, a través del mismo método, un modelo de *convergencia beta condicionada* teniendo en cuenta las variables determinantes del estado estacionario, en concreto la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de la población. El resto de variables fue considerado constante siguiendo la literatura tradicional. Las principales conclusiones obtenidas, mostraban un lento proceso de convergencia regional durante el período analizado, con un efecto negativo de la población sobre el crecimiento de la renta per cápita, mientras que la tasa de inversión resultaba no significativa. Al dividir en dos intervalos el período completo, se pudieron detectar dos comportamientos diferenciados. Durante 1960-1979, la velocidad de convergencia se duplicó respecto al análisis global, pero las variables responsables del estado estacionario dejaron de ser significativas, lo que mostraba un proceso de convergencia absoluta entre las CC.AA. españolas. En cambio, durante el período 1980-2004 el proceso de convergencia se había agotado, habiendo alcanzado posiblemente las regiones españolas su propio estado estacionario, condicionado por las diferentes tasas de crecimiento de la población.

Pese a todo, las regresiones de sección cruzada han estado sometidas a una serie limitaciones que desaconsejaban su utilización en los análisis de convergencia, llevando a un grupo creciente de investigadores hacia métodos alternativos. La técnica de *datos de panel* pareció imponerse dadas las ventajas que tenía, al considerar la dimensión temporal y al permitir estimar efectos no observables. En el modelo de convergencia desarrollado, los efectos individuales no observables recogían, entre otras, las diferencias regionales en la productividad total de los factores producidos por las distintas dotaciones tecnológicas y que habían sido ignorados en las regresiones de sección cruzada. Estos efectos podían entrar en el modelo como parámetros o como variables aleatorias que formaban parte del término de error. Los resultados del *test de Hausman* y el *contraste de Breusch-Pagan* demostraron que se trataban de «efectos fijos» y, por consiguiente, entraban en el modelo como parámetros correlacionados con el resto de variables independientes, sesgando sus estimadores. Partiendo de estas premisas, en primer lugar, se creó un panel de datos agrupados en intervalos de cinco años para reducir la influencia de los ciclos económicos a partir de un análisis de criterios de información. Posteriormente se presentaron los resultados del análisis de panel «*pooled*» sobre las CC.AA. españolas para el período 1960-2004, pudiendo comprobar que el aumento en los grados de libertad mejoraba el ajuste y eliminaba ruido en los estimadores MCO. La velocidad de convergencia obtenida para el período completo y para el período 1960-1979 se duplicó con respecto a la estimación de sección cruzada, mientras que para el período 1980-2004, se convertía en significativa aunque cercana a cero, lo que podía estar mostrando un posible proceso de raíz unitaria en el parámetro de pendiente. De igual modo, los coeficientes del resto de variables explicativas sufrieron modificaciones, con una fuerte disminución en la contribución negativa de la tasa de crecimiento de la población, mientras que el coeficiente de la tasa de ahorro seguía

siendo no significativo en los distintos períodos analizados. Sin embargo, este método seguía presentando el mismo problema que los anteriores, al ignorar los efectos no observables que entraban a formar parte del término de error y provocaban problemas de correlación con las variables explicativas.

Con el fin de controlar dichos efectos, a continuación se realizó una estimación de *datos de panel de efectos fijos* utilizando el *método LSDV*, creando diecisiete variables *dummy* para controlar las diferencias tecnológicas regionales. Todos los coeficientes estimados dieron valores inferiores a los obtenidos en los análisis previos, lo que demostraba una correlación positiva entre los efectos individuales y las variables explicativas. La velocidad de convergencia aumentó drásticamente respecto al análisis «*pooled*», siendo significativa en todos los períodos analizados. Durante el período 1960-1979 llegó al 8% anual, mientras que las variables determinantes del estado estacionario fueron significativas, con el signo correcto y, lo que es más importante, daban resultados muy similares y con signo contrario, confirmando las hipótesis del modelo teórico. Los coeficientes de los efectos fijos no observados, reflejaron marcadas diferencias a nivel regional en dotación tecnológica al principio del período, lo que reforzaba la evidencia de distintos estados estacionarios entre las regiones españolas.

Posteriormente se estimó el modelo de *efectos fijos*, eliminando los efectos temporales a través de una transformación «*intra-grupo*», consistente en restar a cada elemento de la ecuación su media nacional, mostrando todos los datos como desviaciones respecto a dicha media. Todos los coeficientes estimados experimentaron variaciones, obteniendo un aumento de la velocidad de convergencia, principalmente durante el período 1980-2004, coincidiendo con los resultados alcanzados por otros autores, mientras que el resto de coeficientes sufría alteraciones más discretas en ambos sentidos. Respecto a los efectos individuales obtenidos, se pudo comprobar un fuerte aumento en su contribución y una elevada correlación con el Valor Añadido Bruto real medio regional en cada período analizado, lo que demostraba una gran consistencia entre los coeficientes estimados y la situación económica real. Finalmente, se demostró que se había producido un aumento de las disparidades en los estados estacionarios regionales a partir de 1980, lo que hacía dudar de la exogeneidad de la variable tecnológica.

La mayoría de los autores que utilizaron esta metodología calcularon las diferencias entre los estados estacionarios de las regiones españolas tomando en consideración, únicamente, los coeficientes de las variables *dummy* estimados, olvidando el resto de variables que, según el modelo de Solow, eran responsables del mismo. Ello justificaba la realización de un análisis de convergencia regional que tratase de obtener la contribución de las variables población y tasa de inversión, junto con la dotación tecnológica, a la formación de los niveles de renta regionales de equilibrio. Por otro lado, era necesario tener en cuentas las críticas respecto a la estimación del modelo de convergencia con métodos de panel con efectos fijos. La principal objeción era que las ecuaciones utilizadas habitualmente para contrastar la hipótesis de convergencia, pertenecían a modelos dinámicos autorre-

gresivos, que conllevan una serie de problemas de correlación provocados por la inclusión de la variable dependiente retardada entre los regresores. Los métodos tradicionales basados en *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO) no podían ser utilizados, ya que introducían sesgo por exceso en los coeficientes de las variables explicativas, mientras que los *métodos de estimación de Primeras Diferencias* (PD) e *Intra-grupos* (IG) obtendrían estimadores sesgados por defecto. No obstante, estos resultados podían ser utilizados como un *test de especificación* para determinar el intervalo en el que se encontraba el estimador real.

Entre las distintas alternativas para obtener estimadores consistentes, se analizaron los estimadores basados en *variables instrumentales* (VI), profundizando en un caso particular de éstos, los estimadores *generalizados de momentos* (GMM). Su principal objetivo era eliminar toda fuente de sesgo que pudiera afectar a los coeficientes estimados, transformando el modelo para eliminar los problemas causados por los efectos individuales no observados y sustituyendo las variables explicativas correlacionadas con la perturbación aleatoria por una matriz de variables instrumentales que, estando correlacionadas con las primeras, fueran ortogonales al término de error. Por tanto, una segunda justificación para realizar un análisis de convergencia beta, era estimar el modelo autorregresivo multivariado de convergencia regional a través de la metodología *GMM*, con el objetivo de obtener estimadores insesgados y consistentes que permitieran confirmar la hipótesis de convergencia y detectar los factores responsables del estado estacionario.

De ese modo, en primer lugar y de forma apriorística se consideró la tasa de inversión como una variable endógena, ya que estaba calculada en función de la variable dependiente, mientras que el resto de variables (la renta per cápita al principio del período, la tasa de crecimiento de la población y la dotación de capital humano), fueron consideradas como exógenas débiles o predeterminadas, al suponer que valores pasados de estas variables podían afectar a la renta actual. Estas propiedades, permitían crear una matriz de condiciones de momentos no correlacionada con los residuos, eliminando así, toda fuente de sesgo en los estimadores.

Al aplicar el método *GMM DIF de una etapa* sobre el modelo transformado en desviaciones respecto a la media nacional que eliminaba los efectos temporales no observados, el coeficiente obtenido de la variable autorregresiva se situó fuera del intervalo de confianza establecido por los estimadores *MCO* e *IG*, lo que demostraba un fuerte sesgo por defecto en el estimador *GMM DIF*, provocado probablemente por la elevada persistencia y el carácter finito de las series de datos utilizadas. Por ese motivo, a continuación se estimó el modelo de convergencia por el método *GMM SYS*, sugerido por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). Este método tenía la ventaja de no eliminar completamente los efectos individuales no observados, lo que nos permitió estimar directamente sus efectos sobre los estados estacionarios regionales.

Los resultados obtenidos para el período 1960-2004 mostraron la existencia de un claro proceso de convergencia beta regional condicionada hacia estados estacionarios es-

pecíficos de cada región. La velocidad de convergencia implícita en el estimador de pendiente fue del 4,6%, un valor muy próximo al obtenido de la estimación *IG*, mientras que la tasa de crecimiento de la población y la tasa de inversión eran significativas y tenían el signo correcto, aunque sus valores diferían significativamente, lo que no coincidía con los planteamientos teóricos del modelo de convergencia desarrollado. Al dividir el período total en intervalos, se pudo constatar que entre 1960-1979 se había producido un fuerte acercamiento entre regiones, con una velocidad de convergencia del 10%. Los coeficientes de la tasa de crecimiento de la población y la tasa de inversión fueron significativos, con el signo correcto y muy similares entre sí, confirmando las hipótesis de partida del modelo. Durante el período 1980-2004, aunque la velocidad de convergencia continuaba siendo elevada (11%) se había reducido a la mitad de la obtenida en la estimación *IG*. Sin embargo, el poder explicativo de esta variable era muy bajo mientras que la tasa de crecimiento de la población, tenía un poder explicativo cercano al 40%. La interpretación de los resultados obtenidos fue que durante el primer subperíodo, existía un fuerte proceso de convergencia beta condicionada de las distintas regiones hacia un estado estacionario todavía no alcanzado, mientras que durante el segundo período, las regiones posiblemente habían alcanzado su estado estacionario y la elevada velocidad de convergencia estaría reflejando movimientos de los estados estacionarios producidos por factores cíclicos, que provocaban crecimientos a corto plazo en la renta per cápita hasta alcanzar de nuevo su nivel de equilibrio. Estos resultados eran compartidos por otros autores, aunque, como ya se comentó previamente, estaban únicamente basados en diferencias tecnológicas.

De este modo, una vez estimados los coeficientes insesgados y consistentes de las distintas variables que influyen sobre el proceso de convergencia regional español, los resultados demuestran la importancia no sólo de los efectos fijos en la determinación de los distintos estados estacionarios, sino también del resto de factores tradicionales del modelo de Solow. Así, la determinación del estado estacionario permitió obtener las siguientes conclusiones:

1. La región líder en renta per cápita en el estado estacionario sería Navarra, con una producción per cápita de equilibrio que superaba en casi el 30% a la media nacional, seguida de Rioja y Euskadi. En las últimas posiciones se encontrarían Extremadura (con un 75% de la media nacional), seguida de Andalucía, Murcia, Canarias y Castilla la Mancha, todas ellas por debajo de la media nacional.
2. Las diferencias tecnológicas al principio del período son el factor diferencial más importante en la determinación de los estados estacionarios regionales, estando fuertemente correlacionadas con el VABcf per cápita real observado en las regiones españolas. Además este factor, muestra que las regiones más productivas tienden a tener un estado estacionario superior y viceversa. En el análisis realizado, Extremadura, Castilla la Mancha y Andalucía resultaron ser las regiones menos eficientes debido a su menor dotación tecnológica al principio del período, afectando negativamente a su estado estacionario, mientras que Navarra, Euskadi y

Rioja fueron las más eficientes, permitiéndoles tener un nivel superior de renta de equilibrio. Al descomponer el período global en los distintos subperíodos, los efectos tecnológicos afectan con mayor intensidad a los estados estacionarios regionales.

3. La tasa de crecimiento de la población es el segundo factor en importancia en la determinación del estado estacionario y su relación inversa con el nivel de equilibrio, confirma las hipótesis del modelo de crecimiento neoclásico. De este modo, las regiones con mayores aumentos demográficos, se verían afectas por un efecto negativo que disminuiría su nivel de renta per cápita de estado estacionario y viceversa. En este sentido, Madrid, Canarias y Baleares fueron las más afectadas de forma negativa debido a un mayor aumento de población, mientras que Extremadura, las dos Castillas y Galicia fueron las más beneficiadas por motivos opuestos. El principal factor que influye sobre el aumento diferencial de la población son los movimientos migratorios internos hasta 1970. A partir de ese momento, el fenómeno migratorio interno se frena hasta 2000 en que vuelve a aumentar con flujos procedentes del exterior. Todo ello ha permitido poner de manifiesto que buena parte de la convergencia experimentada en determinadas regiones hacia los niveles de aquellas con mayor renta per capita, ha sido debida a la emigración a las comunidades más ricas. Sin este factor, los diferenciales de renta per cápita en el estado estacionario serían bastante más elevados, como es el caso de Extremadura, las dos Castillas o Aragón.
4. La influencia de la tasa de inversión es mucho menor, demostrando que la acumulación de capital no ha sido un factor importante en la determinación del estado estacionario de las regiones españolas. Sin embargo, al analizar los distintos subperíodos, se pudo constatar que las regiones que más habían invertido en relación con el PIB, tenían una mayor producción per cápita de equilibrio hasta 1980, momento a partir de cual esta variable deja de ser significativa. Durante el período 1960-1979, el estado estacionario de Canarias, Baleares, Cataluña y Madrid aumento gracias a este factor, sucediendo lo contrario en Rioja, Andalucía, Galicia, Navarra y Castilla la Mancha.

El siguiente objetivo de la presente investigación consistió en comparar la evolución de las posiciones relativas en renta per cápita de las CC.AA. españolas con respecto a Euskadi, desde 1960. Se calcularon estados estacionarios ficticios, que permitían comprobar como los distintos factores afectaban a las posiciones relativas regionales. De ese modo, se encontró que las regiones emisoras de población habrían tenido un estado estacionario inferior al realmente existente si no hubiesen existido migraciones interiores en el país, como es el caso de Extremadura, las dos Castillas y Aragón principalmente. Por el contrario, las Comunidades receptoras habrían tenido un nivel superior de renta per cápita, siendo Madrid, Valencia, Cataluña, Baleares y Canarias las principales regiones afectadas. Todo ello estaría confirmando que la población es un factor clave de convergencia en la mayoría de

regiones españolas. El segundo escenario analizado, consistió en mantener constante la tasa de inversión, demostrándose que las posiciones relativas respecto a Euskadi habrían disminuido en la mayoría de los casos si no hubiesen existido diferencias en dicha tasa, siendo Valencia el ejemplo más significativo, mientras que Rioja y Asturias habrían aumentado su posición relativa. En el tercer escenario, se eliminó el efecto de la dotación tecnológica al principio del período, obteniéndose resultados muy diferentes a los anteriores, lo que situaría a este factor como el más importante individualmente en el proceso de divergencia regional, afectando con mayor intensidad, a las regiones más pobres. De hecho, Extremadura sería la región española que mayor estado estacionario habría tenido en este escenario.

A modo de corolario del análisis de *convergencia beta*, se comentó una de las limitaciones del enfoque *GMM* más importantes, relacionada con la imposición de homogeneidad en el coeficiente autorregresivo, al tiempo que se permite heterogeneidad en los interceptores. Ello podría provocar no solo sesgo en los estimadores de convergencia, sino también invalidar ciertos instrumentos de la matriz de condiciones de momentos, por problemas de correlación serial en los residuos. Existen diversas alternativas que han tratado de tener en cuenta la heterogeneidad en el coeficiente de pendiente, como el método *Mean Group* o el *Pooled Mean Group*. En el presente trabajo se propone una alternativa basada en los métodos *GMM SYS* y *LSDV* de datos de panel estáticos que permite detectar dicha heterogeneidad, creando variables regionales que reflejan la evolución individual en la renta per cápita. Los resultados, sin ser exhaustivos, muestran la presencia de diferencias significativas en las velocidades de convergencia de cada región hacia su propio estado estacionario, con Valencia a la cabeza y Murcia en última posición.

Las conclusiones obtenidas en la presente investigación tienen claras implicaciones de política económica. En primer lugar, hemos demostrado que la dotación tecnológica al principio del período ha sido el factor más importante en el proceso de convergencia regional, suponiendo un freno principalmente en las regiones más pobres. Por consiguiente, es necesario priorizar las políticas que permitan aumentar la productividad de las regiones más atrasadas, teniendo en cuenta que éstas se encuentran en desventaja respecto a las regiones más ricas y dependen en mayor medida de las ayudas procedentes del Gobierno Central o de la Unión Europea. En segundo lugar, la población ha sido el siguiente factor más importante, aunque a diferencia del anterior, favorable al proceso de convergencia, por lo que una segunda recomendación de política económica sería promover la movilidad inter-regional de la población, tratando de superar las principales barreras que, al respecto, existen en la actualidad, como son el coste de la vivienda o la precariedad del empleo y otros factores socio-económicos. En tercer lugar, la tasa de inversión no resultó ser una variable determinante de las diferencias regionales, por lo que las políticas encaminadas a mejorar el *stock* de capital regional no habrían tenido un efecto significativo en la disminución de las disparidades regionales.

Antes de concluir, quisiéramos señalar que, aunque el presente trabajo ha planteado el problema de la convergencia regional de forma rigurosa, reconocemos que aún quedan

temas importantes por resolver, dejando abierto el camino para nuevas investigaciones. Así, en primer lugar, sería interesante estimar un modelo donde todos los factores responsables del estado estacionario del modelo de Solow son heterogéneos (no sólo la tasa de crecimiento de la población, y la tasa de ahorro, sino también, la tasa de depreciación y la tasa de progreso tecnológico). En segundo lugar, se lograría una mayor comprensión de la convergencia en España analizando los efectos separados de la inversión privada y pública. De igual modo, debería profundizarse en la medición del capital humano, con el fin de examinar sus efectos sobre el crecimiento. En cuarto lugar, deberían considerarse conjuntamente coeficientes beta heterogéneos y coeficientes de estado estacionario, aunque, por desgracia, no se disponen de series suficientemente largas para poder realizar esta tarea. En quinto lugar, sería interesante incluir en el modelo efectos espaciales potenciales ya que pueden introducir problemas de correlación serial en los términos de error, filtrando los datos para separar los efectos espaciales de forma previa a la estimación *GMM*.



BIBLIOGRAFÍA

- ABRAMOVITZ, M. (1956), «Resource and Output Trends in the United States Since 1870», *American Economic Review*, 46 (5), pp. 5-23.
- (1986), «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», *Journal of Economic History*, 46 (2), pp. 385-406.
- (1994), *Catch-up and Convergence in the Postward Growth Boom and After*, en WILLIAM *et al.* (Eds.), *Convergence and Productivity*, Oxford Univ. Press, Nueva York, pp. 86-125.
- ADAMS, J. D. (1990), «Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth», *Journal of Political Economy*, 98 (4), pp. 673-703.
- AGHION, P., y HOWITT, P. (1992), «A model of growth through creative destruction», *Econometrica*, 60 (2), pp. 323-351.
- (1998), *Endogenous Growth Theory*, The MIT Press, Cambridge, Mass.
- AHN, S. G.; LEE, Y. H., y SCHMIDT, P. (2001), «GMM estimation of linear panel data models with time-varying individual effects», *Journal of Econometrics*, 102, pp. 219-255.
- AITCHISON, J., y BROWN, J. A. C. (1957), *The lognormal distribution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- AKAIKE, H. (1974), *A New Look at the Statistical Model Identification*, I.E.E.E. Transactions on Automatic Control, AC 19, pp. 716-723.
- ALCAIDE, J. (1996), «Contabilidad Regional de las Autonomías Españolas: Un Modelo Simplificado», *Papeles de Economía Española*, 67, pp. 2-45.
- (1997), «La Contabilidad Regional Cerrada. Un instrumento necesario para las Autonomías Españolas», *Revista Valenciana d'Estudis Autònoms*, 21, pp. 265-281.
- (2004), *Demografía y Economía del País Vasco, 1950-2002, Opinión*, Instituto de Estudios Económicos, Junio.
- ÁLVAREZ AYUSO, I.; MYRO SÁNCHEZ, R., y PÉREZ AMARAL, T. (2003), *Eficiencia técnica en las economías europeas: influencia del capital público y educación en un entorno de frontera estocástica*, Seminario de tesis, Universidad Complutense.
- ANDERSON, T. W., y HSIAO, C. (1981), «Estimation of Dynamic Models with Error Components», *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
- (1982), «Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data», *Journal of Econometrics*, 18, páginas 67-82.
- ANDRÉS, J.; DOMÉNECH, R., y MOLINAS, C. (1993), *Growth, Convergence and Macroeconomic performance in OECD countries: A closer look*, mimeo.
- ANSELIN, L. (1988), *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ARBIA G. (2006), *Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence*. Springer, Berlin.
- ARELLANO, M. (1988), «An alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables», *Applied Economics Discussion Paper*, 57. Oxford.

- ARELLANO, M., y BOND, S. (1991), «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- ARELLANO, M., y BOVER, O. (1995), «Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models», *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- ARELLANO, M., y HONORÉ, B. (2001), *Panel data models: some recent developments*, Handbook of Econometrics, en: J. J. Heckman & E. E. Leamer (ed.), edición 1, Elsevier, Amsterdam, 5, capítulo 53, pp. 3229-3296.
- ARMSTRONG, H. W. (1995a), «Convergence among Regions of the European Union 1950-1990», *Papers in Regional Science*, 74, pp. 125-142.
- (1995b), *An appraisal of the evidence from cross-sectional analysis of the regional growth process within the European Union* Armstrong H. and Vickerman R. (Eds.), *Convergence and Divergence among European Union*, London: Pion.
- ARRAZOLA, M., y HEVIA, J. DE (2003), *Algunos Comentarios sobre la Medición del Capital Humano*, Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de trabajo 24.
- ARROW, K. J. (1962), «The Economic Implications of Learning by Doing», *Review of Economic Studies*, 29, pp. 155-173.
- ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 3, pp. 244-263.
- BADINGER, H.; MÜLLER, W. G., y TONDL, G. (2004), «Regional Convergence in the European Union 1985-1999. A Spatial Dynamic Panel Analysis», *Regional Studies*, 38, pp. 241-253.
- BAJO-RUBIO, O. (1998), «Integración regional, crecimiento y convergencia : un panorama», *Revista de Economía Aplicada*, 16 (6), pp. 121-160.
- BAJO-RUBIO, O., y SOSVILLA, S. (1993), «Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case», *Economic Modelling*, 10 (3), pp. 179-186.
- BAJO-RUBIO, O.; DÍAZ, C., y MONTÁVEZ, D. (1999), «Política fiscal y crecimiento en las comunidades autónomas españolas», *Papeles de Economía Española*, 80, pp. 203-218.
- BALESTRA, P., y NERLOVE, M. (1966), «Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas», *Econometrica*, 34, pp. 585-612.
- BALTAGI, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, (3.ª edición), John Wiley.
- BALTAGI, B. H., y HEUN SONG, S. (2006), «Unbalanced panel data: A survey», *Statistical Papers*, 47, pp. 493-523.
- BARBANCHO, A. G. (1979), *Disparidades regionales y ordenación del territorio*, Editorial Ariel. Barcelona.
- BARRO, R. J. (1988), *Government Spending In A Simple Model Of Endogenous Growth*, RCER Working Papers, 130, University of Rochester - Center for Economic Research (RCER).
- (1989), *Economic Growth in a Cross Section of Countries*, NBER, working paper, 3120, Septiembre.
- (1991), «Economic Growth in a Cross Section of Countries», *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-443.
- BARRO, R. J., y LEE, J. W. (1994a), *Losers y Winners in Economic Growth*, Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics Washington D.C.: World Bank, pp. 267-297.
- (1994b), «Sources of economic growth», *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy*, 40, pp. 1-46.
- (1996), «International Measures of Schooling Years and Schooling Quality», *American Economic Review*, 86 (2), pp. 218-223.

- BARRO, R. J., y SALA-I-MARTIN, X. (1990), *Economic Growth and Convergence across the United States*, NBER Working Paper, 3419.
- (1991), «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Washington, D.C., The Brookings Institution, pp. 107-182.
- (1992a), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100 (2), pp. 407-443.
- (1992b), «Regional growth and migration: a Japan-United States comparison», *Journal of the Japanese y International Economies*, 6 (4), Amsterdam, Elsevier Science, diciembre.
- (2005), *Economic Growth*, Segunda Edición, MIT Press.
- BASSANINI, A., y SCARPETTA, S. (2001), *Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? Evidence from Pooled Mean Group Estimates*, OECD Economics Working Paper, 282.
- BAUMOL, W. (1967), «Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis», *American Economic Review*, 57 (3) pp. 415-426.
- (1986), «Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data show», *American Economic Review*, 76 (5), pp. 1072-1085.
- BAUMOL, W., y WOLFF, E. (1988), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Reply», *American Economic Review*, 78, pp. 1155-1159.
- BEACH, C. M., y DAVIDSON, R. (1983), «Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares», *Review of Economic Studies*, 50, pp. 723-764.
- BEACH, C. M., y KALISKI, S. F. (1986), «Lorenz curve inference with sample weights: An application to the distribution of unemployment experience», *Applied Statistics*, 35 (1), pp. 38-45.
- BECKER, G.; MURPHY, K., y TAMURA, R. (1990), «Human capital, Fertility and economic Growth», *Journal of Political economy*, 98.
- BEKKER, P. A. (1994), «Alternative Approximations to the Distributions of Instrumental Variable Estimators», *Econometrica*, 62 (3), pp. 657-681.
- BEN DAVID, D. (1994), *Convergence Clubs y Diverging Economies*, CEPR Working Paper, 922.
- BERNARD, A. B., y DURLAUF, S. N. (1991), *Convergence of International Output Movements*, NBER Working Papers, 3717, National Bureau of Economic Research, Inc.
- (1995), «Convergence in International Output», *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 97-108.
- BERNARD, A., y JONES, C. (1996), «Technology and Convergence», *Economic Journal*, 106, pp. 1037-1044.
- BHATTACHARYA, N., y MAHALANOBIS, B. (1967), «Regional Disparities in Household Consumption in India», *Journal of The American Statistical Association*, 62, pp. 143-161.
- BISHOP, J. A.; CHAKRABORTI, S., y THISTLE, P. D. (1994), «Relative inequality, absolute inequality, and welfare: Large sample tests for partial orders», *Bulletin of Economic Research*, 46 (1), pp. 41-59.
- BISHOP, J. A.; FORMBY, J., y THISTLE, P. (1992), «Convergence of the South and Non-South Income Distributions, 1969-1979», *American Economic Review*, 82, pp. 262-272.
- BISHOP, J. A.; CHOW, K. V., y FORMBY, J. P. (1994), «A large sample test for differences between lorenz and concentration curves», *International Economic Review*, 35, pp. 479-488.
- BLUNDELL, R., y BOND, S. (1998), «Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models», *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

- (2000), «GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions», *Econometric Reviews*, 19 (3), pp. 321-340.
- BLUNDELL, R.; BOND, S., y WINDMEIJER, F. (2000), *Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator*, en B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration y Dynamic Panels*, Elsevier Science.
- BLUNDELL, R.; GRIFFITH, R., y WINDMEIJER, F. (2002), «Individual effects and dynamics in count data models», *Journal of Econometrics*, 108, pp. 113-131.
- BOLDRIN, M., y CANOVA, F. (2001), «Inequality and Convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, 32, pp. 207-245.
- BOND, S. (2002), «Dynamic Panel Data Models: A Guide to Microdata Methods and Practice», *Portuguese Economic Journal*, 1, pp. 141-162.
- BOND, S. R.; HOEFFLER, A., y TEMPLE, J. (2001), *GMM Estimation of Empirical Growth Models'*, Economics Papers -W21, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.
- BOND, S., y WINDMEIJER, F. (2002), *Finite sample inference for GMM estimators in linear panel data models*, CEMMAP Working Paper, 04/02.
- BOSCÁ, J. E. (1996), *Crecimiento económico y convergencia en la OCDE: 1960-1990* Tesis doctoral, Universitat de València.
- BOSCH, A.; ESCRIBANO, C., y SÁNCHEZ, I. (1989), *Evolución de la Desigualdad y la Pobreza en España. Estudio Basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*, Instituto Nacional de Estadística. (Febrero).
- BOUND, J.; JAEGER, D. A., y BAKER, R. M. (1995), «Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak», *Journal of the American Statistical Association*, 90 (430), pp. 443-450.
- BOURGUIGNON, F. (1979), «Decomposable Income Inequality Measures», *Econometrica*, 47, pp. 901-920.
- BOX, G. E. P., y PIERCE, D. A. (1970), «Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models», *Journal of the American Statistician Association*, 65, pp. 1509-1526.
- BREUSCH, T. S., y GODFREY, L. G. (1978), «Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models», *Australian Economic Papers*, 17 (31), pp. 334-355.
- BREUSCH, T. S., y PAGAN, A. (1980), «The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics», *Review of Economic Studies*, 47, pp. 239-253.
- BRUMM, H. (1996), «The human capital augmented Solow model revisited», *Applied Economics*, 3 (1), pp. 711-714.
- BRUNO, G. S. F. (2005), *Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals*, CESPRI Working Papers 165, CESPRI, Centre for Research on Innovation and Internationalisation, Università Bocconi, Milan, Italia.
- CANOVA, F., y MARCET, A. (1995), *The poor stay poor: non convergences across countries and regions*, CEPR working paper, 1405.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G., y LEFORT, F. (1996), «Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics'», *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 363-389.
- CASS, D. (1965), «Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation», *Review of Economic Studies*, 32, pp. 233-240.

- CASTELLÓ, A., y DOMÉNECH, R. (2001), «Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence», *Economic Journal*, 112, pp. 187-200.
- CELLINI, R. (1997), «Growth empirics: evidence from a panel of annual data», *Applied Economics Letters*, 4 (6), páginas 347-351.
- CHAKRAVARTY, S. R. (1990), *Ethical Social Index Numbers*, Springer Verlag, Berlin.
- CHATTERJI, M. (1992), «Convergence clubs and endogenous growth», *Oxford Review of Economic Policy*, 8 (4), pp. 57-69.
- CHESHIRE, P., y CARBONARO, G. (1995), «Convergence/divergence in regional growth rates: an empty black box?», *Urban and Regional Economics*, series C, vol. VIII.
- COE, D. T., y HELPMAN, E. (1995), «International R&D spillovers», *European Economic Review*, 39(5), pp. 859-887.
- COHEN, D. (1995), *Tests of the Convergence Hypothesis: Some Further Results*, CEPR Working Paper 1163.
- COWELL, F. A. (1980), «On the Structure of Additive Inequality Measures», *Review of Economic Studies*, 47, pp. 521-531.
- (1995), *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, London. (Primera Edición 1977, Phillip Alan Publiserhs Limited, Londres).
- COWELL, F. A., y JENKINS, S. P. (1995), «How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA», *Economic Journal*, 105, pp. 421-431.
- CRAIN, W. M., y LEE, K. J. (1999), «Economic growth regressions for the American states: A sensitivity analysis», *Economic Inquiry*, 37, pp. 242-257.
- CUADRADO-ROURA, J. R. (1991), «Las disparidades regionales en la Comunidad Europea y en España», *Economía Pública*, 12 (3), pp. 107-122.
- (1998), *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*. Fundación Argentaria y Editorial Visor, Madrid.
- (2003), «Divergencia versus convergencia de las disparidades regionales en España», *Eure*, 29 (72), Pontificia Universidad Católica de Chile.
- CUADRADO-ROURA, J. R., y GARCÍA-GRECIANO, B. (1995), *Las diferencias interregionales en España. Evolución y perspectivas en VV.AA. La Economía española en un escenario abierto*; Fundación Argentaria y Visor Distribuciones, Madrid.
- CUADRADO-ROURA, J. R.; GARCÍA-GRECIANO, B., y RAYMOND, J. L. (1999), «Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case», *International Regional Science Review*, 22 (1), pp. 35-53.
- CUADRADO-ROURA, J. R.; GARRIDO, R., y MANCHA, T. (1998), *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria.
- (1999), «Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995», *Revista de Estudios Regionales*, 55, páginas 109-137.
- DABAS, C., y ZINNI, B. (2005), *No Convergencia en América Latina*, Asociación argentina de Economía Política. Reunión de La Plata, 2005.
- DAGUM, C. (1997), «A New Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio», *Empirical Economics*, 22, páginas 515-531.
- DALTON, H. (1920), «The measurement of inequality of income», *Economic Journal*, 30, pp. 348-361.
- DASGUPTA, P. (1993), *An Inquiry into Well-Being and Destitution*, Oxford: Oxford University Press.

- DAVIDSON, R., y DUCLOS, J. Y. (1997), «Statistical inference for the measurement of the incidence of taxes and transfers», *Econometrica*, 65 (6), pp. 1453-1465.
- DAVIES, J. B., y SHORROCKS, A. F. (1989), «Optimal grouping of income and wealth data», *Journal of Econometrics*, 42 (1), pp. 97-108.
- DE ESPINOLA, J. R. (1998), *Población y economía regional en España, (1960-96)*, Documento de Trabajo, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.
- DE LA FUENTE, A. (1995), *The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review*, UFAE y IAE Working Papers, 294.95, Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) y Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC).
- (1997), «The empirics of growth and convergence: a selective review», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, pp. 23-73.
- (1998), «Convergencia real? España en la OCDE», *Moneda y Crédito*, 207, pp. 11 a 57.
- (1999), «La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales», *Revista de Economía Aplicada*, 20, pp. 53-108.
- (2002a), «On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions», *European Economic Review*, 46(3), pp. 569-599.
- (2002b), «Regional Convergence in Spain, 1965-95», CEPR Discussion Papers 3137, C.E.P.R. Discussion Papers.
- (2003), *Un poco de aritmética territorial: anatomía de una balanza fiscal para las regiones españolas*. Mimeo, Instituto de Análisis Económico, CSIC.
- DE LA FUENTE, A., y DA ROCHA, J. M. (1996), «Capital humano y crecimiento: una panorámica de la evidencia empírica y algunos resultados para la OCDE», *Moneda y Crédito*, 203, pp. 43-84.
- DE LA FUENTE, A., y DOMÉNECH, R. (2000), *Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?*, OECD Working Papers, 262. Economics Department.
- DE LA FUENTE, A., y FREIRE, M.^a J. (2000), «Estructura sectorial y convergencia regional», *Revista de Economía Aplicada*, 8 (23), pp. 189-208.
- DE LONG, B. (1988), «Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment», *American Economic Review*, 78 (5), pp. 1138-1154.
- DE MATTOS, C. A. (1999), «Teorías del crecimiento endógeno: lectura desde los territorios de la periferia», *Estudios avanzados [online]*, 13 (36), pp. 183-208.
- DEL RÍO, C., y CUADRADO-ROURA, J. R. (1994), *La importancia de los servicios a la producción en la nueva política regional*, En José Luis Curbelo y otros. Territorios en transformación. Análisis y propuestas. Madrid, Fondo Europeo de Desarrollo Regional/Consejo Superior de Investigaciones Científicas.
- DELGADO RODRÍGUEZ, M. J., y ÁLVAREZ AYUSO, I. (2004), «Capital público y eficiencia productiva: evidencia para la UE-15», *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 168 (1), Instituto de Estudios Fiscales. pp. 27-46.
- DENISON, E. F. (1962), *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*, Washington, D.C.: Committee for Economic Development.
- (1967), *Why Growth Rates Differ: Post-War Experience in Nine Western Countries*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- DESDOIGTS, A. (1999), «Patterns of Economic Development», *Journal of Economic Growth*, 4, pp. 305-330.
- DESTINOBLES, A. G. (2005), «El Modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992) en el Programa de Investigación Neoclásico», *Aportes, Revista de la Facultad de Economía*, BUAP, Año X, Número 30, Septiembre - Diciembre.

- DÍAZ, A., y TAGUAS, D. (1995), *Desagregación Sectorial y Regional del Valor Añadido. El Grado de Especialización de las Regiones Españolas*, D-95008. DGP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- DÍAZ, A.; MOLINAS, C., y TAGUAS, D. (1995), *Una Introducción al Modelo Regional de España (MORES)*, D-95007. DGP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. (1979), «Distributions of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- (1981), «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, 49, páginas 1057-1072.
- DOLADO, J.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., y ROLDÁN, J. M. (1994), «Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)», *Moneda y Crédito*, 198, pp. 81-131.
- DOLLAR, D., y WOLFF, E. (1988), «Convergence of Labor Productivity Among Advanced Economies», *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 549-558.
- (1993), *Competitiveness, Convergence and International Specialization*, Cambridge: MIT Press.
- DOMAR, E. D. (1947), «Expansion and Employment», *American Economic Review*, 37 (1), pp. 343-355.
- DOMÉNECH, R.; ESCRIBÁ, F. J., y MURGUI, M. J. (1999), «Cambios en Precios Relativos y Crecimiento Económico en las Regiones Españolas», *Revista de Economía Aplicada*, 7 (19).
- DOWRICK, S., y NGUYEN, D. (1989), «OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch Up and Convergence», *American Economic Review*, 79 (5), pp. 1010-1030.
- DOWRICK, S., y ROGERS, M. (2002), «Classical and Technological Convergence», *Oxford Economic Papers*, 54 (3), páginas 369-385.
- DURBIN, J. (1970), «Testing for Serial Correlation in Least Square Regression when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, 38, pp. 410-421.
- DURLAUF, S. N., y JOHNSON, P. A. (1992), *Local versus Global Convergence Across National Economies*, NBER Working Paper, 3996.
- DURLAUF, S. N., y QUAH, D. (1998), *The New Empirics of Economic Growth*, NBER Working Paper, 6422.
- (1999), *The new empirics of economic growth*, J. Taylor y M. Woodford (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam, North-Holland.
- DURO, J. A. (1997), «Las desigualdades regionales de la renta en España: algunos aspectos de interés», *Hacienda Pública Española*, 143, pp. 17-34.
- (2003a), *Factor decomposition of spatial income inequality : a revision*, Working papers (Universitat Autònoma de Barcelona. Departament d'Economia Aplicada), 2.
- (2003b), *Ensayos empíricos sobre desigualdades regionales*, Tesis doctoral.
- (2004), «La descomposición de la desigualdad en rentas per cápita por factores multiplicativos a través del índice de Theil : una revisión metodológica e ilustración para las provincias españolas», *Revista de estudios regionales*, 70, pp. 63-84.
- (2005), «Análisis de agrupaciones provinciales a partir del enfoque de desigualdad y polarización», *Revista de estudios regionales*, 73, pp. 131-140.
- DURO, J. A., y ESTEBAN, J. (1998), «Factor decomposition of cross-country income inequality, 1960-1990», *Economics Letters*, 60, pp. 269-275.

- DUTT, A. K. (1986), «Stock equilibrium in flexprice markets in macromodels for less developed economies», *Journal of Developed Economies*, 21, abril, pp. 89-109.
- ELHORST, J. P. (2003), «Specification and estimation of spatial panel data models», *International Regional Science Review*, 26(3), pp. 244-268.
- ENGLANDER, S., y GURNEY, A. (1994), *Medium-term determinants of OECD productivity*, OECD Economic Studies, 22.
- EPSTEIN, L. G., y DENNY, M. (1980), «Endogenous capital utilization in a shortrun production model: Theory and empirical application», *Journal of Econometrics*, 12, pp. 189-207.
- ESCOT, L., y GALINDO, M. A. (2000), «Evidencia empírica de la convergencia real», *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 3.
- ESTEBAN, J. M. (1972), «A Reinterpretation of Shift-Share Analysis», *Regional Science y Urban Economics*, 2, pp. 249-261.
- (1994), *La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis*, en J. ESTEBAN, J., y X. VIVES (eds), *Crecimiento y Convergencia regional en España y en Europa*, vol. II, Instituto de Análisis Económico (CSIC) y Fundación de Economía Analítica, pp. 13-84.
- (1996), «Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España», *Revista de Economía Aplicada*, 4 (11), (Otoño), pp. 5-26.
- ESTEBAN, J. M., y RAY, D. (1993), *El concepto de polarización social y su medición*, en *La distribución de la Renta, I Simposio sobre Desigualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. II, Fundación Argentaria, Madrid.
- (1994), «On the Measurement of Polarization», *Econometrica*, 62 (4), pp. 819-851.
- EVANS, P. (1997), «How fast do economies converge», *The Review of Economics y Statistics*, 79(2), pp. 219-25.
- EZCURRA, R. (2001), *Convergencia y cambio estructural en la Unión Europea*, Documentos de Trabajo - Lan Gaiak Departamento de Economía, 111, Universidad Pública de Navarra.
- FAGERBERG, J. (1994), «Technology and International Differences in Growth Rates», *Journal of Economic Literature*, 32, pp. 1147-1175.
- FAGERBERG, J., y VERSPAGEN, B. (1996), «Heading for Divergence. Regional Growth in Europe reconsidered», *Journal of Common Market Studies*, 34, pp. 431-448.
- FEI, J.; RANIS, G., y KUO, S. (1978), «Growth and the family distribution of income by factor components», *Quarterly Journal of Economics*, 92, pp. 17-53.
- FELIPE, J., y FISHER, F. M. (2003), «Aggregation in Production Functions: What Applied Economists Should Know», *Metroeconomica*, 54(2-3), pp. 208-262.
- (2006), «Aggregate Production Functions, Neoclassical Growth Models and the Aggregation Problem», *Estudios de Economía Aplicada*, 24 (1), pp. 127-163.
- FIELDS, G. S. (1980), *Poverty, Inequality y Development*, Cambridge University Press, Cambridge.
- FINGLETON, B. (1999), «Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union», *International Regional Science Review*, 22, pp. 5-35.
- FINGLETON, B., y LÓPEZ-BAZO, E. (2006), «Empirical Growth Models with Spatial Effects», *Papers in Regional Science*, 85, pp. 177-198.
- FISHER, F. M. (1969), «The Existence of Aggregate Production Functions», *Econometrica*, 37 (4), pp. 553-77.
- (1993), *Aggregation: Aggregate production functions and related topics*, Cambridge, MA: MIT Press.

- FLORES DE FRUTOS, R.; GRACIA-DÍEZ, M., y PÉREZ-AMARAL, T. (1998), «Public Capital Stock and Economic Growth: An Analysis of the Spanish Economy», *Applied Economics*, 30 (8), pp. 985-994.
- FOLDVARI, P., y VAN LEEUWEN, B. (2006), *Human Capital and Economic Growth in Three Worlds: On the Efficiency of Human capital in the USA, Hungary, and Indonesia, 1870-2000*, Artículo presentado en la European Social Science History Conference, marzo.
- FOTHERINGHAM, A. S.; CHARLTON, M. E., y BRUNSDON, C. (1997), *Measuring spatial variations in relationships with geographically weighted regression*, en *Recent developments in Spatial Analysis* M. M. Fischer y A. Getis [Eds.] Londres: Springer-Verlag, pp. 60-82.
- FREEMAN, C. (1994), «The Economics of Technical Change», *Cambridge Journal of Economics*, 18, pp. 463-514.
- FUNKE, M., y STRULIK, H. (2000), «On endogenous growth with physical capital, human capital and product variety», *European Economic Review*, 44 (3), pp. 491-515.
- GAIL, M. H., y GASTWIRTH, J. L. (1978), «A scale-free goodness-of-fit test for the exponential distribution based on the Lorenz curves», *Journal of the American Statistical Association*, 73, pp. 787-793.
- GALOR, O. (2005), *Unified Growth Theory*, Development and Comp Systems 0504001, EconWPA.
- GALOR, O., y WEIL, D. N. (2000), «Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond», *American Economic Review*, 90 (4), pp. 806-828.
- GARCÍA-GRECIANO, B. (1997), *Distribución de renta, crecimiento y convergencia regional en España*. Tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid.
- (2000), *Migratory movements y regional convergence in Spain*, 40th Congress of the European Regional Science Association 29 august - 1 september en Barcelona.
- GARCÍA-GRECIANO, B., y RAYMOND, J. L. (1999), «Las disparidades regionales y la hipótesis de convergencia: una revisión», *Papeles de Economía Española*, 80, pp. 2-18.
- GARCÍA-GRECIANO, B.; RAYMOND, J. L., y VILLAVEVERDE, J. (1995), «La convergencia de las provincias españolas», *Papeles de Economía Española*, 64, pp. 38-53.
- GARCÍA-MILÁ, T., y MARIMÓN, R. (1999), «Crecimiento de las regiones españolas», *Papeles de Economía Española*, 80, páginas 29-50.
- GARCIMARTÍN, C., y MARTÍN-MAYORAL, F. (1998), *Clubs de convergencia en España. El caso de Castilla y León*, VI Congreso (Zamora, 1998), Desarrollo económico.
- GASTWIRTH, J. L., y GAIL, M. H. (1985), *Simple asymptotically distribution-free methods for comparing Lorenz curves and Gini indices obtained from complete data*, in Basman, R. L. & Rhodes, G. F. Jr. (Eds.) *Advances in Econometrics*, Vol.-4, Greenwich, JAI Press.
- GERSCHENKRON, A. (1962), «Economic Backwardness in Historical Perspective», *Harvard University Press*, Cambridge, MA.
- GETIS, A., y GRIFFITH, D. A. (2002), «Comparative spatial filtering in regression analysis». *Geographical Analysis* 34 (2), páginas 130-140.
- GINI, C. (1912), *Variabilità e mutabilità, contributo allo studio delle distribuzioni e relazioni statistiche*, Studi Economico-Giuridici dell' Università di Cagliari, 3, part 2, pp. 1-158.
- GODFREY, L. G., y HUTTON, J. P. (1993), «Discriminating between Errors-in-variables. Simultaneity and Misspecification in Linear Regression Models», *Economics Letters*, 44, pp. 359-364.

- GOERLICH, F. J. (1998), *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*, Instituto valenciano de investigaciones económicas. Valencia.
- (1999), «Dinámica de la distribución de la renta, 1955-1995: un enfoque desde la óptica de la desigualdad», *Revista de Estudios Regionales*, 53, pp. 63-95.
- (2000), *Dinámica de la distribución provincial de la renta. II: La forma externa de la distribución*, Documentos de Trabajo DT 00-08, DT 00-09, DT 00-10 y DT 00-11, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valencia.
- (2001), «On factor decomposition of cross-country income inequality: some extensions and qualifications», *Economics Letters*, 70, pp. 303-309.
- GOERLICH, F. J., y MAS, M. (1997), *Desigualdad, nivel de renta y crecimiento económico: Una nota con datos de la EPF*, Mimeo, IVIE y Universidad de Valencia.
- (1998a), *Desigualdad y convergencia en el área de la OCDE*, Documento de Trabajo WP-EC 98/09 (abril), I.V.I.E.
- (1998b), «Medición de las desigualdades: Variables, indicadores y resultados», *Moneda y Crédito*, 207, pp. 59-86.
- (1999), *Inequality and Convergence Working Paper EC99-07*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- GOERLICH, F. J., y ORTS, V. (1996), «Economías de escala, externalidades y atesoramiento de trabajo en la industria española (1964-1989)». *Revista de Economía Aplicada*, 11, pp. 151-166.
- GÓMEZ DE ANTONIO, M. (1999), «Econometría espacial: algunos aspectos generales», *Documentos de Trabajo*, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.
- GROSSMAN, G., y HELPMAN, E. (1989), *Comparative Advantage and Long Run Growth*, NBER Working Paper, 2809, Cambridge, Mass.
- (1990), «Trade, Innovation, and Growth», *American Economic Review*, 80, pp. 86-91.
- (1991a), *Innovation y Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge.
- (1991b), «Quality Ladders in the Theory of Growth», *Review of Economic Studies*, 58, pp. 43-61.
- (1994), «Endogenous Innovation in the Theory of Growth», *Journal of Economic Perspectives*, 8, pp. 23-44.
- GUJARATI, D. (2004), *Econometría*, Ed. McGraw-Hill, 4.ª ed.
- GUTIÉRREZ DE GANDARILLA, A., y LÓPEZ MARTÍNEZ, A. (1998), *I+D, capital humano y crecimiento económico en los países de la Unión Europea, 1960-1995*, Documento de Trabajo n.º 8 del Instituto de Análisis Industrial y Financiero, Universidad Complutense de Madrid.
- GUTIÉRREZ, P. (1998), «Cuentas Nacionales y Cuentas Regionales. Diferentes Fuentes para el Análisis ¿Diferentes Resultados?», *Revista Asturiana de Economía*, 11, pp. 51-70.
- GWARTNEY, J.; LAWSON, R., y BLOCK, W. (1996), *Economic Freedom of the World*, Fraser Institute, Vancouver.
- HANNAN, E. J., y QUINN, B. G. (1979), «The Determination of the Order of an Autoregression», *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 41, pp. 190-195.
- HANSEN, L. (1982), «Large sample properties of generalized method of moments estimators», *Econometrica*, 50, páginas 1029-1054.

- HANSEN, L., y SINGLETON, K. (1982), «Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models», *Econometrica*, 50, pp. 1269-1286.
- HARROD, R. F. (1933), *International Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1939), «An Essay in Dynamic Theory», *Economic Journal*, 49, pp. 14-33.
- HAUSMAN, J. (1978), «Specification tests in econometrics», *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- HENDRY, D. F., y MIZON, G. E. (1978), «Serial Correlation as a Convenient Simplification, Nor a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England», *The Economic Journal*, 88, pp. 549-563.
- HICKS, J. R. (1932), *The Theory of Wages*, Macmillan, London, UK.
- HIRSCHMAN, A. O. (1958), *The strategy of economic development*, New Haven, Yale University Press.
- HOEFLER, A. (2002), «The Augmented Solow Model and the African Growth Debate», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64 (2), pp. 135-156.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEE, W., y ROSEN, H. S. (1988), «Estimating Vector Autoregressions with Panel Data», *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.
- HOWES, S. (1993), *Asymptotic properties of four fundamental curves of distributional analysis*, Mimeo, STICERD, London School of Economics.
- HOWITT, P. (2000), «Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences», *American Economic Review*, 90 (4), pp. 829-46.
- HSIAO, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- (2003), *Analysis of Panel Data*, 2.ª edición, Cambridge University Press, C. 4.1-4.6.
- HSIAO, C.; PESARAN, M. H., y TAHMISIOGLU, A. K. (1999), *Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models*, in C. Hsiao, K. Lahiri, L.-F. Lee, y M. H. Pesaran (eds.), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S. Maddala*, Cambridge University Press, pp. 268-296.
- (2002), «Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods», *Journal of Econometrics*, 109, pp. 107-150.
- <http://www.worldbank.org/poverty/inequality/index.htm>.
- HUJER, R.; RODRIGUES, P., y ZEISS, C. (2005), *Serial Correlation in Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors and Fixed Effects*, Working Paper- March 9, 2005, J.W. Goethe-University, Frankfurt, Germany.
- INADA, K. (1964), «On a Two Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization», *Review of Economic Studies*, pp. 127-142.
- INKMANN, J. (2000), *Finite Sample Properties of One-step, Two-step and Bootstrap Empirical Likelihood Approaches to Efficient GMM Estimation*, CoFE Discussion Paper 00-03, Center of Finance y Econometrics, University of Konstanz.
- ISLAM, N. (1995), «Growth Empirics: A Panel Data Approach», *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 1127-1170.
- JENKINS, S. P. (1995), «Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-1986», *Economica*, 62, pp. 139-91.
- JOHNSTON, J., y DINARDO, J. E. (1997), *Econometric Methods*, (Fourth Edition), McGraw Hill.
- JONES, C. (1997), «On the Evolution of the World Income Distribution», *Journal of Economic Perspectives*, 11, páginas 19-36.

- JONES L. E., y MANUELLI, R. (1990), *A Convex Model of Equilibrium Growth*, NBER Working Papers, 3241, National Bureau of Economic Research, Inc.
- JUDSON, R., y OWEN, A. (1999), «Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists», *Economic Letters*, 65, pp. 9-15.
- KALDOR, N. (1954), «The Relation of Economic Growth and Cyclical Fluctuations», *Economic Journal*, 64 (253), pp. 53-71.
- (1955), *An Expenditure Tax*, George Allen and Unwin.
- (1957), «A Model of Economic Growth», *Economic Journal*, 67, pp. 591-624.
- (1963), *Capital Accumulation and Economic Growth*, en Lutz, A., y Hague, D. (eds), *Proceeding of a Conference Held by the International Economics Association*, Macmillan, Londres.
- (1966), *Causes of the slow rate of growth in the United Kingdom*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1970), *Further Essays on Economic Theory* Londres, Dutchkworth.
- (1975), «What is wrong with economic theory?», *Quarterly Journal of Economics*, 89(3), agosto, pp. 347-357.
- (1979), *Equilibrium theory and growth theory*, A. BASKIA M. (Ed.), *Economic and human welfare: Essays in honour of Tibor Scitovsky*. Academic Press.
- KALECKI, M. (1937), «A Theory of the Business Cycles», *Review of Economic Studies*, 4, pp. 77-97 [reprod. en Jarsulic, M. (ed.)(1993), pp. 3-23].
- (1971), *Selected essays on the dynamics of the capitalist economy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- KENDALL, M. G., y STUART, A. (1963), *The Advanced Theory of Statistics*, Volumen 1: *Distribution Theory*. 2.ª ed. Griffin, London.
- KENDRICK, J. W. (1973), «Postwar Productivity Trends in the United States, 1948-69», *Columbia University Press*.
- (1981), *International comparisons of recent productivity trends* en *Essays in Contemporary Economic Problems*, W. Fellner, ed. Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research. Kendrick, J.W. 1980, pp. 125-170.
- KEYNES, J. M. (1936), *General Theory of Employment, Interest y Money*, A. C. Pigou.
- KING, R. G., y REBELO, S. (1990), *Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications*, NBER Working Papers, 3338, National Bureau of Economic Research, Inc.
- KIVIET, J. (1995), «On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, 68(1), pp. 53-78.
- KLEIN, L. (1946a), «Macroeconomics and the Theory of Rational Behaviour», *Econometrica* 14(2), pp. 93-108.
- (1946b), «Remarks on the Theory of Aggregation», *Econometrica*, 14(4), pp. 303-312.
- KOOPMANS, T. C. (1965), *On the concept of optimal economic growth*, in (Study Week on the) *Econometric Approach to Development Planning*, chap. 4, North-Holland Publishing Co., Amsterdam, pp. 225-287.
- KRUGMAN, P. (1981), «Intraindustry Specialization and the Gains from Trade», *Journal of Political Economy*, 89, páginas 959-974.
- (1987), «Is Free Trade Passé?», *Journal of Economic Perspectives*, 1, pp. 131-144.
- LAMO, A. (2000), «On Convergence Empirics: Some Evidence for Spanish Regions», *Investigaciones Económicas, Fundación SEPI*, 24 (4), pp. 681-707.

- LANDAU, D. (1984), *Government and Economic Growth in the Less Developed Countries*, President's Task Force on International Private Enterprise, Diciembre.
- LEE, K.; PESARAN, M. H., y SMITH, R. P. (1997), «Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model», *Journal of Applied Econometrics*, 12, pp. 357-392.
- (1998), «Growth Empirics: A Panel Data Approach – A Comment», *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 319-323.
- LEUNG, C., y QUAH, D. T. (1996), «Convergence, endogenous growth, and productivity disturbances», *Journal of Monetary Economics*, 38(3), pp. 535-547.
- LEVINE, R., y ZERVOS, S. J. (1993), «What We Have Learned about Policy and Growth from Cross-Country Regressions?», *American Economic Review*, 83 (2), pp. 426-430.
- LEVINE, R., y RENELT, D. (1992), «A sensitivity analysis of cross-country growth regressions», *American Economic Review*, 82 (4), pp. 942-963.
- LICHTENBERG, F. (1992), *R&D investment and international productivity differences*, NBER Working Paper, 4161.
- LIPSEY, R., y KENNETH, C. (2004), *Malthus Reconsidered: A Solow Growth Model with Endogenous Population*, Mimeo, Simon Fraser University.
- LITCHFIELD, J. A. (1999), *Inequality: Methods and Tools*, World Bank Web site on Inequality, Poverty, y Socioeconomic Performance,
- LJUNG, M., y BOX, G. (1976), «On the measure of lack of fit in time series models», *Biometrika*, 65, pp. 297-303.
- LOAYZA, N. (1994), *A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data*, World Bank, Policy Research Working Paper, 1333.
- LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E., y ARTÍS, M. (2004), «Regional externalities and growth: evidence from European regions», *Journal of Regional Science*, 44, pp. 43-73
- LÓPEZ-BAZO, E.; VAYA, E.; MORA, A., y SURIÑACH, J. (1999), «Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union», *The Annals of Regional Science*, 33 (3), pp. 343-370.
- LORENZ, M. C. (1905), «Methods of measuring the concentration of wealth», *American Statistical Association*, 9, pp. 209-219.
- LUCAS, R. E. (1988), «On the mechanics of economic development», *Journal of Monetary Economics*, 2, pp. 3-42.
- MADDISON, A. (1979), *The Long Run Dynamics of Productivity Growth* en W. Beckerman, ed., *Slow Growth in Britain: Causes and Consequences*, Oxford University Press, pp. 194-212.
- (1982), *The World Economy: a Millennial Perspective*, OECD Development Centre.
- (1987), «Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment», *Journal of Economic Literature*, 25, junio.
- (1994), *Explaining the Economic Performance of Nations, 1820-1989*, en William J. Baumol, Richard R. Nelson, and Edward N. Wolff eds., *Convergence of Productivity Cross National Studies and Historical Evidence*. New York: Oxford University Press, cap. 2.
- (1997), «Causal Influences on Productivity Performance 1820-1992: A Global Perspective», *Journal of Productivity Analysis*, 68, pp. 325-360.
- MAHÍA, R. (2000), *Introducción a la especificación y estimación de modelos con datos de panel*, Doctorado I.L.R. Klein.

- MALINVAUD, E. (1964), *Méthodes Statistiques de l'Econométrie*, Dunod, Paris.
- MALTHUS, T. (1798), *An Essay on the Principle of Population*, Londres, impreso para J. Johnson, en St. Paul's Church-Yard.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D., y WEIL, N. (1992), «A contribution to the empirics of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, pp. 407-437.
- MAR CET, A. (1994), *Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel*, en Crecimiento y Convergencia regional en España y en Europa, Vol II. Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- MARÉ, D. C. (2004), «What do endogenous growth models contribute?», *Motu Working Paper, 04-04, Motu Economic y Public Policy Research*, Julio.
- MARSHALL, A. (1890), *Principles of Economics*, Traducción al castellano de la editorial Aguilar, Madrid, 1963.
- MARTÍN-MAYORAL, F., y GARCIMARTÍN ALFÉREZ, C. (2000), «Convergencia Regional: Evolución de Castilla y León», *Revista de investigación económica y social de Castilla y León*, 3, pp. 129-146.
- MARX, K. (1817), *Capital: Critique of political economy*, 3 volúmenes. Erster Band, Hamburgo, Verlag von Otto Meissner. New York.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1994), «Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas», *Revista de Economía Aplicada*, 4 (2), pp. 129-148.
- (1996), «Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions», *Regional Studies*, 30, (7), pp. 641-649.
- MAS, M.; PÉREZ, F.; URIEL, E., y SERRANO, L. (1995), *Capital Humano. Series Históricas (1964-1992)*, Fundación Bancaja.
- MENDOZA, W., y HUAMÁN, R. (2001), *Crecimiento en una economía abierta: un marco de análisis para el Perú*, Septiembre, Documento de Trabajo 201 publicado en <http://www.pucp.edu.pe/economia/pdf/DDD201.pdf>.
- MILANOVIC, B. (2005), *Worlds apart: measuring international and global inequality*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- MILL, J. S. (1848), *Principios de Economía Política*. Fondo de Cultura Económica. México.
- MILLS, J. A., y ZANDVAKILI, S. (1997), «Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality», *Journal of Applied Econometrics*, 12, pp. 133-150.
- MITRA, T. (1983), «Limits on Population Growth under Exhaustible Resource Constraints», *International Economic Review*, 24, pp. 155-168.
- MOLINAS, C.; BALLABRIGA, F.; CANADELL, E.; ESCRIBANO, A.; LÓPEZ, E.; MANZANEDO, L.; MESTRE, R.; SEBASTIÁN, M., y TAGUAS, D. (1990), *MOISEES. Un Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*, Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales.
- MOOKHERJEE, D., y SHORROCKS, A. (1982), «A decomposition analysis of the trend in UK income inequality», *Economic Journal*, 92, pp. 886-902.
- MULLAHY, J. (1997), «Instrumental-variable estimation of count data models: Applications to models of cigarette smoking behavior», *Review of Economic y Statistics*, 79, pp. 586-593.
- MUNDLAK, Y. (1961), «Empirical production function free of management bias», *Journal of Farm Economics*, 43, páginas 44-56.
- (1978), «On the Pooling of Time Series and Cross Section Data», *Econometrica*, 46, pp. 69-85.

- MYRDAL, G. (1957), *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, Nueva York, Harper Rose, Publishers.
- NELSON, C., y STARTZ, R. (1990a), «Some further results on the exact small sample properties of the instrumental variable estimator», *Econometrica*, 58, pp. 967-976.
- (1990b), «The distribution of the instrumental variable estimator and its t-ratio when the instrument is a poor one», *Journal of Business*, 63(1), pp. 125-140.
- NELSON, R. R., y WINTER, S. G. (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- NERLOVE, M. (2000), *Growth rate convergence, fact or artifact?*, en J. Krishnakumar y E. Ronchetti (eds.) *Panel data econometrics: future directions*. North Holland, Amsterdam, pp. 3-34.
- NEVEN, D., y GOUYETTE, C. (1995), «Regional Convergence in the European Community», *Journal of Common Market Studies*, 33, pp. 47-65.
- NEWBY, W., y WEST, K. (1987), «Hypothesis testing with efficient method of moments estimation», *International Economic Review*, 28, pp. 777-787.
- NEWBY, W., y WINDMEIJER, F. (2005), *GMM with many weak moment conditions*, CeMMAP working papers CWP18/05, Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies.
- NEYMAN, J., y SCOTT, E. L. (1948), «Consistent estimation from partially consistent observations», *Econometrica*, 16, pp. 1-32.
- NG, S., y PERRON, P. (1999), *Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size y Power*, Working Paper, Boston University y CRDE.
- NICKELL, S. (1981), «Biases in dynamic models with fixed effects», *Econometrica*, 49, pp. 1399-1413.
- NONNEMAN, W., y VANHOUDT, P. (1996), «A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries», *Quarterly Journal of Economics*, 111 (3), pp. 943-53.
- PASINETTI, L. (1965), *A new theoretical approach to the problems of economic growth*, Pontificia Academia Scientiarum, Ciudad del Vaticano, 1965.
- (1981), «Structural Change and Economic Growth. A Theoretical Essay on the Dynamics of the Wealth of Nations», *Cambridge Univ. Press*.
- (1993), «Structural Economic Dynamics. A Theory of the Economic Consequences of Human Learning», *Cambridge Univ. Press*.
- PERROUX, F. (1955), *Note sur la notion de pole de croissance*, Paris, *Economie Appliquée*, 7 (1-2).
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y., y SMITH, R. P. (1998), «Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of the American Statistical Association*, 94, pp. 621-634.
- PESARAN, M. H., y SMITH, R. P. (1995), «Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics*, 68, pp. 79-113.
- PESARAN, M. H., y ZHAO, Z. (1999), *Bias Reduction in Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels*, en C. Hsiao, K. Lahiri, L.-F. Lee, y M.H. Pesaran (eds.), *Analysis of Panels y Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S. Maddala*, Cambridge University Press, pp. 297-321.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988), «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, pp. 347-353.
- PICABEA SALBIDE, P. (1987), *Situación de los estudios de geografía de la población en el País Vasco. La coyuntura demográfica actual*, II Encuentro de Geografía Euskal Herria Cataluña, Instituto Geográfico Vasco «Andrés de Urdaneta» (INGEBA), Euskal Geografi Elkargoa, pp. 149-157.

- PIGOU, A. C. (1912), *The Economic of Welfare*, Londres. (Editado por MacMillan, New York en 1952).
- PRADA MORAGA, M. (2002), *Persistencia en el Producto Interior Bruto de España*, V Encuentro de Economía Aplicada, Oviedo. 6 al 8 de Junio de 2002.
- PRUCHA, I. R., y NADIRI, M. I. (1996), «Endogenous capital utilization and productivity measurement in dynamic factor demand models. Theory and application to the U.S. electrical machinery industry», *Journal of Econometrics* 71, pp. 343-379.
- PSACHAROPOULOS, G., y ARRIAGADA, A. (1986), «The educational composition of labour force: an international comparison», *International Labour Review*, 125(s) pp. 56-174.
- PYATT, G. (1976), «On the Interpretation and Dissaggregation of Gini Coefficients», *The Economic Journal*, 86, págnas 243-254.
- QUAH, D. T. (1993a), «Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), pp. 427-443.
- (1993b), «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review, Elsevier*, 37(2-3), pp. 426-434.
- (1995), *Empirics for Economic Growth y Convergence*, CEPR Discussion Papers, 1140, C.E.P.R. Discussion Papers.
- (1996a), «Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics», *Economic Journal, Royal Economic Society*, 106 (437), pp. 1045-55.
- (1996b), «Aggregate and regional disaggregate fluctuations», *Empirical Economics*, 21, pp. 137-162.
- (1996c), *Ideas Determining Convergence Clubs*, Working Paper, Economics Department, London School of Economics, London. (septiembre).
- (1996d), «Regional Convergence Cluster across Europe», *European Economic Review*, 40, pp. 951-958.
- RABADAN, I., y SALAS, R. (1996), *Convergencia y redistribución intertemporal en España: Efecto de los impuestos directos, cotizaciones sociales y transferencias*, *Economía Pública*, (Septiembre), Fundación BBV.
- RAMEY, G., y RAMEY, V. A. (1995), «Cross-country evidence on the link between volatility and growth», *American Economic Review*, 85 (5), pp. 1138-1151.
- RAMSEY, F. P. (1928), «A Mathematical Theory of Saving», *The Economic Journal*, 38 (152) diciembre, pp. 543-559.
- RAO, C. R. (1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, 2.ª edición, John Wiley & Sons, New York.
- RAYMOND, J. L. (1995), «Crecimiento Económico, Factor Residual y Convergencia en los Países de la Europa Comunitaria», *Papeles de Economía Española*, 63, pp. 93-111.
- RAYMOND, J. L., y GARCÍA-GRECIANO, B. (1994), «Las disparidades en el PIB per cápita entre Comunidades Autónomas, y la hipótesis de convergencia», *Papeles de Economía Española*, 59, pp. 37-58.
- (1996), «Distribución regional de la renta y movimientos migratorios», *Papeles de Economía Española*, 67 págnas 185-201.
- REBELO, S. (1991), «Long-run policy analysis and long-run growth», *Journal of Political Economy*, 99 (3), pp. 500-512.
- REY, S. J., y MONTOURI, B. D. (1999), «US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric perspective», *Regional Studies, Regional Studies Association*, 33 (3), pp. 145-156.
- RICARDO, D. (1891), *The Principles of Political Economy*, Edward C. K. Gonner, ed., Bohn's Economic Library (London: G. Bell & Sons), passim.

- ROBERTSON, D., y SYMONS, J. (1992), «Some Strange Properties of Panel Data Estimators», *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp. 175-189.
- ROBINSON, J. (1937), «Some Reflections on Marxist Economics», *Economic Journal*, pp. 298-302.
- (1962), «A Neoclassical Theorem». *Review of Economic Studies*, 29, pp. 219-226.
- (1977), *The Labour Theory of Value*, MLR.
- RODRÍGUEZ-POSE, A. (1997), «El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea», *Información Comercial Española*, 762, pp. 9-24.
- ROMER, P. M. (1986), «Increasing returns and long-run growth», *Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002-1037.
- (1987), «Growth Based on Increasing Returns due to Specialization», *American Economic Review*, 77 (2), pp. 56-62.
- (1989), *Capital accumulation in the theory of long run growth*, Modern Business Cycle Theory. Ed. Robert J. Barro (Cambridge, MA: Harvard University Press, 1989), pp. 51-127.
- (1990), «Endogenous technological change», *Journal of Political Economy* 98(5) Part 2, pp. 71-102.
- (1994), «The Origins of Endogenous Growth», *The Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), pp. 3-22.
- ROODMAN, D. (2006), *How to do xtabond2: An introduction to Difference and System GMM in Stata*, Working paper, 103, diciembre, Center for Global Development, Washington.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1986), «Problemas conceptuales en la medición de la desigualdad», *Hacienda Pública Española*, 101, pp. 17-31.
- (1987), «La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-1981», *Estudios Económicos*, 42, Banco de España, Madrid.
- (1993), *La distribución del gasto en España de 1973-74 a 1980-81*, en Almunia, J., y Gutiérrez, L. (Eds.), Primer Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza, *La Distribución de la Renta*, Vol.-II, Fundación Argentaria, Madrid, pp. 51-89.
- (1997), *A simplified model for social welfare analysis. An application to Spain, 1973-74 to 1980-81*, Working Paper, 97-37, Economic Series 15, (May), Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.
- SACHS, J. D., y WARNER, A. (1997), *Natural Resource Abundance and Economic Growth*, Harvard University, Cambridge.
- SALA-I-MARTIN, X. (1990), *On Growth and States*, Tesis doctoral, Harvard, Universidad de Harvard.
- (1994), *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- (1996a), «The classical approach to convergence analysis», *Economic Journal*, 106, pp. 1019-1036.
- (1996b), «Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence», *European Economic Review*, Elsevier, 40(6), pp. 1325-1352.
- (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, 2.^a ed. Antoni Bosch.
- (2006), «The World Distribution of Income: Falling Poverty and... Convergence, Period», *Quarterly Journal of Economics*, 121(2), pp. 351-397.
- SARGAN, J. D. (1958), «The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables», *Econometrica*, 26, páginas 393-415.
- (1964), *Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology*, en P.E. Hart, G. Mills y J.K. Whitaker (editores), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Colston Papers, 16 (London: Butterworth), pp. 25-54.

- SAY, J. B. (1803), *Traité d'économie politique*, Horace Say.
- SCARPETTA, S.; BASSANINI, A.; PILAT, D., y SCHREYER, P. (2000), *Economic growth in the OECD area: recent trends at the aggregate and sectoral level*, OECD Economics Department Working Papers, 248.
- SCHULTZ, T. (1960), «Capital Formation by Education», *Journal of Political Economy*, 69, pp. 571-583.
- (1961), «Investment in Human Capital», *American Economic Review*, 51, pp. 1-17.
- SCHULTZ, T. P. (1998), «Inequality and the Distribution of Personal Income in the World: How It Is Changing and Why», *Journal of Population Economics*, 11, pp. 307-344.
- SCHUTZ, R. R. (1951), «On the measurement of income inequality», *American Economic Review*, 41 (3), pp. 107-122.
- SCHWARZ, G. (1978), «Estimating the Dimension of a Model», *Annals of Statistics*, 6, pp. 461-464.
- SEN, A. (1973), *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- SERRANO, L. (1998), *Crecimiento y estados estacionarios regionales* WP-EC 98-22. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie).
- SHORROCKS, A. F. (1980), «The Class of Additively Decomposable Inequality Measures», *Econometrica*, 48, pp. 613-625.
- (1982a), «Inequality decomposition by factor components», *Econometrica*, 50, pp. 193-211.
- (1982b), «The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes», *Quarterly Journal of Economics*, 98, pp. 311-326.
- (1984), «Inequality decomposition by population subgroups», *Econometrica*, 52, pp. 1369-1386.
- (1999), *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value*, Wivenhoe Park: University of Essex y Institute for Fiscal Studies. Mimeo.
- SHORROCKS, A., y WAN, G. (2004), *A Simple Method for Generating Income Data from Lorenz Coordinates*, Mimeo. World Institute for Development Economics Research, United Nations University: Helsinki, Finland.
- SILBER, J. (1989), «Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality», *Review of Economics y Statistics*, 71, pp. 107-125.
- SMITH, A. (1776), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London: Methuen y Co., Ltd., ed. Edwin Cannan, 1904. 5.^a edición.
- SOLOW, R. M. (1956), «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), páginas 65-94.
- STAIGER, D., y STOCK, J. (1997), «Instrumental variables regression with weak instruments», *Econometrica*, 65, páginas 557-586.
- SUMMERS, R., y HESTON, A. (1988), «A New Set of International Comparisons of Real Product and Prices Levels Estimates for 130 Countries, 1950-85», *Review of Income y Wealth*, 34, pp. 126.
- (1991), «The Penn World Table (Mark 5), An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988», *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), pp. 327-368.
- SWAN, T. (1956), «Economic Growth and Capital Accumulation», *Economic Record*, 32, pp. 344-361.
- TAUCHEN, G. (1986), «Statistical Properties of Generalized Method-of-Moments Estimators of Structural Parameters Obtained from Financial Market Data», *Journal of Business & Economic Statistics*, 4 (4), pp. 397-416.
- TAYLOR, L. (1981), «South-north trade and southern growth: Bleak prospects from the structuralist point of view», *Journal of International Economics, Elsevier*, 11 (4), pp. 589-602.

- TEMPLE, J. (1998), «Equipment Investment in the Solow Model», *Oxford Economic Papers*, 50, pp. 39-62.
- TERRASI, M. (2002), *National and Spatial Factors in EU Regional Convergence*, en J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (eds), *Regional Convergence in the European Union*, Springer, pp. 185-209.
- THEIL, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- THIRLWALL, A. P. (1979), «The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences», *Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review*, 128 (791), pp. 33-45.
- (1986), «A General Model of Growth and Development on Kaldorian Lines», *Oxford Economic Papers*, *Oxford University Press*, 38 (2), pp. 199-219, julio.
- TOBIN, J. (1955), «A Dynamic Aggregative Model», *Journal of Political Economy*, 63 (2), pp. 103-115.
- UZAWA, H. (1962), «On a two-sector model of economic growth», *Review of Economic Studies*, 29, pp. 40-47.
- (1965), «Optimum technical change in an aggregative model of economic growth», *International Economic Review*, 6, pp. 10-31.
- VILLARDEDE, J. (1996), «Desigualdades provinciales en España, 1955-1991», *Revista de Estudios Regionales*, 45, páginas 89-108.
- (2004), «Convergencia provincial en España: un análisis espacial», *Papeles de Economía Española*, 100 (1), pp. 210-221.
- WHITE, H. (1980), «Nonlinear regression on cross-section data», *Econometrica*, 48 (3), pp. 721-746.
- WINDMEIJER, F. (2000), *A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators*, IFS working paper W00/19, Institute for Fiscal Studies.
- (2002), *A Gauss Programme for Non-Linear GMM Estimation of Exponential Models with Endogenous Regressors for Cross Section y Panel Data*, Institute for Fiscal Studies.
- (2005), «A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators», *Journal of Econometrics*, 126, pp. 25-51.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2000), «A framework for estimating dynamic, unobserved effects panel data models with possible feedback to future explanatory variables», *Economics Letters*, 68 (3), pp. 245-250.
- (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press Cambridge, Massachusetts.
- YITZHAKI, S., y LHERMAN, R. I. (1991), «Income Stratification and Income Inequality», *Review of Income y Wealth*, 37(3), pp. 313-329.
- YOUNG, A. A. (1928), «Increasing Returns and Economic Progress», *The Economic Journal*, 38, pp. 527-42.
- YOUNG, A. (1991), «Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade», *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 369-405.
- (1994), «Lessons from the East Asia NIC's: a contrarian view», *European Economic Review*, 38, pp. 964-973.
- ZAGIER, D. (1983), *On the decomposability of the Gini coefficient and other indices of inequality*, Discussion Paper, 108. Projektgruppe Theoretische Modelle. Universität Bonn.
- ZHANG, P., y SMALL, D. (2006), *Bayesian inference for random coefficient dynamic panel data models*, Department of Statistics, The Wharton School, University of Pennsylvania.
- ZILIAK, J. P. (1997), «Efficient Estimation with Panel Data when Instruments are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators», *Journal of Business & Economic Statistics*, 15 (4), pp. 419-431.

- N.º 1. **LA POLÍTICA AGRARIA COMÚN Y SU APLICACIÓN EN ESPAÑA,**
por Carlos Tió Saralegui y José María Sumpsi Viñas.
- N.º 2. **EL DEBATE SOBRE LA FLEXIBILIDAD DEL MERCADO DE TRABAJO,**
edición dirigida por José Luis Malo de Molina.
- N.º 3. **COMENTARIOS A LA LEY DE DISCIPLINA E INTERVENCIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITO,**
edición dirigida por Tomás-Ramón Fernández.
- N.º 4. **LA LOCALIZACIÓN INDUSTRIAL EN ESPAÑA. FACTORES Y TENDENCIAS,**
edición dirigida por Joaquín Auriolos Martín y Juan Ramón Cuadrado Roura.
- N.º 5. **COMENTARIOS A LA LEY DE DISCIPLINA E INTERVENCIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITO,**
2.ª edición, revisada, dirigida por Tomás-Ramón Fernández.
- N.º 6. **LAS ÁREAS DEPRIMIDAS DE ESPAÑA,**
por José María Mella Márquez.
- N.º 7. **REGULACIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITOS EN ESPAÑA,**
por Joaquín Latorre Díez.
- N.º 8. **LOS IMPUESTOS Y LAS DECISIONES DE AHORRO E INVERSIÓN DE LAS FAMILIAS,**
por José Manuel González-Páramo y Nuria Badenes Plá.
- N.º 9. **SERIES DE INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA ESPAÑA, EL RESTO DE PAÍSES DE LA UE Y EE.UU.,**
por Carmela Martín y Francisco J. Velázquez.
- N.º 10. **TRES ANÁLISIS SOBRE CAJAS DE AHORROS Y SISTEMA FINANCIERO,**
por E. P. M. Gardener, P. Molyneux, Cesare Bionni, Stefano Cosma, Santiago Carbó, Rafael López del Paso y F. Rodríguez Fernández.
- N.º 11. **EL BALANCE NACIONAL DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA (1984-2000),**
por José Manuel Naredo y Óscar Carpintero.
- N.º 12. **LA CONVERGENCIA REAL DE ESPAÑA EN EL SENO DE LA UNIÓN EUROPEA AMPLIADA,**
por Carmela Martín y Francisco J. Velázquez.
- N.º 13. **LA FISCALIDAD EFECTIVA DE LOS PRODUCTOS DE AHORRO EN EUROPA Y EE.UU. Y EL PRINCIPIO DE NEUTRALIDAD. ANÁLISIS COMPARADO Y EVALUACIÓN DE LA REFORMA DEL IRPF DE 2003,**
por José Manuel González-Páramo y Nuria Badenes Plá.
- N.º 14. **EVALUACIÓN DE LA EFICIENCIA DEL SECTOR PÚBLICO: VÍAS DE APROXIMACIÓN,**
por José M. Domínguez Martínez, Francisco Pedraja Chaparro, Javier Salinas Jiménez, Luis Ayala Cañón y Nuria Rueda López.
- N.º 15. **SALUD Y ESTILOS DE VIDA EN ESPAÑA. UN ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS OCURRIDOS EN LA ÚLTIMA DÉCADA,**
por Colectivo IOÉ.
- N.º 16. **LA REFORMA EN LA IMPOSICIÓN PERSONAL SOBRE LA RENTA: UNA EVOLUCIÓN DE LA RECIENTE EXPERIENCIA ESPAÑOLA,**
por José Félix Sanz Sanz, Juan Manuel Castañer Carrasco y Desiderio Romero Jordán.
- N.º 17. **CONTABILIDAD NACIONAL Y MEDIO AMBIENTE,**
por Diego Azqueta, Gonzalo Delacámara, Marta Santamaría y Sergio Tirado.
- N.º 18. **TRANSFERENCIA INTERNACIONAL DE TECNOLOGÍA,**
por José Molero, Rajneesh Narula, Brian Portelli, Sanjaya Lall, Carlo Pietrobelli, José Antonio Alonso e Isabel Álva-

rez.

- N.º 19. **EL LIDERAZGO SOCIAL DE LAS CAJAS DE AHORROS**,
por Enrique Castelló Muñoz.
- N.º 20. **CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN EN LA UNIÓN EUROPEA, ENVEJECIMIENTO Y EXTRANJERÍA**,
por Encarnación Cereijo y Francisco J. Velázquez.
- N.º 21. **NUEVO ENFOQUES EN EL ESTUDIO ECONÓMICO DEL TURISMO**,
por Javier Ferrí, Vicente M. Monfort Miz y Ezequiel Uriel.
- N.º 22. **INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA LOS PAÍSES AVANZADOS**,
por Encarnación Cereijo, Jaime Turrión y Francisco J. Velázquez.
- N.º 23. **INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS**
(*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*),
por Encarnación Cereijo, Jaime Turrión y Francisco J. Velázquez.
- N.º 24. **SISTEMAS REGIONALES DE INNOVACIÓN: NUEVAS FORMAS DE ANÁLISIS Y MEDICIÓN** (*Serie ANÁLISIS*),
por Mikel Buesa, Joost Hejls, Björn Asheim, Thomas Baumert, Mikel Navarro y Mónica Martínez Pellitero.
- N.º 25. **IMPACTO ECONÓMICO DEL CONTROL DEL CAMBIO CLIMÁTICO EN ESPAÑA** (*Serie TESIS*),
por Mikel González Ruiz de Eguino.
- N.º 26. **RESPUESTA FISCAL DE LOS PAÍSES EN DESARROLLO A LOS FLUJOS DE AYUDA INTERNACIONAL: APLICACIÓN AL CASO DE CENTROAMÉRICA** (*Serie TESIS*),
por Mariola Gozalo Delgado.
- N.º 27. **LA INCIDENCIA ECONÓMICA DE LAS COTIZACIONES SOCIALES Y EL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA**
(*Serie TESIS*),
por Ángel Melguizo Esteso.
- N.º 28. **INMIGRANTES, NUEVOS CIUDADANOS ¿HACIA UNA ESPAÑA PLURAL E INTERCULTURAL?**
(*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*)
por Colectivo Ioé.
- N.º 29. **EL STOCK DE GASTO PÚBLICO EN LOS PAÍSES DE LA OCDE** (*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*),
por Encarnación Cereijo y Francisco Javier Velázquez.
- N.º 30. **LA INDUSTRIA DE ALTA TECNOLOGÍA EN ESPAÑA: FACTORES DE LOCALIZACIÓN Y DINÁMICA ESPACIAL**
(*Serie TESIS*),
por José Miguel Giner Pérez.
- N.º 31. **CONVERGENCIA EN RENTA PER CÁPITA ENTRE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS (1955-2004): UNA APLICACIÓN BASADA EN MÉTODOS DE PANEL DINÁMICO** (*Serie TESIS*),
por Fernando Martín Mayoral.

ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

Pedidos e información:

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

Caballero de Gracia, 28
28013 Madrid

Teléfono: 91 596 54 81

Fax: 91 596 57 96

suscrip@funcas.es

www.funcas.es

P.V.P.: 13€ (IVA incluido)

ISBN 978-84-89116-41-2



9 788489 116412