
Diferencias provinciales de bienestar en la España del siglo XX*

● ANTONIO ESCUDERO

Universidad de Alicante-IEI

● HIPÓLITO SIMÓN

Universidad de Alicante-IEI-IEB

Introducción

Los estudios sobre convergencia de bienestar entre las provincias españolas realizados por economistas han utilizado sólo el indicador renta per cápita y se han ceñido al periodo posterior a 1955.¹ Nuestro trabajo presenta la novedad de abordar ese objeto de conocimiento utilizando tres indicadores del nivel de vida (renta per cápita, índice de desarrollo humano e índice físico de calidad de vida), dos de los cuales son inéditos (IFCV e IDH). Ello nos ha permitido retrotraer el análisis a 1900 en el caso del IFCV y a 1930 en el de la renta por persona y del IDH.² Por otro lado, casi todos los estudios sobre convergencia territorial en el largo plazo realizados por historiadores se han centrado en las regiones, mientras que el nuestro lo hace en las provincias, un ámbito más desagregado.

El artículo está dividido en cuatro partes. En la primera, realizamos un breve repaso de la bibliografía sobre convergencia territorial en España porque el trabajo entronca con esta línea de investigación y porque luego contras-

* Debemos agradecer a Vicente Pérez Moreda y a Diego Fariñas que nos hayan cedido las cifras de esperanza de vida por provincias de los años 1940 y 1950. Dichos datos –todavía inéditos– proceden de dos proyectos de investigación: «La modernización demográfica y el declive de la mortalidad en España, 1860-1960», dirigido por Vicente Pérez Moreda, y «La mortalidad en instituciones en el marco de la demografía urbana», dirigido por Diego Ramiro Fariñas. Hipólito Simón también agradece la financiación que ha recibido del Ministerio de Educación y Ciencia y del FEDER (proyecto SEJ2007-67767-C04-02).

1. En ese año, el Banco de Bilbao comenzó a publicar su serie de distribución provincial de la renta nacional.

2. Conocemos la renta por persona de las provincias desde 1930 gracias a Alcaide (2004). Una valoración positiva de su estimación en Maluquer (2005).

Fecha de recepción: julio 2011

Versión definitiva: febrero 2012

Revista de Historia Industrial

N.º 49. Año XXI. 2012.2

tamos nuestros resultados con los obtenidos por otros colegas. En la segunda, justificamos por qué hemos utilizado tres indicadores del nivel de vida. La tercera aborda el análisis empírico con un doble objetivo: examinar mediante técnicas de econometría espacial³ si ha existido un componente geográfico de dependencia espacial significativo en el bienestar de las provincias y estudiar si se ha dado convergencia de los niveles de vida provinciales durante el siglo xx a partir de análisis de convergencia- β y convergencia- σ .⁴ Presentamos, por último, unas conclusiones en las que sistematizamos los resultados obtenidos; los contrastamos con los de otros trabajos y planteamos hipótesis que pueden explicarlos y que deben ser ratificadas o desmentidas por futuras investigaciones.

Entre los resultados obtenidos, cabe adelantar dos: 1) las diferencias provinciales de bienestar eran muy acusadas en 1900, habiéndose dado a lo largo del siglo xx un proceso muy significativo de convergencia, comparativamente mayor en términos de IDH e IFCV que de renta per cápita; 2) sea cual sea el indicador utilizado y el periodo analizado, aparece un componente geográfico significativo de dependencia espacial.

Un repaso a la bibliografía sobre convergencia territorial en España

El estudio de las diferencias territoriales de bienestar en la España contemporánea ha despertado el interés de economistas e historiadores, bien para contrastar los modelos neoclásicos y endógenos –que predicen respectivamente convergencia y divergencia–, bien para verificar la hipótesis de Williamson sobre el aumento de la desigualdad durante la primera fase del crecimiento económico moderno.⁵

Los trabajos de De la Fuente y de Goerlich y Mas presentan excelentes estados de la cuestión de las múltiples investigaciones realizadas sobre convergencia regional y provincial después de 1955, fecha en la que el Banco de Bil-

3. Un excelente panorama sobre la econometría espacial en Anselín y Bera (1998). Pueden encontrarse análisis sobre las fuertes interrelaciones espaciales de renta per cápita entre las regiones europeas y los estados norteamericanos en López Bazo et al. (1999) y Rey y Montouri (1999), respectivamente.

4. Ambos conceptos de convergencia han sido utilizados profusamente en los estudios sobre crecimiento económico desde que fueron propuestos en los trabajos seminales de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995). Existe convergencia- σ cuando los valores de la medida de dispersión de una variable se reducen con el transcurso del tiempo. Por su parte, existe convergencia- β cuando según los resultados de la estimación de una ecuación de convergencia, los valores de una variable para aquellas observaciones con menores valores de la misma mejoran con el tiempo a una velocidad superior a la de las observaciones con mayores valores (para más detalles sobre la ecuación de convergencia empleada en este artículo, véase la nota 38). Cabe destacar, a su vez, que la convergencia- β es condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia- σ . Una demostración formal en Dolado et al. (1994).

5. Williamson (1965).

bao comenzó a publicar *La Renta Nacional de España y su distribución provincial*.⁶ La conclusión fundamental de esas investigaciones es que las regiones y provincias con menores niveles iniciales de renta per cápita han experimentado mayores tasas de crecimiento, habiéndose dado, pues, un proceso de convergencia, notable entre 1955 y 1980 y muy reducido después. Otras conclusiones relevantes son las tres que indicamos a continuación. La convergencia ha tenido un carácter absoluto, es decir, no ha dependido de características específicas de cada región o provincia. La velocidad de convergencia ha sido relativamente baja y similar a la de otras regiones y países –2% anual regularmente–, lo que significa que la eliminación de las diferencias sólo podría producirse en el largo plazo.⁷ Por último, la convergencia se ha producido fundamentalmente en términos de renta por persona y no de renta, de manera que las migraciones han desempeñado un papel importante.

Pasando a los trabajos de historiadores económicos, varios de ellos han abordado el estudio de la convergencia territorial en periodos más largos que la segunda mitad del siglo xx. Utilizando las estimaciones de Álvarez Llanos sobre el PIB de las regiones españolas, Albert Carreras ha elaborado índices ponderados de desigualdad regional del PIB por habitante entre 1800 y 1983.⁸ Dichos índices muestran un aumento de la desigualdad entre 1800 y 1960 y una disminución de la misma entre 1960 y 1983.⁹ Se trata, pues, de un caso de U invertida en el largo plazo acorde con la hipótesis de Williamson. Utilizando como indicador del bienestar el IFCV, Domínguez y Guijarro han llegado a la conclusión de que las disparidades entre regiones y provincias aumentaron entre 1860 y 1900 y disminuyeron entre 1900 y 1960.¹⁰ En un trabajo todavía inédito que Gloria Quiroga nos ha permitido citar, esta colega ha estimado la convergencia regional durante el siglo xx mediante tres indicadores: PIB per cápita, IFCV y estatura media de los varones.¹¹ Durante el periodo 1955-1999, renta por persona y talla evidencian que hubo convergencia, aunque no plena, sino condicionada. En cambio, durante la primera mitad del siglo xx, los tres indicadores carecen de tendencia definida. Dicha estabilidad coincide con un periodo (1900-1930) en el que la economía española creció de modo notable, lo que choca con la predicción de Williamson sobre desigualdad regional en la primera fase del crecimiento económico moderno. Quiroga ha explicado esa paradoja utilizando datos antropométricos. Si los mozos son clasificados por lugar de reclutamiento, es decir, en su residencia a los 21 años, el

6. De la Fuente (1996), Goerlich y Mas (2001).

7. De la Fuente (1996). También Barro y Sala-i-Martin (1995).

8. Álvarez Llanos (1986), Carreras (1990).

9. Manuel Martín Rodríguez (1992) ha obtenido resultados similares para el periodo 1800-1990 utilizando los datos de Álvarez Llanos.

10. Domínguez y Guijarro (2000, 2001), Domínguez (2002).

11. Quiroga (2005).

coeficiente de variación de la serie de estatura 1893-1953 presenta una tendencia plana. Sin embargo, cuando la clasificación se realiza por lugar de origen, es decir, cuando se anulan artificialmente las migraciones, el coeficiente de variación es claramente descendente, indicando, pues, convergencia. Ello se debe a que los *movers* tenían más estatura que los *stayers* no sólo porque por lo general emigraban los más altos, sino porque ganaban talla durante su adolescencia al vivir en regiones donde aumentaba su nivel de vida biológico. Esa diferente evolución de las estaturas entre regiones según se contabilice a los emigrantes a un lado u otro de la balanza es la que, según Quiroga, indica que, aunque pequeños, los movimientos migratorios internos contribuyeron a que durante el primer tercio del siglo xx no aumentara la desigualdad entre regiones ricas y pobres.

Otra contribución reciente es un trabajo de Rafael Dobado que estima la desigualdad económica y demográfica mediante cuatro variables (renta, densidad de población, densidad de renta y renta por persona). Siguiendo la Nueva Geografía Económica «a lo Sachs» o *first nature geography*—teoría que sostiene el papel determinante de elementos puramente geográficos en la desigualdad (clima y localización)—, Dobado ha correlacionado las cuatro variables arriba citadas con otras geográficas «de primera naturaleza» (zona costera, altitud, insolación, pluviosidad, incidencia de la malaria y también tres del tipo *dummy* como existencia de frontera con Francia, con Portugal y con Madrid).¹² Los ejercicios econométricos arrojan cuatro conclusiones: 1) ciertas características geográficas (localización y clima, sobre todo) poseen una no despreciable capacidad explicativa en la creciente desigualdad que desde 1787 a 2000 ha experimentado la densidad de población; 2) entre 1955 y 2000 se ha dado un proceso de convergencia provincial en términos de renta por persona, pero no en términos de renta, densidad de población y densidad de renta; 3) tres variables geográficas (proximidad a la costa, baja altitud y pluviosidad) son significativas en la explicación de la divergencia de renta y de densidad de renta entre 1955 y 2000; 4) aunque la renta por persona es mucho más «opaca» a la geografía que las demás variables merced a la movilidad del factor trabajo, ciertas localizaciones y algunos climas inciden favorablemente en su conducta entre 1955 y 2000. Debemos también señalar que, en un trabajo anterior, Dobado demostró que existía una alta correlación entre el IFCV que Domínguez y Guijarro elaboraron para el periodo 1860-1930 y algunas de las citadas variables geográficas.¹³

Destacaremos también un trabajo de Collantes y Domínguez que se centra en un hecho ya señalado, entre otros, por Goerlich, Mas y Pérez.¹⁴ Se trata

12. Dobado (2006). Para la NGE «a lo Sachs», Gallup, Sachs y Mellinger (1999).

13. Proximidad a la costa, latitud, insolación y altitud. Dobado (2004).

14. Collantes y Domínguez (2006). Goerlich, Mas y Pérez (2002).

de que, entre 1955 y 1999, el grueso de la convergencia espacial de la renta por persona se ha producido como consecuencia de la despoblación de las zonas más pobres. Para profundizar en el análisis de esta convergencia por defecto, Collantes y Domínguez descomponen la velocidad de convergencia de las regiones (la tasa de crecimiento del VAB per cápita relativo de cada región) en dos elementos: la diferencia entre las tasas de crecimiento del VAB regional y el nacional y la diferencia entre las tasas de variación de la población regional y nacional, detectando de este modo qué regiones han convergido merced a que el crecimiento de su VAB ha contrarrestado un aumento demográfico superior a la media y cuáles lo han hecho por haberse despoblado o haber crecido demográficamente por debajo de la media. Los resultados muestran que, salvo Murcia, Navarra y Canarias, regiones que han convergido con una evolución demográfica superior a la media, el resto de las convergentes y de mayor velocidad de convergencia lo han hecho merced a un declive demográfico relativo o absoluto (Castilla-La Mancha, Castilla-León, Extremadura, Galicia y Aragón).

En un documento de trabajo todavía inédito, Martínez-Galarraga, Rosés y Tirado han abordado el estudio de la desigualdad territorial entre 1860 y 1930.¹⁵ Para ello, han estimado el PIB per cápita de las 17 regiones españolas en 1860, 1900, 1910, 1920 y 1930 utilizando el método indirecto propuesto por Geary y Stark (distribución del PIB nacional entre regiones en función de los salarios relativos –tomados como «proxy» de la productividad– y del número de trabajadores en cada sector), mejorando esta metodología mediante una estimación directa en el caso de la agricultura y desagregando la indirecta no en tres sectores, sino en cinco (agricultura, minería, industria, construcción y servicios). Los resultados obtenidos son concordantes con la hipótesis de U invertida porque muestran divergencia entre 1860 y 1900 y convergencia desde entonces hasta 1930 con la excepción del periodo 1910-1920. Debemos destacar también que el documento sostiene que el factor fundamental de la desigualdad fue la estructura sectorial de los territorios, habiendo desempeñado un papel relativamente menor los niveles regionales de productividad.

Junto a estos trabajos, se han publicado otros que han estudiado la convergencia salarial en el largo plazo o que entroncan de modo indirecto con la convergencia territorial de bienestar al analizar la distribución de las actividades económicas en el espacio desde mediados del XIX a nuestros días. Así, Rosés y Sánchez-Alonso han examinado las disparidades de los salarios provinciales entre 1850 y 1930 llegando a la conclusión de que –salvo durante la primera guerra mundial– se dio un proceso significativo de convergencia que pudo deberse a la homogeneización de los niveles de precios motivada por la mayor integración del mercado interior de bienes ya que las migraciones des-

15. Martínez-Galarraga, Rosés y Tirado (2009).

empeñaron un papel poco destacado.¹⁶ En cuanto al segundo grupo de investigaciones, han sido realizadas por Betrán, Paluzie, Pons, Silvestre, Rosés y Tirado.¹⁷ Partiendo de la Nueva Geografía Económica «a lo Krugman» o *second nature geography* –teoría que sostiene el papel determinante de elementos geográficos derivados de la actividad económica en la desigualdad–, estos trabajos atribuyen la desigual distribución de la actividad económica a factores geográficos de «segunda naturaleza» (economías de aglomeración).¹⁸

Tres indicadores del bienestar

Como señalamos en la introducción del trabajo, en este segundo apartado explicamos por qué utilizamos tres indicadores del bienestar. Los historiadores económicos han estimado tradicionalmente el bienestar en términos de renta por persona. Durante la última década, se han publicado, sin embargo, diversos trabajos que cruzan ese indicador con otros tales como IDH, IFCV y estatura media de la población.¹⁹ También los autores de este artículo hemos estudiado la evolución del bienestar en España entre 1850 y 1991 cruzando renta, IDH, IFCV y estatura.²⁰ En este artículo utilizamos sólo los tres primeros porque, según nos ha indicado Gloria Quiroga, no existen datos fiables de la estatura por provincias para el siglo xx. Una breve referencia a las ventajas e inconvenientes de cada indicador servirá para justificar por qué los empleamos conjuntamente.

La renta por persona posee varias ventajas: constituye una parte importante del bienestar; guarda relación con los demás elementos del nivel de vida; escapa a juicios de valor y sirve para realizar comparaciones internacionales cuando las rentas de cada país se transforman en dólares constantes y ajustados a la paridad del poder adquisitivo. Sin embargo, también presenta inconvenientes: no contempla la desigualdad social; no incluye elementos del bienestar tales como esperanza de vida, niveles sanitario y educativo, condiciones laborales, tiempo de ocio disponible, costes de la vida urbana, degradación del medio ambiente o respeto de los derechos humanos; no contabiliza la producción obtenida mediante el trabajo sumergido ni la que no sale al mercado;²¹ prescinde del desempleo; computa partidas que no generan bienestar (gastos

16. Rosés y Sánchez Alonso (2004).

17. Betrán (1999), Tirado, Paluzie y Pons (2002 y 2003), Rosés (2003), Paluzie, Pons y Tirado (2001, 2004), Pons, Silvestre, Tirado y Paluzie (2006), Pons y Tirado (2008).

18. Para la NGE «a lo Krugman», Fujita, Krugman y Venables (1999).

19. Trabajos pioneros en este sentido fueron los de Costa-Steckel (1995), Crafts (1997a y 1997b), Floud y Harris (1997) y Horling y Smits (1998).

20. Escudero y Simón (2003).

21. Sin embargo, el Sistema de Cuentas SEC 95 contabiliza la economía informal, la subterránea y el autoconsumo familiar.

militares, burocracia ineficiente) y, en cambio, no agrega otras que lo incrementan (patrimonio medioambiental o artístico); finalmente –y en el caso de periodos preestadísticos–, las estimaciones macroeconómicas tienen mucho de conjetura.

Estos inconvenientes y los problemas y debates económicos, sociales y políticos de los últimos treinta años han hecho surgir indicadores alternativos a la renta por persona.²² Los nuevos indicadores contemplan elementos del bienestar no necesariamente dependientes del ingreso que son asimismo «derechos de acceso» necesarios para prosperar (salud, educación y libertad).²³ Nos referiremos brevemente a los dos que utilizamos en este trabajo, IFCV e IDH. El primero lo ideó Morris a fines de la década de 1970.²⁴ Incluye la esperanza de vida a la edad de un año, la mortalidad infantil y la tasa de alfabetización adulta y se obtiene mediante la media aritmética de sus tres partes –en el anexo 1 explicamos cómo se elabora el IFCV, citamos las fuentes de donde hemos obtenido los datos para confeccionarlo y ofrecemos sus valores (cuadro A.1)–. Morris ha defendido la bondad del indicador porque contiene una función de bienestar definida por el disfrute de una larga vida con la posibilidad de prosperar gracias a la alfabetización y porque, en las naciones subdesarrolladas, una parte sustancial del consumo básico no se realiza a través del mercado, de manera que la mortalidad infantil y la esperanza de vida captan mejor que la renta la nutrición y la salud, siendo, además, esas variables fáciles de estimar y, por consiguiente, más fiables que las dudosas cifras de ingreso de muchos países atrasados.

El IDH que Naciones Unidas propuso en 1990 combina tres elementos, PIB per cápita en dólares constantes y ajustados a la paridad del poder adquisitivo, esperanza de vida al nacer y nivel cultural y se obtiene mediante su promedio simple –el método de elaboración se explica en el anexo 1, en el que aparecen las fuentes de donde hemos obtenido los datos para confeccionar los IDH provinciales y también sus valores (cuadro A.2)–.²⁵ Aunque el PNUD recomendó emplear un indicador compuesto de la variable educación, nos hemos visto obligados a contabilizar sólo la tasa de alfabetización dadas las dificultades que entraña obtener ese indicador antes de la década de 1970. Seguimos con ello a especialistas como Crafts, Floud-Harris y Costa-Steckel, que han elaborado series largas de IDH para varios países de este modo, aunque somos conscientes de que el procedimiento puede sobrestimarlo.

22. Las grandes desigualdades de riqueza, salud y cultura, el deterioro medioambiental, el feminismo, la intensificación del trabajo o las dictaduras han desempeñado un papel determinante en la incorporación a los indicadores de variables como la distribución de la renta, el «nivel de vida biológico», la escolarización, el ocio, el valor añadido que crea el trabajo femenino doméstico, los costes medioambientales o la existencia de derechos sindicales y políticos.

23. Sobre los «derechos de acceso», Dasgupta (1993) y Sen (2000 y 2001).

24. Morris (1979).

25. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2000).

IFCV e IDH pueden parecer más fidedignos que la renta por persona porque prescinden de ella cuando su empleo resulta discutible o porque incluyen otros elementos del bienestar, pero también adolecen de defectos. Ocultan la desigualdad social. Prescinden de elementos importantes: renta en el caso del IFVC y condiciones laborales, desempleo, degradación del medio ambiente o respeto de los derechos humanos en ambos casos. Es también discutible que las variables que los integran sean las más adecuadas para medir salud, educación e ingreso y los dos índices constituyen una medida ordinal y no cardinal, lo que sólo permite establecer un «ranking». Un último defecto estriba en la ponderación. Tomemos como ejemplo el IDH, que es el más utilizado. Éste imputa un tercio del bienestar al ingreso, otro a la esperanza de vida y el último al nivel cultural. ¿Por qué no asignar un 50% a la renta y un 25% a cada una de las otras dos variables? O a la inversa: ¿por qué no dar un 50% a la esperanza de vida y un 25% a los otros dos elementos del bienestar? Dada una amplia gama de gustos y preferencias, toda ponderación contiene juicios de valor.²⁶

Para solventar algunas de esas rémoras, Naciones Unidas propuso en 2010 un nuevo IDH que mantiene la esperanza de vida, pero sustituye la antigua variable de nivel cultural por una combinación de años medios de educación de los adultos y de años esperados de educación de los niños; el PIB per cápita por el Ingreso Nacional Bruto por persona y agrega los tres elementos mediante una media geométrica y no aritmética.²⁷ Huelga decir que nos resulta imposible estimar un IDH de las provincias españolas basado en las nuevas normas, ya que no tenemos cifras de Ingreso Nacional Bruto para todo el periodo de estudio y carecemos asimismo de información para calcular el nuevo índice de educación. Sí que hemos aplicado, en cambio, una media geométrica a nuestros datos de salud, alfabetización y PIB para contrastar esos resultados con los que arroja la media aritmética. Como puede observarse en la nota a pie de página, las diferencias son muy poco significativas ya que la correlación de ambas estimaciones ronda la unidad para todas las décadas,²⁸ razón esta por la que hemos mantenido un IDH provincial calculado mediante media aritmética porque de este modo es comparable con otros IDH españoles e internacionales confeccionados del mismo modo por otros historiadores. La enumeración de las virtudes y defectos de renta, IFCV e

26. Las virtudes y defectos del IDH han originado una bibliografía tan abundante que nos limitamos a citar tres referencias recientes que sintetizan esa bibliografía: Prados de La Escosura (2010), Villar (2010) y también las contribuciones enviadas a Naciones Unidas que sirvieron para modificar el IDH («Research Papers 2010» del Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo; en la bibliografía figura el enlace de Internet).

27. Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (2010).

28. La correlación existente entre el IDH estimado mediante media aritmética y geométrica es ésta: 1930: 0,984; 1940: 0,987; 1950: 0,990; 1960: 0,996; 1970: 0,998; 1980: 0,999; 2000: 1,000.

CUADRO 1 • Correspondencia entre indicadores de las ordenaciones provinciales de bienestar, 1900-2000

	Coeficiente de correlación de rangos de Spearman							
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Renta per cápita-IDH	0,733*	0,826*	0,779*	0,836*	0,868*	0,849*	0,912*	0,925*
Renta per cápita-IFCV	0,622*	0,765*	0,762*	0,722*	0,732*	0,564*	0,582*	0,559*
IDH-IFCV	0,878*	0,921*	0,885*	0,922*	0,924*	0,886*	0,828*	0,797*

* Indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

IDH evidencia que no existe un indicador que recoja todas las dimensiones del bienestar o que lo haga sin incurrir en juicios de valor, de manera que el estudio de los niveles de vida puede enriquecerse contrastando varios. De hecho, numerosos estudios demuestran que, aunque la correlación entre renta por persona, IFCV e IDH es elevada, existen asimetrías tanto en el pasado como actualmente.²⁹ Esta circunstancia se repite en el caso que nos ocupa ya que, si bien el coeficiente bivalente de correlación de rangos de Spearman de los tres indicadores es en todos los casos positivo y estadísticamente significativo a los niveles convencionales de significatividad (cuadro 1), lo que sugiere una ordenación de las provincias relativamente similar durante todo el periodo analizado sea cual sea el indicador utilizado, se observan correlaciones más reducidas y alejadas de la unidad cuando se compara el IDH y el IFCV con la renta per cápita, muy especialmente cuando ésta se contrasta con el IFCV, con el que presenta coeficientes inferiores a 0,6 desde 1980 a 2000. Esta evidencia, que sugiere la presencia de diferencias no anecdóticas entre indicadores en las ordenaciones provinciales,³⁰ confirma una vez más el carácter complementario de los tres indicadores y la conveniencia de emplearlos conjuntamente. Una razón adicional por la que los hemos utilizado es que el IFCV permite estudiar las diferencias de bienestar durante todo el siglo xx ya que los datos disponibles de renta por persona y, por lo tanto, de IDH arrancan de 1930.

29. Para el caso del IFCV, véase Morris (1979), Federico y Toniolo (1991) y Domínguez y Guijarro (2000 y 2001). Para el IDH, los informes del PNUD para el presente y, para el pasado, Crafts (1997a y 1997b), Floud-Harris (1997), Costa-Steckel (1995), Horlings-Smits (1998) y Escudero y Simón (2003).

30. Por abundar en esta cuestión, a título de ejemplo, Burgos tenía en 1930 el puesto 16 en IDH y el 38 en renta por persona, mientras que, en sentido contrario, Sevilla ocupaba respectivamente las posiciones 28 y 9 (cuadro 2).

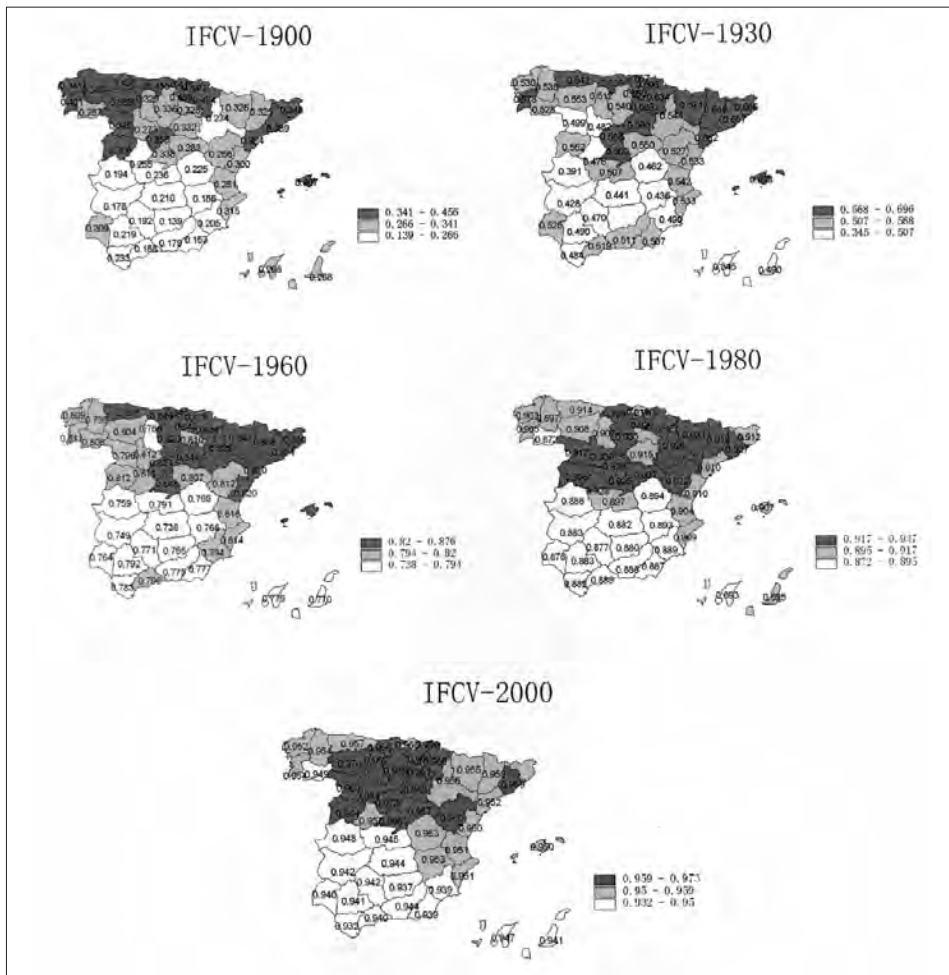
CUADRO 2 • Ordenación de las provincias españolas según sus niveles de bienestar, 1900-2000

	IFCV		IDH		Renta per cápita	
	1900	2000	1930	2000	1930	2000
Álava	1	12	2	3	5	2
Albacete	46	26	50	34	48	37
Alicante	25	31	33	28	18	23
Almería	49	47	45	42	50	33
Asturias	6	19	8	29	10	32
Ávila	35	19	30	27	36	30
Badajoz	48	41	47	49	43	49
Baleares	7	33	14	13	4	7
Barcelona	9	16	4	7	3	5
Burgos	19	4	16	6	38	15
Cáceres	43	36	48	39	49	44
Cádiz	38	50	39	50	20	48
Cantabria	2	6	6	22	19	22
Castellón	27	33	37	23	22	9
Ciudad Real	41	39	46	42	46	40
Córdoba	44	41	42	44	32	42
Cuenca	39	26	44	37	42	43
Gerona	15	26	9	4	8	1
Granada	47	39	41	46	44	50
Guadalajara	29	5	26	16	45	24
Guipuzcoa	3	16	1	8	1	8
Huelva	26	45	36	45	27	39
Huesca	23	23	22	24	26	18
Jaén	50	49	49	46	47	46
La Coruña	17	29	32	29	31	27
La Rioja	22	14	12	4	13	6
Las Palmas	32	37	31	31	16	25
León	9	2	19	16	35	29
Lérida	24	18	10	16	21	12
Lugo	14	24	27	35	37	41
Madrid	18	6	5	1	2	4
Málaga	45	45	40	41	39	35
Murcia	42	47	43	37	25	31
Navarra	4	6	7	1	15	3
Orense	28	35	35	39	33	45
Palencia	21	12	18	16	23	20
Pontevedra	8	24	23	32	24	36
Salamanca	12	9	17	21	30	26
Santa Cruz de Tenerife	32	43	29	33	14	28
Segovia	13	1	13	8	34	21
Sevilla	40	43	28	48	9	47
Soria	20	11	14	14	28	19
Tarragona	11	29	11	14	12	10
Teruel	34	15	34	12	40	17
Toledo	36	38	38	36	29	34
Valencia	30	31	25	25	11	16
Valladolid	31	9	21	11	17	14
Vizcaya	5	19	3	16	6	13
Zamora	16	3	24	26	41	38
Zaragoza	37	22	20	10	7	11

Análisis empírico

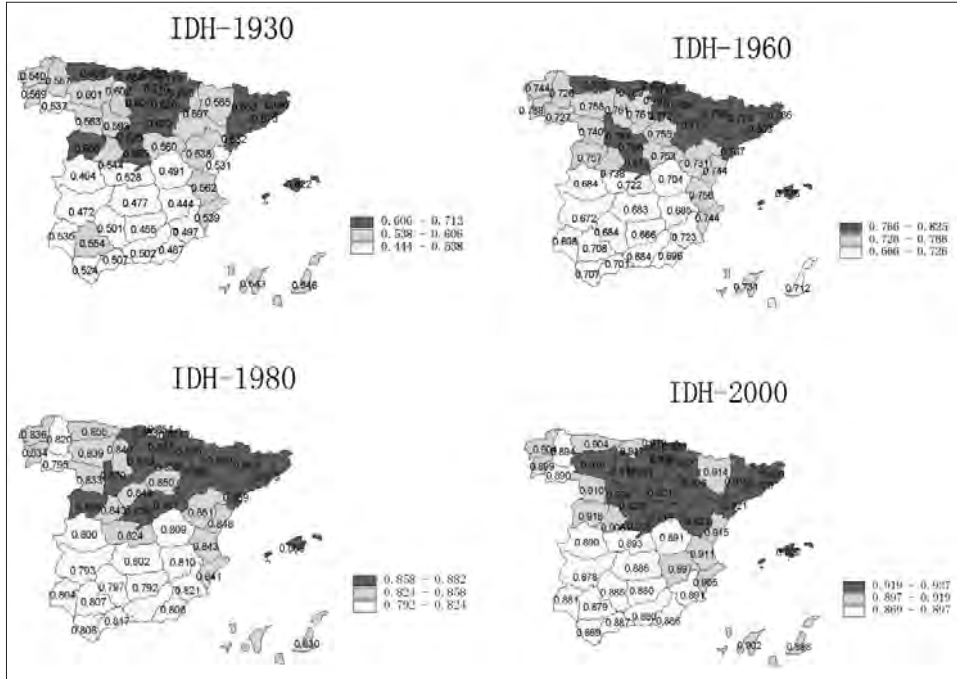
Tal y como dijimos en la introducción, el objeto de nuestra investigación es examinar las disparidades de bienestar de las provincias españolas durante todo el siglo xx empleando distintos indicadores del nivel de vida. Para ello, analizamos primero si ha existido un componente geográfico de dependencia espacial significativo y después si hubo convergencia y también si la evolución

FIGURA 1 • Índice físico de calidad de vida (IFCV) de las provincias españolas, 1900, 1930, 1960, 1980 y 2000



Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución del índice físico de calidad de vida en el año correspondiente.

FIGURA 2 • Índice de desarrollo humano (IDH) de las provincias españolas, 1930, 1960, 1980 y 2000



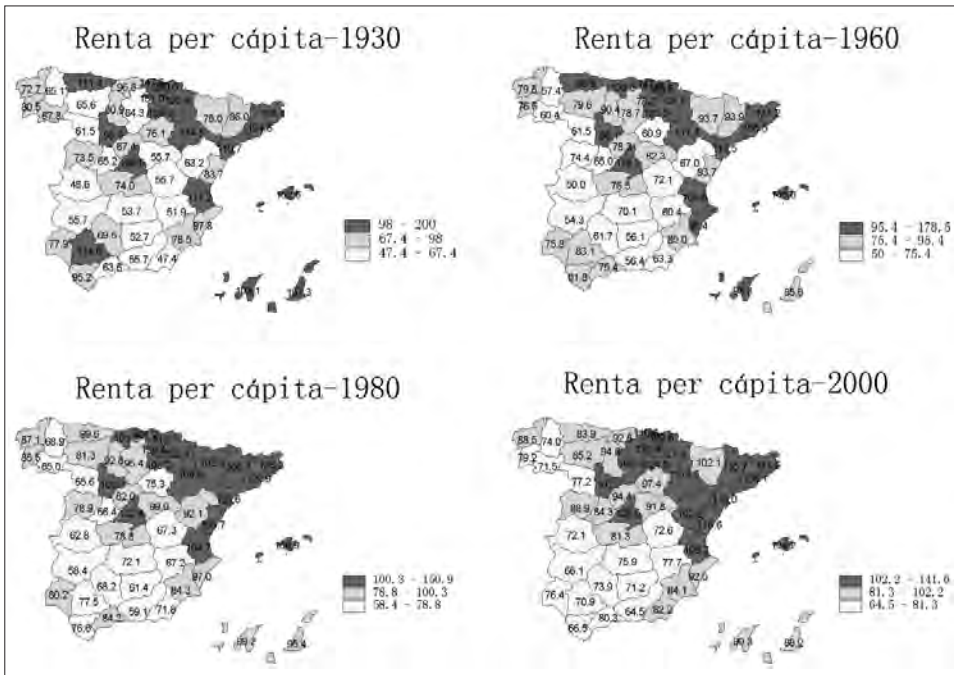
Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución del índice de desarrollo humano en el año correspondiente.

de las disparidades presentó variaciones significativas entre indicadores y discontinuidades entre periodos. La primera parte del análisis se realiza mediante técnicas de econometría espacial y la segunda haciendo uso de los conceptos de convergencia- β y convergencia- σ .

Las figuras 1, 2 y 3 contienen mapas en los que las provincias están divididas en tres tercios según los valores relativos de los indicadores de bienestar en distintos momentos que cubren todo el siglo xx, razón por la que aparecen provincias con niveles de bienestar alto, medio y bajo.³¹ Se observa que la distribución espacial del bienestar se caracteriza por la presencia de niveles de vida comparativamente mayores en la mitad superior de la península, Ba-

31. Por una cuestión de espacio, en las figuras 1 a 3 se han incluido exclusivamente los mapas de 1900, 1930, 1960, 1980 y 2000. Esta información resulta suficiente ya que 1900 es el año de partida, 1930 cerró la fase de crecimiento del primer tercio de siglo; 1960 inició la liberalización económica posterior a la Autarquía; 1980 es anterior al desarrollo del Estado de las Autonomías y a las reformas estructurales para la integración en la CEE y, en 2000, el Estado de las Autonomías se había consolidado y los fondos europeos llevaban años nutriendo a las regiones menos ricas.

FIGURA 3 • Renta per cápita de las provincias españolas, 1930, 1960, 1980 y 2000



Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución de la renta per cápita en el año correspondiente. La renta per cápita corresponde al producto interior bruto a precios de mercado por habitante en pesetas constantes de 1990 y está expresado como porcentaje de la media nacional.

leares y Canarias y menores en la mitad inferior. Se trata de una circunstancia que, además, es independiente del indicador y del periodo considerados, lo que demuestra la existencia de persistentes diferencias provinciales de bienestar, corroboradas por los valores positivos y elevados del coeficiente de correlación de rangos de Spearman que todos los indicadores presentan entre los distintos años considerados (cuadro 3).³² Por otra parte, la distribución geográfica del bienestar también se caracteriza por el hecho de que las provincias con mayores (menores) niveles de bienestar relativos tienden a presentar por lo general relaciones de vecindad con otras provincias con niveles de bien-

32. No obstante, este resultado debe matizarse en la medida en que, aun cuando dicho coeficiente es siempre positivo y estadísticamente significativo, en algunos casos se encuentra alejado de la unidad (llega a tomar un valor mínimo de 0,552 para el IFCV entre 1930 y 2000), lo que sugiere la presencia de cierta movilidad en la ordenación de las provincias. Algunos ejemplos significativos en este sentido son Baleares, cuya posición según el IFCV pasa de la 7.^a en 1900 a la 33.^a en 2000; Asturias, que pasa de la 8.^a a la 29.^a en las ordenaciones del IDH en 1930 y 2000 y Sevilla que, en términos de renta per cápita, pasa de la 9.^a a la 47.^a entre 1930 y 2000 (cuadro 2).

CUADRO 3 • Estabilidad en la ordenación provincial de bienestar, 1900-2000

Coefficiente de correlación de rangos de Spearman				
Renta per cápita	1930	1960	1980	2000
1930	1	0,905*	0,813*	0,674*
1960	–	1	0,943*	0,813*
1980	–	–	1	0,911*
2000	–	–	–	1
IDH	1930	1960	1980	2000
1930	1	0,933*	0,837*	0,806*
1960	–	1	0,922*	0,874*
1980	–	–	1	0,927*
2000	–	–	–	1
IFCV	1930	1960	1980	2000
1900	0,860*	0,768*	0,615*	0,680*
1930	1	0,895*	0,611*	0,552*
1960	–	1	0,750*	0,594*
1980	–	–	1	0,849*
2000	–	–	–	1

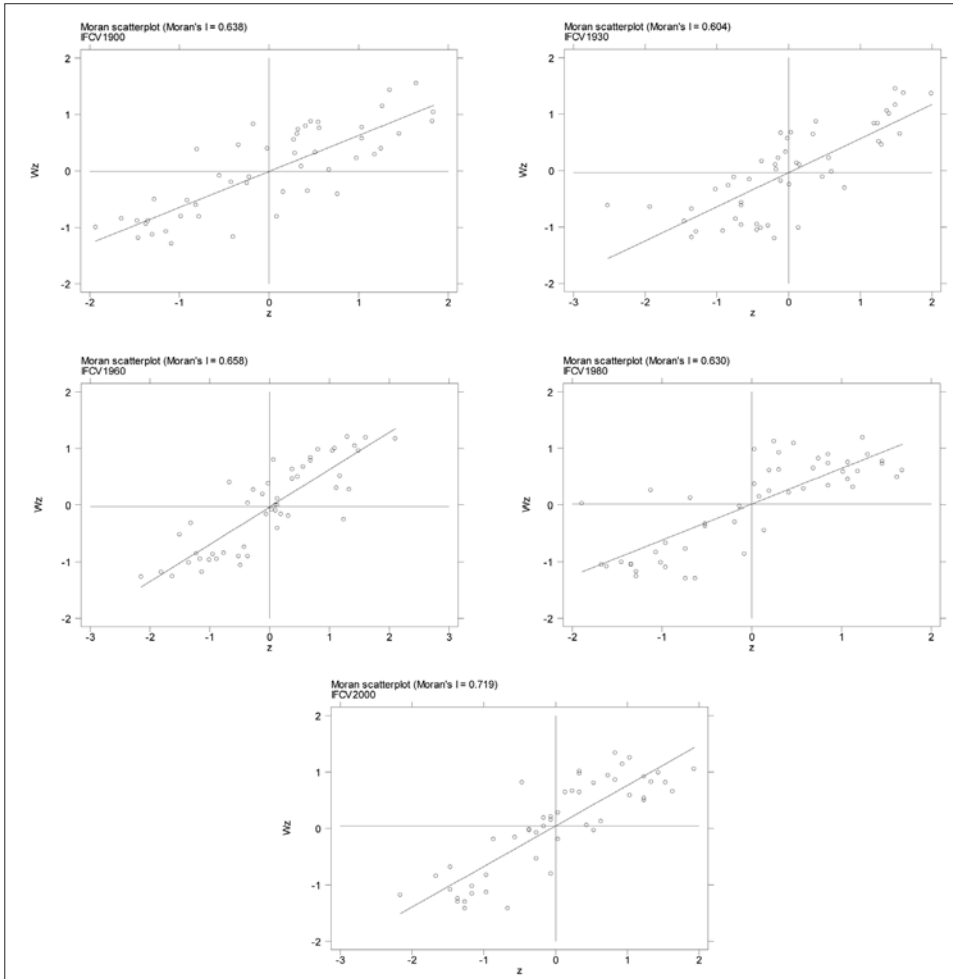
* indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

estar elevados (reducidos).³³ Se trata de evidencia que, en conjunto, señala que la distribución geográfica del nivel de vida no ha sido aleatoria, siendo pausable por lo tanto que hayan existido determinantes espaciales significativos.

El uso del gráfico de Moran y el cálculo de estadísticos de autocorrelación espacial permiten una aproximación más formal a la presencia de asociación espacial en los niveles de bienestar. El citado gráfico mide en el eje de abscisas el valor del indicador de bienestar estandarizado de cada provincia y en el eje de ordenadas el promedio ponderado del indicador estandarizado de las provincias vecinas, por lo que permite valorar en qué medida las provincias colindantes muestran niveles de bienestar relativamente similares. Como se puede observar en las figuras 4, 5 y 6, las provincias españolas se sitúan de forma

33. En el caso de las islas, la vecindad se ha determinado siguiendo lo que constituye un procedimiento estándar en los análisis sobre dependencia espacial para los territorios españoles realizados en otras investigaciones: para Baleares se ha considerado que existe relación de vecindad con la Comunidad Valenciana y Cataluña y para las Islas Canarias con Andalucía.

FIGURA 4 • Gráfico de Moran del índice físico de calidad de vida de las provincias españolas, 1900, 1930, 1960, 1980 y 2000

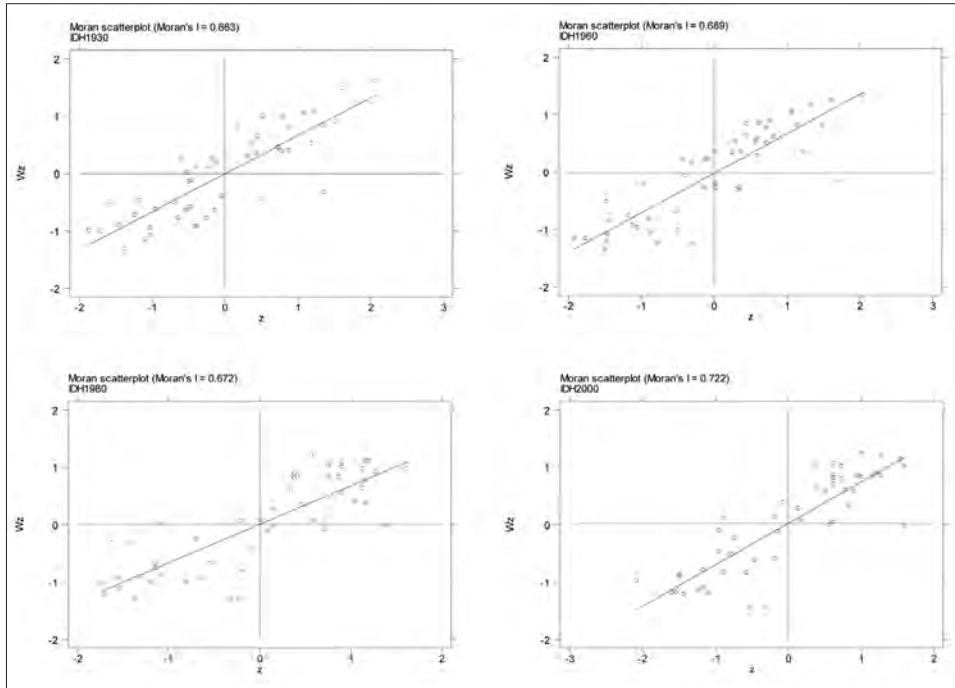


Nota: En el eje de abscisas se mide el índice físico de calidad de vida provincial estandarizado y en el eje de ordenadas el promedio ponderado del índice físico de calidad de vida estandarizado de las provincias colindantes.

mayoritaria en los cuadrantes superior derecho e inferior izquierdo de dichos gráficos y se agrupan alrededor de la diagonal principal. Este resultado, que se da durante todo el siglo xx y para todos los indicadores, confirma que, por o general, las provincias españolas han tendido a estar rodeadas de provincias con niveles de bienestar relativamente similares.³⁴

34. Cabe destacar, sin embargo, que la provincia de Madrid constituye una observación atípica muy destacada en términos de renta per cápita, ya que la misma presenta sistemática-

FIGURA 5 • Gráfico de Moran del índice de desarrollo humano de las provincias españolas, 1930, 1960, 1980 y 2000



Nota: En el eje de abscisas se mide el índice de desarrollo humano provincial estandarizado y en el eje de ordenadas el promedio ponderado del índice de desarrollo humano estandarizado de las provincias colindantes.

La existencia de dependencia espacial queda en última instancia corroborada por los resultados del contraste desarrollado a partir de los valores del estadístico de autocorrelación espacial I de Moran.³⁵ Así, los tres indicadores

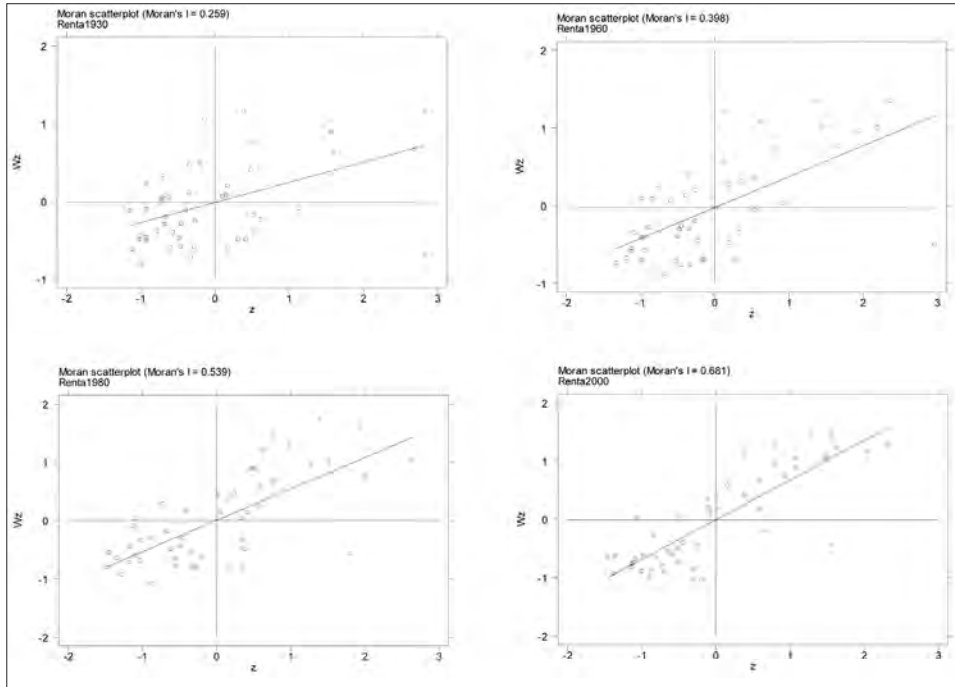
mente una renta por encima de la media, cuando sus provincias colindantes presentan niveles inferiores a la media nacional.

35. El estadístico I de Moran (Moran, 1948) es utilizado para la estimación exploratoria de la presencia de dependencia espacial en una variable, y toma la forma:

$$I_t^R = \left(\frac{n}{s_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} b_{i,t} b_{j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{i,t} b_{j,t}}$$

donde b_{it} es el indicador de bienestar de la provincia i en el año t (esto es, renta per cápita, IDH o IFCV), medido en desviaciones con respecto a la media; w_{ij} es un elemento de la matriz binaria W de pesos espaciales (la matriz de pesos espaciales empleada en una matriz de contigüidad física de primer orden estandarizada); n es el número de provincias y s_0 es un factor de escala igual a la suma de todos los elementos de W . A través del valor normalizado del estadístico se puede desarrollar un contraste, de modo que un valor estadísticamente significativo del estadístico lleva a rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, mientras que un valor significativo positivo (negativo) del mismo informa acerca de la presencia de un esquema de au-

FIGURA 6 • Gráfico de Moran de la renta per cápita de las provincias españolas, 1930, 1960, 1980 y 2000



Nota: En el eje de abscisas se mide la renta per cápita provincial estandarizada y en el eje de ordenadas el promedio ponderado de la renta per cápita estandarizada de las provincias colindantes.

presentan una dependencia espacial positiva y estadísticamente significativa a niveles convencionales (cuadro 4), lo que permite rechazar formalmente la existencia de una distribución aleatoria del nivel de vida y confirma, en suma, que las provincias próximas geográficamente han tendido a mostrar sistemáticamente niveles de vida similares. Cabe asimismo destacar que, aunque esta circunstancia está presente a lo largo de todo el siglo xx, los valores del estadístico son crecientes (muy especialmente en el caso de la renta per cápita), un resultado que sugiere que la dependencia espacial de los niveles de vida provinciales es un fenómeno que se reforzó a lo largo del siglo xx.

Pasando al análisis de la evolución de las disparidades del nivel de vida, el cuadro 5 contiene los valores promedio y una medida de dispersión (el índice de Gini) de los indicadores de bienestar de las provincias españolas entre 1900 y

tocorrelación espacial positiva (negativa), esto es, de la presencia de una concentración de valores similares (diferentes) de b_{it} entre provincias vecinas.

CUADRO 4 • Contraste de autocorrelación espacial global I de Moran

	Renta per cápita	IDH	IFCV
1900	–	–	0,638*
1930	0,259*	0,663*	0,604*
1960	0,398*	0,689*	0,658*
1980	0,539*	0,672*	0,630*
2000	0,681*	0,722*	0,719*

* indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

2000,³⁶ así como los errores estándar y los intervalos de confianza de dicha medida de dispersión calculados mediante técnicas *bootstrap* que permiten realizar contrastes formales sobre la significatividad de los cambios experimentados por ese indicador a lo largo del tiempo.³⁷ Esta evidencia muestra que el notable aumento que experimentó el nivel de vida de la población española a lo largo del siglo xx se vio acompañado de una reducción muy significativa de la dispersión de las diferencias provinciales de bienestar, confirmando la presencia de un acusado fenómeno de convergencia- σ . Así, todos los indicadores señalan que las disparidades eran muy acusadas a principios del siglo xx (a título de ejemplo, el índice de Gini tomaba para el IFCV un valor de 0,159 en 1900 y de 0,080 en 1930, y valores de 0,218 y 0,068 para, respectivamente, la renta per cápita y el IDH en 1930). En cambio, esas diferencias se habían reducido notablemente a finales de la centuria (en 2000 el índice de Gini tomaba valores de 0,121 para la renta per cápita, 0,006 para el IFCV y 0,011 para el IDH), siendo en todos los casos las diferencias intertemporales de la medida de dispersión utilizada estadísticamente significativas a los niveles convencionales en comparaciones alejadas en el tiempo –nótese la falta de solapamiento de los intervalos de confianza–. Ello no obstante, la evidencia anterior arroja otro resultado destacable: la reducción de las disparidades provinciales fue mucho menos acusada en términos de renta per cápita que en términos de los dos indicadores que contemplan elementos no crematísticos del bienestar.

Alternativamente, la existencia de convergencia se analiza mediante la convergencia- β , que se producirá si el bienestar de las provincias con menores niveles ha tendido a mejorar a una velocidad superior al de las provincias con

36. La evidencia descriptiva se ofrece a partir de estadísticos simples sin ponderar por la población de cada provincia. Los resultados que se alcanzan usando estadísticos ponderados son muy similares a los que se obtienen con los estadísticos simples (los autores se ofrecen a proporcionar los datos a los colegas que lo soliciten).

37. Puede consultarse una excelente revisión de las técnicas de inferencia *bootstrap* aplicadas al índice de Gini en Prieto y García-Pérez (2007).

CUADRO 5 • Indicadores de bienestar de las provincias españolas, 1900-2000

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Renta per cápita											
Promedio	-	-	-	312.746	264.051	265.135	427.887	730.151	927.309	1.292.242	1.688.881
Índice de Gini	-	-	-	0,218	0,214	0,201	0,177	0,156	0,137	0,130	0,121
Error estándar	-	-	-	0,021	0,020	0,020	0,017	0,012	0,011	0,011	0,010
Lím. inf. intervalo de confianza	-	-	-	0,177	0,172	0,164	0,146	0,133	0,114	0,111	0,104
Lím. sup. intervalo de confianza	-	-	-	0,259	0,256	0,208	0,208	0,178	0,153	0,151	0,139
IDH											
Promedio	-	-	-	0,572	0,569	0,637	0,743	0,801	0,839	0,878	0,908
Índice de Gini	-	-	-	0,068	0,072	0,044	0,030	0,020	0,018	0,013	0,011
Error estándar	-	-	-	0,006	0,007	0,004	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001
Lím. inf. intervalo de confianza	-	-	-	0,057	0,059	0,036	0,026	0,017	0,016	0,011	0,010
Lím. sup. intervalo de confianza	-	-	-	0,079	0,085	0,051	0,036	0,023	0,020	0,015	0,013
IFCV											
Promedio	0,301	0,382	0,388	0,541	0,571	0,696	0,808	0,857	0,906	0,934	0,954
Índice de Gini	0,159	0,138	0,140	0,080	0,083	0,037	0,023	0,015	0,010	0,007	0,006
Error estándar	0,013	0,012	0,011	0,008	0,008	0,003	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000
Lím. inf. intervalo de confianza	0,133	0,117	0,119	0,064	0,066	0,030	0,019	0,013	0,009	0,006	0,005
Lím. sup. intervalo de confianza	0,185	0,160	0,162	0,096	0,099	0,043	0,026	0,017	0,012	0,008	0,007

Nota: Sobre las fuentes estadísticas puede consultarse el anexo. La renta per cápita mide el PIB per cápita provincial a precios de mercado en pesetas constantes de 1990. El error estándar y los límites inferior y superior de los intervalos de confianza al 95% del índice de Gini han sido calculados mediante técnicas de *bootstrap*.

mayores niveles. El cuadro 6 contiene los resultados de la estimación de la presencia de convergencia- β ,³⁸ en su modalidad absoluta,³⁹ a partir de las corres-

38. La presencia de convergencia- β se contrasta (en su modalidad *absoluta* o *no condicionada*) a partir de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios con datos de corte transversal para las provincias de la siguiente ecuación de convergencia:

$$\frac{1}{j} (\ln b_{it} - \ln b_{i,t-j}) = \alpha + \beta \ln b_{i,t-j} + u_{it} \quad (1)$$

donde b_{it} es el indicador de bienestar de la provincia i en el año t ; j es la longitud del periodo de estudio medida en años; α y β son parámetros a estimar, y u_{it} es un término de error aleatorio con media cero y que suponemos independiente e idénticamente distribuido en el tiempo y entre regiones y no correlacionado con el resto de variables. La existencia de convergencia- β absoluta se manifiesta en una relación negativa entre la evolución del indicador de bienestar entre el periodo inicial y el final y el nivel inicial de bienestar, lo que exige que el coeficiente β tenga

CUADRO 6 • Convergencia- β del bienestar. Estimación por mínimos cuadrados ordinarios, 1900-2000

	β	Velocidad de convergencia (%)	R ² ajustado	Contraste I de Moran del error
Renta per cápita (1930-2000)	-0,009* (0,001)	1,30	0,688	6,17*
IDH (1930-2000)	-0,012* (0,000)	2,83	0,988	5,65*
IFCV (1900-2000)	-0,010* (0,000)	3,72	0,999	6,89*

Nota: En el caso del coeficiente β el error estándar aparece entre paréntesis y * indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad. En el caso del contraste I de Moran del error * indica que puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial en el error al 1% de significatividad.

pendientes ecuaciones de convergencia. El coeficiente β estimado es en todos los casos negativo y estadísticamente significativo, lo que corrobora que las provincias con menores niveles iniciales de bienestar mejoraron en mayor medida que aquellas con mayores niveles (los coeficientes de determinación ajustados de las regresiones son notablemente elevados, con un valor de 0,69 en el caso de la renta per cápita y de 0,99 en el del IDH y el IFCV). Los valores del coeficiente son, además, reducidos, lo que implica una lenta velocidad de convergencia en todos los indicadores.

Sin embargo, la estimación de las ecuaciones de convergencia por mínimos cuadrados ordinarios no resulta adecuada cuando, como en el caso que nos ocupa, existe dependencia espacial en las variables ya que esta circunstancia puede conducir a estimaciones inconsistentes y/o ineficientes de los parámetros de interés. Los valores del contraste I de Moran del error que aparecen en la última columna del cuadro 6 muestran que los errores del modelo están correlacionados espacialmente en todas las ecuaciones,⁴⁰ lo que confirma su

un signo negativo y sea estadísticamente significativo en la regresión. La estimación de β permite, a su vez, calcular la denominada velocidad de convergencia anual hacia el estado estacionario como $v = -\log(1 + \beta j) / j$.

39. Las ecuaciones de convergencia estimadas parten del supuesto de que todas las provincias se comportan de forma similar y que, por lo tanto, presentan un mismo ritmo de convergencia y convergen a un mismo nivel de bienestar (o estado estacionario), lo que puede constituir un supuesto restrictivo. Una alternativa consiste en introducir en las ecuaciones variables condicionantes que afecten al estado estacionario y difieran por provincias (y cuantificar así la presencia de convergencia- β *condicionada*). Esta aproximación suele, sin embargo, conducir a resultados inestables en las ecuaciones de convergencia (Goerlich y Mas, 2001). Considerando, además, la dificultad de establecer el conjunto completo de determinantes de las condiciones de vida provinciales y de conseguir información sobre las mismas de forma desagregada por provincias para el conjunto del siglo xx se ha optado por la estimación en exclusiva de la presencia de convergencia- β absoluta.

40. En este caso, se estima un modelo con errores correlacionados espacialmente, de modo que los errores del modelo toman la forma $u_{it} = \lambda W u_{it-1} + \varepsilon_{it}$, donde λ es un parámetro autorregresivo que refleja la intensidad de las interdependencias espaciales, W la matriz de pesos espaciales y ε_{it} un término de error aleatorio.)

CUADRO 7 • Convergencia- β del bienestar. Estimación del modelo de autocorrelación espacial del error, 1900-2000

	β	Velocidad de convergencia (%)	λ
Renta per cápita (1930-2000)	-0,011* (0,000)	2,08	0,804*
IDH (1930-2000)	-0,013* (0,000)	2,31	0,784*
IFCV			
1900-2000	-0,010* (0,000)	4,19	0,814*
1930-2000	-0,014* (0,000)	4,72	0,839*

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. * indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

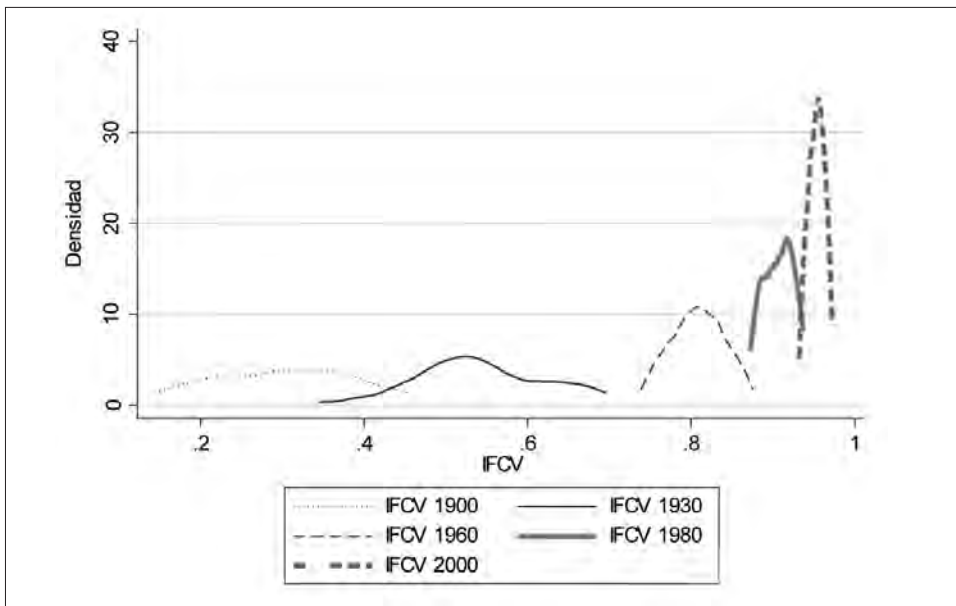
CUADRO 8 • Coeficientes de variación por provincias de esperanza de vida, mortalidad infantil y tasa de alfabetización, 1900-1940

	1900	1910	1920	1930	1940
Esperanza de vida	0,129	0,087	0,095	0,065	0,098
Mortalidad infantil	0,177	0,191	0,204	0,217	0,239
Tasa de alfabetización	0,357	0,341	0,303	0,204	0,158

especificación errónea y, en definitiva, que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no es adecuada. Esta es la razón por la que presentamos el cuadro 7, donde aparecen los resultados de la estimación alternativa por máximoverosimilitud de las ecuaciones de convergencia, que permite controlar la autocorrelación espacial de los errores. La presencia de este tipo de correlación queda confirmada por el valor positivo y estadísticamente significativo del coeficiente de autocorrelación, tal y como se puede apreciar en la última columna del cuadro. Aunque el sentido de los resultados no cambia en lo sustancial, el coeficiente β estimado tanto para la renta per cápita como para el IDH difiere en relación con el obtenido mediante mínimos cuadrados ordinarios –el primero pasa de -0,009 a -0,011 y el segundo de -0,012 a -0,013, siendo ambas diferencias estadísticamente significativas a niveles convencionales de significatividad–, lo que demuestra la conveniencia de estimar controlando la autocorrelación espacial.

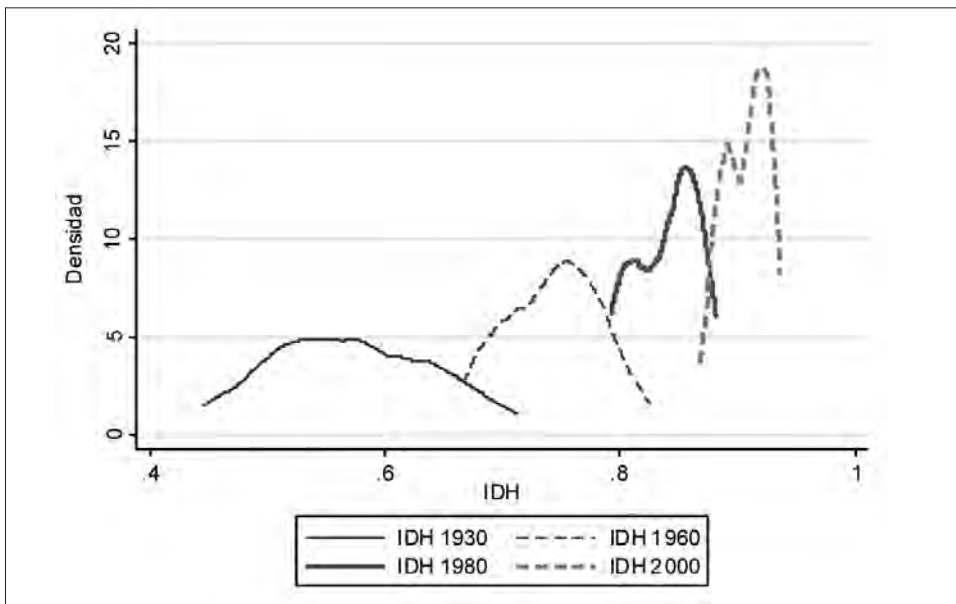
Un resultado adicional a destacar es que la evidencia confirma que el proceso de convergencia fue durante todo el siglo xx menos acusado en renta per cápita que en términos de IDH e IFCV (el coeficiente de convergencia

FIGURA 7 • Función de densidad estimada del IFCV de las provincias españolas



Nota: Función de densidad *kernel* estimada mediante el procedimiento de Epanechnikov.

FIGURA 8 • Función de densidad estimada del IDH de las provincias españolas

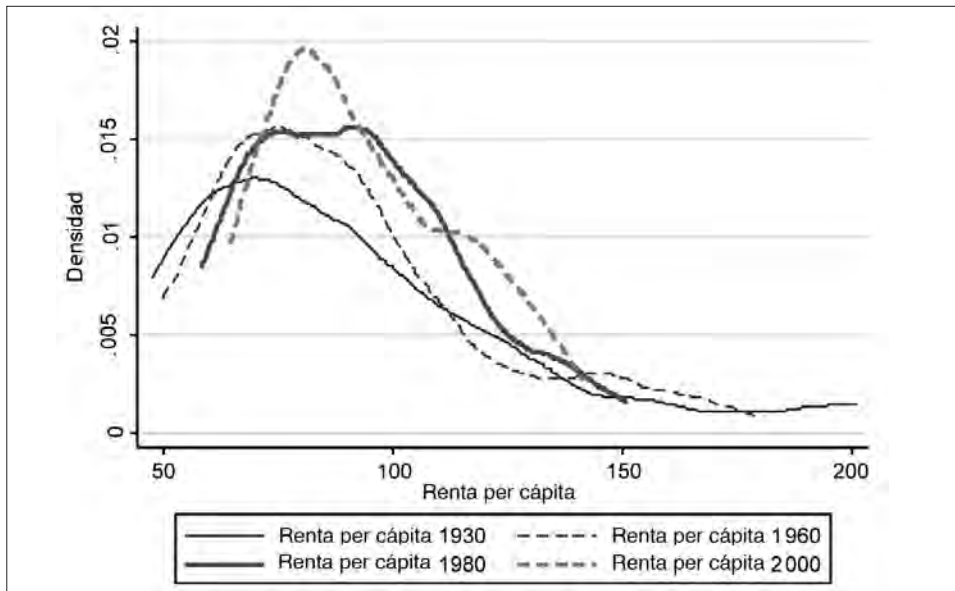


Nota: Función de densidad *kernel* estimada mediante el procedimiento de Epanechnikov.

estimado para la renta per cápita en el periodo 1930-2000 toma un valor de $-0,011$, mientras que para IDF e IFCV es de $-0,013$ y $-0,014$, respectivamente, siendo ambos coeficientes distintos del correspondiente a la renta per cápita a un nivel de significatividad del 1%). Cabe notar, por otra parte, que la velocidad de convergencia en el caso de la renta per cápita es del 2,08%, muy cercana al 2% estimado por numerosos trabajos de economistas para el periodo 1955-2000.

El análisis de convergencia desarrollado hasta aquí se basa en buena medida en el comportamiento promedio de las provincias. Alternativamente, el análisis de la distribución provincial completa del nivel de vida puede aportar evidencia de interés en relación con la posibilidad de que la evolución en el tiempo de las diferencias provinciales de bienestar responda a comportamientos diferenciados de distintos grupos de provincias. Hemos elaborado para ello funciones de densidad que aproximan la forma externa de la distribución de los indicadores en diferentes momentos del siglo xx (figuras 7, 8 y 9). Se observa que el IFCV presentaba en 1900 una distribución de carácter bimodal, denotando la existencia de dos grupos de provincias con niveles de vida notablemente diferentes entre sí. Con el paso del tiempo, la distribución del

FIGURA 9 • Función de densidad estimada de la renta per cápita de las provincias españolas



Nota: Función de densidad *kernel* estimada mediante el procedimiento de Epanechnikov. La renta per cápita corresponde al Producto Interior Bruto a precios de mercado por habitante en pesetas constantes de 1990 y está normalizada en relación con la media nacional.

CUADRO 9 • Indicadores de bienestar de las regiones españolas, 1900-2000

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Renta per cápita											
Promedio	-	-	-	363.864	306.544	299.854	478.252	796.581	996.512	1.376.627	1.755.901
Índice de Gini	-	-	-	0,201	0,200	0,191	0,173	0,145	0,125	0,127	0,114
Error estándar	-	-	-	0,029	0,026	0,029	0,029	0,021	0,021	0,020	0,012
Lím. inf. intervalo de confianza	-	-	-	0,144	0,149	0,133	0,117	0,105	0,084	0,087	0,091
Lím. sup. intervalo de confianza	-	-	-	0,259	0,252	0,249	0,229	0,185	0,167	0,166	0,138
IDH											
Promedio	-	-	-	0,590	0,591	0,652	0,757	0,811	0,846	0,883	0,912
Índice de Gini	-	-	-	0,067	0,068	0,040	0,030	0,020	0,016	0,012	0,011
Error estándar	-	-	-	0,008	0,012	0,006	0,005	0,003	0,002	0,002	0,014
Lím. inf. intervalo de confianza	-	-	-	0,052	0,045	0,028	0,021	0,013	0,011	0,008	0,008
Lím. sup. intervalo de confianza	-	-	-	0,082	0,091	0,052	0,039	0,025	0,021	0,016	0,014
IFCV											
Promedio	0,323	0,407	0,412	0,559	0,596	0,710	0,816	0,863	0,908	0,935	0,954
Índice de Gini	0,150	0,146	0,137	0,080	0,078	0,032	0,022	0,013	0,010	0,005	0,005
Error estándar	0,020	0,020	0,021	0,011	0,014	0,005	0,003	0,011	0,001	0,000	0,000
Lím. inf. intervalo de confianza	0,111	0,107	0,096	0,059	0,050	0,022	0,015	0,010	0,007	0,004	0,004
Lím. sup. intervalo de confianza	0,189	0,185	0,177	0,102	0,104	0,042	0,029	0,016	0,011	0,007	0,007

Nota: Sobre las fuentes estadísticas puede consultarse el anexo 1. La renta per cápita mide el PIB per cápita regional a precios de mercado en pesetas constantes de 1990. El coeficiente de variación se define como el cociente entre la desviación estándar y la media de una variable. El error estándar y los límites inferior y superior de los intervalos de confianza al 95% del índice de Gini han sido calculados mediante técnicas de *bootstrap*.

IFCV tendió, sin embargo, hacia una distribución normal (con la excepción de la de 1980). En sentido contrario, la distribución del IDH pasó de ser una distribución muy semejante a una normal en 1930 a otra con dos modas a partir de 1980. En cuanto a la renta per cápita, se observa la presencia tanto en 1930 como en 1960 de un grupo de provincias con niveles de renta por persona notablemente más elevados que el resto (se trata de las tres provincias vascas, Baleares, Barcelona y Madrid, pero muy especialmente estas dos últimas y Guipúzcoa). Este grupo tendió con el paso del tiempo a integrarse en la distribución, pero en 2000 todavía se diferenciaba del resto. En conjunto, esta evidencia muestra que, cuando utilizamos en épocas recientes indicadores que recogen exclusivamente aspectos no crematísticos del bienestar (el IFCV), no

se observan por lo general grupos diferenciados de provincias, sino una distribución continua y simétrica del bienestar. Sin embargo, los indicadores que consideran aspectos sólo monetarios (la renta per cápita) o que contienen aspectos monetarios y no monetarios (el IDH), presentan una distribución ligeramente bimodal que sugiere la presencia de dos grupos de provincias diferenciados.

Para concluir –y con el fin de contrastar nuestros resultados provinciales con los regionales–, el cuadro 9 contiene información sobre los indicadores de bienestar de las regiones españolas y su dispersión entre 1900 y 2000. La comparación con la misma información sobre las provincias (cuadro 5) revela que no existen diferencias significativas ni en la desigualdad de niveles de vida por territorios ni tampoco en su evolución temporal.

Conclusiones

La información recogida en este trabajo arroja cuatro conclusiones principales:

- 1) Renta por persona, IFCV e IDH evidencian que las provincias españolas han experimentado un notable aumento de su nivel de vida durante el siglo xx.
- 2) Partiendo de un nivel de desigualdad elevadísimo en 1900, se ha producido un proceso de convergencia de bienestar de las provincias tanto en términos de convergencia- σ como de convergencia- β .
- 3) La convergencia en IFCV e IDH ha sido mayor que la convergencia en renta per cápita.
- 4) Las técnicas de econometría espacial demuestran que, sea cual sea el indicador de bienestar utilizado, el nivel de vida de cada provincia está significativamente influido por el de las vecinas. Esta circunstancia aparece durante todo el siglo xx y resulta creciente en el tiempo, sobre todo en el caso de la renta por persona.

A estas conclusiones se añaden otras digamos que secundarias:

- 5) La correlación entre IFCV e IDH es muy acusada, pero la existente entre estos dos indicadores y la renta por persona resulta bastante inferior, lo que ratifica la presencia de asimetrías y la conveniencia de emplear varios indicadores del bienestar.
- 6) Persisten diferencias de nivel de vida en algunos casos notables. Así lo atestigua el hecho de que, por lo general, las provincias con mayor bienestar continúen situándose en la mitad superior de la península, Baleares y Canarias y las de menor bienestar en la mitad inferior. En el mismo sentido abundan las funciones de densidad del IDH y la renta

por persona, que no dibujan en 2000 una distribución continua y simétrica como en el caso de IFCV, sino otra ligeramente bimodal, síntoma, pues, de la existencia de dos grupos diferenciados de provincias.

Nuestros resultados concuerdan con los que los economistas han obtenido para el periodo 1955-2000: convergencia de la renta por persona de las provincias –notable entre 1955 y 1980 y muy reducida después– y velocidad de convergencia del 2%. No ocurre, sin embargo, lo mismo cuando los comparamos con algunos de los obtenidos por historiadores para periodos más largos. Los índices ponderados de desigualdad regional del PIB por habitante de Carreras señalan divergencia entre 1930 y 1960, mientras que, con los datos provinciales de renta per cápita, no podemos afirmar que existiera convergencia o divergencia con carácter significativo. Por otro lado, el IFCV elaborado por Gloria Quiroga para las regiones españolas carece de tendencia definida durante la primera mitad del siglo xx, mientras que el nuestro indica que hubo convergencia provincial entre 1900 y 1950.

Cabe asimismo señalar que, aunque nuestro trabajo no analiza la influencia que las condiciones geográficas han tenido sobre la evolución del bienestar, el hecho de que a lo largo del siglo xx renta per cápita, IFCV e IDH hayan tendido a ser menores en la mitad inferior de la península apunta a que la geografía ha desempeñado un papel en la desigualdad. Como dijimos, en opinión de Dobado –seguidor de la NGE «a lo Sachs»–, han sido factores geográficos de «primera naturaleza» los determinantes, mientras que, en la línea de la NGE «a lo Krugman», otros colegas (Betrán, Paluzie, Pons, Silvestre, Rosés y Tirado) atribuyen la desigualdad a factores geográficos de «segunda naturaleza».⁴¹ En un trabajo reciente, Jordi Pons y Daniel Tirado han realizado un ejercicio econométrico que permite diferenciar la importancia relativa de los elementos geográficos de «primera y segunda naturaleza» en la desigualdad económica de las provincias españolas en cuatro cortes temporales: 1920, 1955, 1975 y 2003.⁴² En el ejercicio se relaciona la densidad del PIB de cada provincia con tres tipos de variables: a) geográficas de «primera naturaleza» (altitud, pluviosidad, costa, capitalidad de Estado y de Comunidad Autónoma, distancia de cada capital con las restantes); b) geográficas de «segunda naturaleza» (tamaño de mercado) y c) productividad, utilizada como «proxy» de la existencia de economías de aglomeración. Los resultados son éstos: 1) clima y localización alcanzan su importancia relativa máxima en 1920, explicando un 20% de la varianza de la densidad relativa del PIB; 2) en 1955, 1975 y 2003 esos factores pierden fuerza y son los de «segunda natura-

41. Dobado (2006), Betrán (1999), Tirado, Paluzie y Pons (2002 y 2003), Rosés (2003), Paluzie, Pons y Tirado (2001, 2004), Pons, Silvestre, Tirado y Paluzie (2006).

42. Pons y Tirado (2008).

leza» los que explican el grueso de la varianza. Parece, pues, que, si bien la geografía «pura» desempeñó al principio un papel determinante, son las economías de aglomeración las que más han contribuido luego a la desigualdad económica entre las provincias.

La información que hemos aportado requiere ser analizada en trabajos posteriores. Proponemos en este sentido algunas hipótesis explicativas de tres de nuestras conclusiones principales: convergencia más acusada en IFCV e IDH que en renta per cápita; dependencia espacial en renta por persona y dependencia espacial en IFCV e IDH.

Una de las conclusiones de nuestro trabajo «La evolución del bienestar en España: una perspectiva de largo plazo (1850-1991)» fue que la convergencia de España con UE-4 (Gran Bretaña, Francia, Alemania e Italia) había sido pequeña entre 1870 y 1991 en términos de renta por persona, mientras que, por el contrario, durante todo el siglo xx, se había producido un proceso continuo de convergencia en IDH.⁴³ No debe extrañar, pues, que también en el caso de nuestras provincias se haya dado una convergencia más acusada en IDH e IFCV que en renta por persona. Se trata de que, al aparecer la escolarización obligatoria y gratuita y mejorar progresivamente la nutrición, la salubridad privada y pública y la asistencia médica, la convergencia hacia los valores máximos estandarizados de alfabetización, mortalidad infantil y esperanza de vida es necesariamente «rápida», lo que repercute en la velocidad de convergencia del IDH y del IFCV (cuadros 6 y 7), especialmente de este último, que incluye dos variables altamente correlacionadas –mortalidad infantil y esperanza de vida– y no contempla la renta.

La explicación de la dependencia espacial en renta por persona debe buscarse en la existencia de economías de aglomeración para el caso de las provincias cercanas a las ricas y, lógicamente, en la debilidad o ausencia de esas economías en el de las provincias cercanas a las menos ricas. Como es sabido, la aglomeración de actividades económicas en un espacio y sus efectos de desbordamiento a espacios cercanos son resultado de varios factores: enlaces input-output, *home market effect*, capital humano abundante y cualificado, facilidades para la difusión de tecnologías y uso conjunto de infraestructuras y servicios. Aunque todos estos factores han debido de influir en la dependencia provincial en renta por persona, recientes investigaciones realizadas por historiadores económicos destacan que, como predecía el modelo central de la NGE elaborado por Krugman, el factor tamaño de mercado ha sido determinante.⁴⁴

Pasemos a la dependencia espacial en IDH e IFCV. Proponemos en este caso hipótesis explicativas de la dependencia espacial en tasa de alfabetiza-

43. Escudero y Simón (2003).

44. Betrán (1999), Tirado, Paluzie, Pons (2002 y 2003), Rosés (2003), Pons, Silvestre, Tirado, Paluzie (2004), Pons, Silvestre, Tirado, Paluzie (2006) y Tirado, Pons y Paluzie (2006).

ción y mortalidad infantil ya que la esperanza de vida depende en lo fundamental de esta última. Lo primero que debemos destacar es que los estudios sobre alfabetización y mortalidad infantil constatan que las provincias pobres presentan menores tasas de alfabetización y mayores tasas de mortalidad infantil que las ricas. Hasta la década de 1980, época en la que prácticamente todas las provincias erradicaron el analfabetismo, la demanda de alfabetización fue función de la renta familiar, de la existencia de trabajo infantil y del nivel cultural de los padres, de manera que es lógico que las provincias pobres presenten a lo largo del tiempo menores tasas de alfabetización que las ricas, hecho al que debe añadirse el círculo vicioso de que la inversión en educación fue menor en las primeras que en las segundas.⁴⁵ En cuanto a la mortalidad infantil, todos los estudios evidencian que, siendo la renta, la higiene privada y pública, el nivel cultural y el equipamiento sanitario y asistencial los factores que explican su conducta, las regiones y provincias más desarrolladas son las que presentan menores tasas y viceversa.⁴⁶ De especial interés son, en este sentido, dos trabajos sobre la mortalidad infantil por provincias que reseñamos en nota a pie de página.⁴⁷

Esta doble constatación nada dice, sin embargo, sobre la dependencia espacial en alfabetización y mortalidad infantil, de manera que, para explicar qué mecanismos hacen que ambas variables experimenten «desbordamiento», proponemos que se trata de un fenómeno vinculado a las propias economías de aglomeración, esto es, que la elevación de la renta por persona en las provincias cercanas a las ricas ha conllevado más demanda de alfabetización, más higiene privada y pública, más nivel cultural y más equipamiento sanitario y asistencial.

45. Véase Núñez (1992), en especial capítulo 4, y Núñez (2005).

46. Serigo (1964), Nadal (1976), Bolumar y otros (1981), Dopico (1985), Cohen (1996), Reher (1995), Reher-Sanz (2000), Ramiro-Sanz (2000a, 2000b), Sanz-Ramiro (2002), Bernabeu et al. (2007).

47. En el primero, Rosa Gómez Redondo (1992) ha demostrado que la mortalidad post-neonatal –la más relacionada con los niveles de vida– ha desempeñado un papel fundamental en la evolución de la mortalidad infantil de cada provincia. En el segundo, un equipo de la Universidad de Alicante dirigido por Josep Bernabeu (2005) ha clasificado las provincias durante el periodo 1945-1960 según sus niveles de vida utilizando para ello catorce indicadores, obteniendo luego mediante el método de conglomerados dos patrones de desarrollo socioeconómico. Se procedió después a clasificar las provincias según su mortalidad infantil utilizando para ello nueve indicadores y, también mediante el método de conglomerados, se obtuvieron dos grupos de conducta de la mortalidad infantil. La comparación entre grupos pone de manifiesto que la gran mayoría de las provincias del grupo con menor desarrollo socioeconómico se situaba en el de mayor mortalidad infantil.

BIBLIOGRAFÍA

- ALCAIDE, J. (2004), *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo xx*, ed. Fundación BBVA.
- ÁLVAREZ LLANO, R. (1986), «Evolución de la estructura económica regional de España en la historia: una aproximación», *Situación*, 1, pp. 5-61.
- ANSELIN, L., y BERA, A. (1998), «Spatial Dependence in Spatial Econometrics», en A. Ullah y D. E. A. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economics Statistics*, Springer-Verlag, Berlín, pp. 21-74.
- BARRO R. J., y X. SALA-I-MARTIN (1991), «Convergence across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 107-182.
- (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- (1995), *Economic Growth Theory*, MIT Press.
- BERNABEU, J. et al. (2005), «Niveles de vida y salud en la España del primer franquismo: las desigualdades en la mortalidad infantil», *VIII Congreso de la Asociación de Historia Económica*, Santiago, sesión A1: El nivel de vida en la España contemporánea.
- (2007), «Factores explicativos en el descenso de la mortalidad infantil: reflexiones desde la experiencia española», *VIII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica*, Menorca, sesión 11: Mortalidad y desigualdad social.
- BERNABEU MESTRE, J.; PERDIGUERO, E., y BARONA, J. L. (2007), «Determinanti della mortalità infantile e transizione sanitaria. Una riflessione a partire dall'esperienza spagnola», en M. BRESCHI y L. POZZI (eds.), *Salute, malattia e sopravvivenza in Italia tra '800 e '900*, Forum, Urdine, pp. 175-193.
- BETRÁN, C. (1999), «Difusión y localización industrial en España durante el primer tercio del siglo xx», *Revista de Historia Económica*, 3, pp. 663-696.
- BOLUMAR MONTRULL, F. et al. (1981), «La mortalidad en España. La mortalidad infantil en España, 1900-1976. Valoración regional», *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, 55, pp. 1205-1219.
- CARRERAS, A. (1990), «Fuentes y datos para el análisis regional de la industrialización española», en J. Nadal y A. Carreras (dir. y coord.), *Pautas regionales de la industrialización española (siglos XIX y XX)*, Ariel, Barcelona, pp. 3-20.
- COHEN, A. (1996), «La mortalidad de los niños», en J. M. Borràs Llop (ed.), *Historia de la infancia en la España contemporánea, 1834-1936*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid, pp. 105-148.
- COLLANTES, F., y DOMÍNGUEZ, R. (2006), «La demografía importa: convergencia y cambio estructural por defecto en las regiones y provincias españolas, 1959-1999», *Problemas de Desarrollo, Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 37, n.º 146, julio-septiembre, pp. 147-168.
- COSTA, D., y STECKEL, R. (1995), «Long-Term Trends in Health, Welfare and Economic Growth in the United States», *National Bureau of Economic Research*, n.º H0076.
- CRAFTS, N. F. R. (1997a), «Some Dimensions of the quality of life during the British Industrial Revolution», *Economic History Review*, 50, pp. 617-639.

- (1997b), «The Human Development Index and changes in standard of living: Some historical comparisons», *European Review of Economic*.
- DASGUPTA, P. (1993), *An inquiry into well-being destitution*, Oxford, Clarendon Press.
- DE LA FUENTE, A. (1996), «Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias», *Revista de Economía Aplicada*, vol. iv, n.º 10.
- DOBADO, R. (2004), «Geografía y desigualdad económica y demográfica de las provincias españolas, siglos XIX y XX», documento de trabajo, Facultad de Económicas. Universidad Complutense.
- (2006), «Geografía y desigualdad económica y demográfica de las provincias españolas (siglos XIX y XX)», *Investigaciones de Historia Económica*, primavera, n.º 5, pp. 133-172.
- DOMÍNGUEZ, R. (2002), *La riqueza de las regiones. Las desigualdades económicas regionales de España, 1700-2000*, Alianza Editorial, Madrid.
- DOMÍNGUEZ, R., y GUIJARRO GARVI, M. (2000), «Evolución de las disparidades espaciales de bienestar en España, 1860-1930. El Índice Físico de Calidad de Vida», *Revista de Historia Económica*, invierno, n.º 1, pp. 109-138.
- (2001), «Hacia una reconstrucción normativa del bienestar: evolución del Índice Físico de Calidad de Vida en España, 1900-1960», *Estudios de Economía Aplicada*, n.º 18, pp. 157-174.
- DOPICO, F. (1985), «Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1860-1950)», *Dynamis*, 1985/86, pp. 381-396.
- DOPICO, F., y REHER, D. (1998), *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*, Asociación de Demografía Histórica, monografía n.º 1.
- ECHEVERRI DÁVILA, B. (1993), *La gripe española*, CIS, Madrid.
- ESCUADERO, A., y SIMÓN, H. (2003), «El bienestar en España: una perspectiva de largo plazo (1850-1992)», *Revista de Historia Económica*, 3, pp. 525-565.
- FLOUD, R., y HARRIS, B. (1997), «Health, Height and Welfare: Britain 1700-1980», en R. H. STECKEL y R. FLOUD (eds.), *Health and Welfare during Industrialization*, Chicago University Press, Chicago, pp. 91-126.
- FEDERICO, G., y TONIOLLO, G. (1991), «Italy», en R. SYLLA y G. TONIOLI (eds.), *Patterns of European Industrialization. The Nineteenth Century*, Routledge, Londres, pp. 197-217.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P., y VENABLES, A. (1999), *The Spatial Economy. Cities, Regions, and International Trade*, MIT Press, Cambridge (Massachusetts).
- GALLUP, J. L.; SACHS, J., y MELLINGER, J. A. (1999): «Geography and Economic Development», *International Regional Science Review*, 22, pp. 179-232.
- GARCÍA BARBANCHO, A. (1967), *Las migraciones interiores españolas, estudio cuantitativo desde 1900*, Instituto de Desarrollo Económico, Madrid.
- GOERLICH, F. J., y MAS, M. (2001), *La evolución económica de las provincias españolas (1995-1998)*, ed. Fundación BBVA.
- GOERLICH, F. J.; MAS, M., y PÉREZ, F. (2005), «Concentración, convergencia y desigualdad regional en España», *Papeles de Economía Española*, 93, pp. 17-36.

- GÓMEZ REDONDO, R. (1992), *La mortalidad infantil española en el siglo xx*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- HORLINGS, E., y SMITS, J. P. (1988), «The Quality of Life in the Netherlands: 1800-1913. Experiments in Measurement and Aggregation», en J. KOMLOS y J. BATEN (eds.), *Studies on Biological Standard of Living in Comparative Perspective*, Franz Steiner Verlag, Stuttgart, pp. 321-343.
- IVIE (2004), *Capital humano y desarrollo humano en España, sus comunidades autónomas y sus provincias*, ed. IVIE-Fundación Bancaja.
- LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÀ, E.; MORA, A. J., y SURIÑACH, J. (1999), «Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union», *Annals of Regional Science*, 33, pp. 343-370.
- MALUQUER, J. (2005), «Las cuentas de las regiones. A propósito de una nueva contabilidad regional de España», *Revista de Historia Industrial*, 27(1), pp. 195-208.
- MARTÍN RODRÍGUEZ, M. (1992), «Evolución de las disparidades económicas regionales: una perspectiva histórica», en J. L. GARCÍA DELGADO (ed.), *España, economía*, cap. 22, pp. 893-927.
- MARTÍNEZ-GALARRAGA, J.; ROSÉS, J. J., y TIRADO, D. A. (2009), «The Upswing of Regional Income Inequality in Spain (1860-1930)», Working Papers in Economic History, Universidad Carlos III de Madrid. Disponible en <http://e-archivo.uc3m.es:8080/handle/10016/4876>.
- MORAN, P. (1948), «The Interpretation of Statistical Maps», *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 10, pp. 243-251.
- MORRIS, M. D. (1979), *Measuring the Condition of the World's Poor. The Physical Quality of Life Index*, Overseas Development Council, Nueva York.
- NADAL, J. (1976), *La población española, siglos XVI a XX*, Ariel, Barcelona.
- NICOLAU, R. (2005), «Población, salud y actividad», en A. CARRERAS y X. TAFUNELL (coords.), *Estadísticas históricas de España*, Fundación BBVA, tomo 1, pp. 77-155.
- NÚÑEZ, C. E. (1992), *La fuente de la riqueza. Educación y desarrollo económico en la España Contemporánea*, Alianza Universidad, Madrid.
- (2005), «Educación», en A. CARRERAS y X. TAFUNELL (coords.), *Estadísticas históricas de España, siglos XIX y XX*, Fundación BBVA, Bilbao, tomo 1, pp. 155-245.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo), *Informe sobre el Desarrollo Humano. 2005*.
- PALUZIE, E.; PONS, J., y TIRADO, D. A. (2001), «Regional Integration and Specialization Patterns in Spain», *Regional Studies*, 35, pp. 285-296.
- (2004), «The Geographical Concentration of Industry across Spanish Regions, 1856-1995», *Jahrbuch für Regionalwissenschaft (Review of Regional Research)*, 24, pp. 143-160.
- PONS, J.; PALUZIE, E., y TIRADO, D. A. (2004), «La inserción de la economía española en la economía internacional y sus repercusiones en la localización industrial (1856-1995)», *Investigaciones Regionales*, 5, pp. 5-28.

- PONS, J.; SILVESTRE, J.; TIRADO, D. A., y PALUZIE, E. (2006), «Were Spanish Migrants Attracted by Industrial Agglomerations? An Analysis for the Interwar Years in the Light of the New Economic Geography», *Journal of Regional Science*.
- PONS, J., y TIRADO, D. A. (2008), «La desigualdad económica regional en España en el siglo xx», *ICE. Revista de Economía*, 842, pp. 195-216.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2010), «Improving Human Development: a Long-run View», *Journal of Economic Surveys*, 24, pp. 841-893.
- PRIETO, M., y GARCÍA-PÉREZ, C. (2007), «Tendencias de la distribución personal de la renta en España (1985-2002). Inferencia sobre indicadores y sensibilidad ante encuestas y escalas de equivalencia», *Hacienda Pública Española*, 181(2) pp. 49-80.
- QUIROGA, G. (2005), «Diferencias regionales de estatura y procesos migratorios en la España del siglo xx», *VIII Congreso de la Asociación de Historia Económica*, sesión A1.
- RAMIRO FARIÑAS, D., y SANZ GIMENO, A. (2000a), «Childhood Mortality in Central Spain, 1790-1960: Changes in the Course of Demographic Modernization», *Continuity and Change*, 15, pp. 235-267.
- (2000b), «Structural Changes in childhood Mortality in Spain, 1830-1990», *International Journal of Population Geography*, 6 (1), pp. 61-82.
- REHER, D. (1995), «Wasted Investments: Some Economic Implications of Childhood Mortality Patterns», *Population Studies*, 49(3), pp. 519-536.
- REHER, D., y SANZ GIMENO, A. (2000), «Mortality and Economic Development over the Course of Modernization: An Analysis of Short-run Fluctuations in Spain, 1850-1990», *Population Studies*, 54 (2), pp. 135-152.
- Research Papers 2010. PNUD. Disponible en <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/papers>.
- REY, S. J., y MONTOURI, B. D. (1999), «US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective», *Regional Studies*, 33 (2), pp. 143-156.
- ROSÉS, J. R. (2003), «Why isn't the Whole of Spain Industrialized? New Economic Geography and Early Industrialization, 1797-1910», *Journal of Economic History*, 64, pp. 995-1.022.
- ROSÉS, J. R., y SÁNCHEZ ALONSO, B. (2004), «Regional Wage Convergence in Spain 1850-1930», *Explorations in Economic History*, 41(4), pp. 404-425.
- SANZ GIMENO, A., y RAMIRO FARIÑAS, D. (2002), «Infancia, mortalidad y niveles de vida en la España interior. Siglos XIX y XX», en J. M. MARTÍNEZ CARRIÓN (ed.), *El nivel de vida en la España rural, siglo XIX y XX*, Universidad de Alicante, pp. 359-403.
- SEN, A. (2000), *Freedom, Rationality and Social Choice*, Clarendon Press, Oxford.
- (2001), *El nivel de vida*, Editorial Complutense, Madrid.
- SEGARRA, S. A. (1964), *La evolución de la mortalidad infantil en España*, Dirección General de Sanidad, Madrid.
- TIRADO, D.; PALUZIE, E., y PONS, J. (2002), «Economic Integration and Industrial Location: the Case of Spain before World War I», *Journal of Economic Geography*, 2, pp. 343-363.

- (2003), «Industrial Agglomerations and Wage Gradients: the Spanish Economy in the Interwar Period», *Document de Travail*, 01/03, CERAS (ENPC), París.
 - (2006), «Los cambios en la localización de la actividad industrial en España. 1850-1936. Un análisis desde la Nueva Geografía Económica», *Revista de Historia Industrial*, 31, pp. 41-63.
- VILLAR, A. (2010), «Desarrollo humano, 1980-2010», IVIE.
- WILLIAMSON, J. G. (1965), «Regional Inequality and the Process of Nacional Development: A Description of the Patterns», *Economic Development and Cultural Change*, 13 (4-2), pp. 3-45.

ANEXO

El Índice Físico de Calidad de Vida

El Índice Físico de Calidad de Vida es un índice sintético de bienestar que tiene como finalidad medir el grado de satisfacción de las necesidades fundamentales de la población. Toma valores entre 0 y 1, que corresponden al promedio simple de índices normalizados que miden aspectos relacionados con el bienestar socioeconómico: la esperanza de vida a la edad de un año (en el trabajo se ha empleado la esperanza de vida al nacer), la mortalidad infantil y la tasa de alfabetización de los adultos. El índice de la primera y tercera variables se estima mediante la siguiente fórmula –donde y_i es el indicador–: $(\text{valor } y_i \text{ efectivo} - \text{valor } y_i \text{ mínimo}) / (\text{valor } y_i \text{ máximo} - \text{valor } y_i \text{ mínimo})$. En el caso de la mortalidad infantil, el índice es el complementario del calculado mediante esa fórmula. Los valores mínimo y máximo usados en el cálculo son de 25 y 85 años para la esperanza de vida; 0 y 235 defunciones por cada 1.000 nacimientos de infantes vivos para la mortalidad infantil;⁴⁸ y 0% y 100% para la tasa de alfabetización adulta (mayores de 9 años). El IFCV se obtiene mediante la media aritmética de las tres partes.

El Índice de Desarrollo Humano

El Índice de Desarrollo Humano propuesto por Naciones Unidas en 1990 describe la distancia restante hasta un nivel deseable de desarrollo (considerado el «máximo» posible), y corresponde al promedio simple de índice normalizados que miden diferentes aspectos relacionados con el bienestar socioeconómico, pero que no resultan todos ellos estrictamente dependientes del ingreso privado. Dichos aspectos son el nivel de vida, la longevidad y el nivel educacional de la población, y se aproximan a través de los siguientes indicadores: la renta per cápita expresada en dólares con paridad del poder adquisitivo, la esperanza de vida al nacer y un promedio ponderado de la tasa de alfabetización de los adultos (entendidos como los mayores de 14 años) y la tasa bruta combinada de matriculación en enseñanza primaria, secundaria y universitaria, teniendo la primera un peso de dos tercios y la segunda de un tercio. El índice de cada componente se expresa en una escala de 0 a 1, y se estima de la siguiente forma

48. Estos valores de referencia son los sugeridos y utilizados por Morris (1979) en su estudio comparativo internacional.

—donde y_i es el indicador—: $(\text{valor } y_i \text{ efectivo} - \text{valor } y_i \text{ mínimo}) / (\text{valor } y_i \text{ máximo} - \text{valor } y_i \text{ mínimo})$. Los valores mínimo y máximo de la esperanza de vida son 25 y 85 años. En el caso de la cultura, el nivel máximo se alcanza cuando todos los adultos (mayores de 14 años) están alfabetizados y cuando la escolarización en primaria y secundaria es del 100% y del 33% en la Universidad. El tratamiento de la renta es más complejo porque se ajusta en función de la utilidad marginal decreciente del dinero mediante la fórmula $(\log y - \log y_{\min}) / (\log y_{\max} - \log y_{\min})$, de forma que, conforme aumentan los niveles de renta, los incrementos de ésta influyen de forma decreciente en el nivel de bienestar. Los valores máximo y mínimo usados para la renta per cápita son 100 y 40.000 dólares medidos en paridad de poder adquisitivo. Calculados los valores de las tres variables, el IDH se obtiene mediante su promedio simple.

Fuentes

Los datos provinciales de renta per cápita proceden de Alcaide (2004) y corresponden al Producto Interior Bruto por habitante expresado a precios de mercado y calculado en términos constantes de 1990 mediante el índice implícito del VAB provincial correspondiente. La renta per cápita expresada en dólares con paridad de poder adquisitivo se ha obtenido aplicando el tipo de cambio con paridad de poder adquisitivo en 1990 calculado para la peseta y el dólar, y procedente de Maddison (1995), a los datos de renta per cápita expresados en pesetas de 1990. Los valores de la esperanza de vida al nacer por provincias desde 1900 a 1930 provienen de Dopico y Reher (1998); los de 1940 y 1950 del proyecto de investigación sobre «La mortalidad en instituciones en el marco de la demografía urbana» dirigido por Diego Ramiro Fariñas; los de 1960 y 1970 provienen de la monografía del INE *Tablas de mortalidad provinciales (1969-72). Año 1970* (los de 1960 corresponden al promedio del quinquenio 1961-1965) y los de 1980 a 2000 se han tomado de IVIE (2004). La tasa de alfabetización de los adultos ha sido calculada para los mayores de 9 años (esta circunstancia, que contrasta con la recomendación del PNUD de considerar a las personas de 15 o más años de edad, ha sido una consecuencia de la información disponible, descrita a continuación). Los datos de 1900 a 1930 para este indicador provienen de Núñez (1992); los de 1940 a 1980 (se trata en realidad de los de 1981) de los cuadernos provinciales de los *Censos de Población*; los de 1990 de IVIE (2004) y los de 2001 de la página web del INE (en estos dos últimos casos corresponden a los mayores de 15 años). La información sobre mortalidad infantil de 1900 y desde 1930 hasta 1970 procede de Gómez (1992); la de 1910 y 1920 del proyecto de investigación dirigido por Vicente Pérez Moreda «La modernización demográfica y el declive de la mortalidad en España, 1860-1960» y desde 1980 hasta 2000 de la página web del INE.

CUADRO A.1 • Índice Físico de Calidad de Vida de las provincias españolas, 1900-200

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Álava	0,456	0,541	0,528	0,650	0,630	0,744	0,843	0,873	0,926	0,946	0,962
Albacete	0,186	0,256	0,267	0,436	0,499	0,639	0,768	0,822	0,893	0,933	0,953
Alicante	0,315	0,377	0,404	0,533	0,560	0,711	0,814	0,860	0,909	0,935	0,951
Almería	0,163	0,279	0,295	0,507	0,468	0,659	0,777	0,829	0,887	0,920	0,939
Asturias	0,408	0,517	0,452	0,642	0,666	0,745	0,851	0,883	0,914	0,937	0,957
Ávila	0,255	0,333	0,363	0,476	0,558	0,683	0,811	0,854	0,928	0,944	0,957
Badajoz	0,178	0,323	0,255	0,428	0,416	0,626	0,749	0,824	0,883	0,918	0,942
Baleares	0,407	0,452	0,532	0,639	0,694	0,732	0,830	0,848	0,907	0,930	0,950
Barcelona	0,389	0,486	0,519	0,657	0,707	0,750	0,854	0,884	0,927	0,939	0,959
Burgos	0,336	0,418	0,407	0,540	0,565	0,702	0,820	0,867	0,933	0,945	0,968
Cáceres	0,194	0,235	0,216	0,391	0,435	0,631	0,759	0,830	0,886	0,928	0,948
Cádiz	0,233	0,315	0,301	0,484	0,510	0,651	0,783	0,840	0,882	0,913	0,932
Cantabria	0,455	0,596	0,528	0,639	0,656	0,748	0,846	0,878	0,926	0,946	0,966
Castellón	0,300	0,375	0,417	0,533	0,594	0,711	0,820	0,858	0,910	0,935	0,950
Ciudad Real	0,210	0,266	0,272	0,441	0,424	0,603	0,738	0,846	0,882	0,914	0,944
Córdoba	0,192	0,307	0,290	0,470	0,436	0,619	0,771	0,827	0,877	0,916	0,942
Cuenca	0,225	0,268	0,292	0,462	0,524	0,644	0,765	0,815	0,894	0,932	0,953
Gerona	0,348	0,493	0,518	0,666	0,692	0,759	0,850	0,871	0,912	0,942	0,953
Granada	0,179	0,277	0,268	0,511	0,453	0,631	0,775	0,829	0,888	0,919	0,944
Guadalajara	0,283	0,356	0,385	0,550	0,567	0,693	0,807	0,870	0,937	0,951	0,967
Guipuzcoa	0,440	0,559	0,580	0,696	0,701	0,776	0,876	0,886	0,922	0,942	0,959
Huel va	0,309	0,366	0,349	0,526	0,552	0,656	0,764	0,831	0,876	0,914	0,940
Huesca	0,326	0,384	0,437	0,571	0,633	0,704	0,842	0,891	0,933	0,950	0,955
Jaén	0,139	0,237	0,217	0,436	0,359	0,603	0,755	0,829	0,880	0,911	0,937
La Coruña	0,341	0,405	0,428	0,530	0,572	0,680	0,809	0,850	0,903	0,929	0,952
La Rioja	0,328	0,426	0,439	0,568	0,637	0,719	0,810	0,876	0,912	0,937	0,961
Las Palmas	0,268	0,259	0,277	0,345	0,586	0,733	0,779	0,843	0,893	0,925	0,947
León	0,389	0,442	0,429	0,553	0,545	0,704	0,804	0,865	0,908	0,941	0,970
Lérida	0,325	0,433	0,485	0,648	0,694	0,760	0,856	0,890	0,919	0,939	0,958
Lugo	0,349	0,407	0,447	0,538	0,568	0,691	0,799	0,828	0,897	0,926	0,954
Madrid	0,338	0,433	0,430	0,602	0,593	0,735	0,848	0,885	0,925	0,943	0,966
Málaga	0,188	0,267	0,258	0,519	0,484	0,649	0,796	0,841	0,889	0,919	0,940
Murcia	0,205	0,249	0,290	0,490	0,494	0,672	0,794	0,839	0,889	0,927	0,939
Navarra	0,424	0,533	0,533	0,634	0,663	0,741	0,834	0,887	0,922	0,947	0,966
Orense	0,287	0,374	0,365	0,527	0,557	0,698	0,806	0,855	0,872	0,930	0,949
Palencia	0,329	0,382	0,348	0,512	0,530	0,667	0,786	0,856	0,907	0,936	0,962
Pontevedra	0,401	0,450	0,436	0,578	0,581	0,690	0,811	0,851	0,905	0,934	0,954
Salamanca	0,366	0,407	0,378	0,552	0,586	0,704	0,812	0,885	0,936	0,949	0,964
Santa Cruz de Tenerife	0,268	0,259	0,277	0,490	0,600	0,724	0,770	0,873	0,895	0,924	0,941
Segovia	0,358	0,450	0,415	0,588	0,612	0,703	0,823	0,831	0,929	0,952	0,973
Sevilla	0,219	0,299	0,301	0,490	0,472	0,641	0,792	0,830	0,883	0,919	0,941
Soria	0,332	0,422	0,433	0,585	0,604	0,747	0,844	0,875	0,915	0,957	0,963
Tarragona	0,384	0,480	0,531	0,662	0,682	0,743	0,830	0,867	0,910	0,936	0,952
Teruel	0,266	0,355	0,386	0,527	0,612	0,690	0,812	0,849	0,922	0,950	0,960
Toledo	0,236	0,309	0,326	0,507	0,520	0,701	0,791	0,848	0,897	0,933	0,945
Valencia	0,281	0,387	0,418	0,542	0,635	0,717	0,818	0,861	0,904	0,933	0,951
Valladolid	0,273	0,377	0,345	0,482	0,558	0,683	0,812	0,874	0,930	0,953	0,964
Vizcaya	0,415	0,544	0,542	0,657	0,696	0,774	0,860	0,889	0,911	0,937	0,957
Zamora	0,345	0,384	0,375	0,499	0,545	0,681	0,796	0,852	0,917	0,941	0,969
Zaragoza	0,234	0,348	0,396	0,544	0,614	0,720	0,826	0,890	0,920	0,944	0,956

CUADRO A.2 • Índice de Desarrollo Humano de las provincias españolas, 1930-2000

	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Álava	0,710	0,676	0,711	0,797	0,844	0,882	0,909	0,936
Albacete	0,444	0,474	0,560	0,685	0,762	0,810	0,862	0,897
Alicante	0,539	0,554	0,635	0,744	0,802	0,841	0,880	0,905
Almería	0,488	0,475	0,574	0,696	0,762	0,808	0,854	0,886
Asturias	0,653	0,648	0,685	0,792	0,828	0,855	0,880	0,904
Ávila	0,544	0,565	0,636	0,738	0,790	0,843	0,877	0,906
Badajoz	0,472	0,441	0,557	0,672	0,752	0,793	0,839	0,878
Baleares	0,622	0,659	0,666	0,776	0,823	0,869	0,902	0,922
Barcelona	0,675	0,686	0,706	0,803	0,838	0,873	0,899	0,929
Burgos	0,607	0,592	0,665	0,761	0,817	0,870	0,895	0,930
Cáceres	0,464	0,460	0,580	0,684	0,760	0,800	0,852	0,890
Cádiz	0,524	0,515	0,588	0,707	0,771	0,808	0,845	0,869
Cantabria	0,664	0,647	0,686	0,789	0,833	0,863	0,890	0,917
Castellón	0,531	0,551	0,628	0,744	0,800	0,848	0,885	0,915
Ciudad Real	0,477	0,436	0,562	0,683	0,777	0,802	0,847	0,886
Córdoba	0,500	0,462	0,563	0,684	0,761	0,797	0,844	0,885
Cuenca	0,491	0,503	0,585	0,704	0,761	0,809	0,862	0,891
Gerona	0,647	0,654	0,686	0,786	0,819	0,863	0,906	0,931
Granada	0,502	0,456	0,555	0,684	0,755	0,797	0,843	0,880
Guadalajara	0,560	0,561	0,633	0,753	0,808	0,867	0,900	0,919
Guipuzcoa	0,713	0,697	0,722	0,825	0,848	0,871	0,899	0,926
Huelva	0,535	0,533	0,583	0,698	0,764	0,804	0,848	0,881
Huesca	0,585	0,598	0,654	0,768	0,833	0,869	0,899	0,914
Jaén	0,455	0,410	0,531	0,666	0,754	0,792	0,839	0,880
La Coruña	0,540	0,561	0,627	0,744	0,796	0,836	0,873	0,904
La Rioja	0,626	0,638	0,685	0,772	0,832	0,859	0,896	0,931
Las Palmas	0,543	0,597	0,639	0,731	0,794	0,833	0,870	0,902
León	0,602	0,580	0,666	0,758	0,807	0,839	0,882	0,919
Lérida	0,633	0,632	0,673	0,774	0,827	0,863	0,894	0,919
Lugo	0,556	0,557	0,621	0,726	0,771	0,820	0,857	0,894
Madrid	0,665	0,626	0,712	0,812	0,849	0,876	0,906	0,937
Málaga	0,507	0,475	0,562	0,701	0,775	0,817	0,859	0,887
Murcia	0,497	0,472	0,594	0,723	0,781	0,821	0,865	0,891
Navarra	0,655	0,650	0,691	0,786	0,834	0,870	0,908	0,937
Orense	0,537	0,546	0,622	0,727	0,782	0,795	0,865	0,890
Palencia	0,603	0,600	0,664	0,761	0,808	0,849	0,885	0,919
Pontevedra	0,569	0,558	0,630	0,738	0,796	0,834	0,874	0,899
Salamanca	0,606	0,597	0,662	0,757	0,817	0,858	0,886	0,918
Santa Cruz de Tenerife	0,546	0,579	0,625	0,712	0,812	0,830	0,873	0,898
Segovia	0,625	0,613	0,669	0,766	0,808	0,849	0,893	0,926
Sevilla	0,554	0,518	0,601	0,708	0,774	0,807	0,851	0,879
Soria	0,622	0,609	0,668	0,755	0,816	0,850	0,894	0,921
Tarragona	0,632	0,620	0,664	0,767	0,817	0,859	0,897	0,921
Teruel	0,538	0,555	0,607	0,731	0,796	0,851	0,894	0,923
Toledo	0,528	0,549	0,645	0,722	0,779	0,824	0,867	0,893
Valencia	0,562	0,617	0,659	0,756	0,811	0,843	0,883	0,911
Valladolid	0,593	0,601	0,669	0,767	0,825	0,870	0,897	0,924
Vizcaya	0,682	0,678	0,717	0,808	0,844	0,854	0,893	0,919
Zamora	0,563	0,558	0,638	0,740	0,797	0,833	0,873	0,910
Zaragoza	0,597	0,626	0,673	0,772	0,829	0,862	0,896	0,925



Provincial differences in well-being in Spain in 20th century

ABSTRACT

By using three indicators of the standard of living (income per capita, the Human Development Index and the Physical Quality of Life Index), this article provides new information regarding the evolution of the differences in well-being between the Spanish provinces throughout the 20th century. The results reveal that the disparities were enormous at the beginning of the century, after which a highly significant process of convergence took place, which was comparatively lower in terms of income per person than it was with respect to the HDI or the PQLI. Another noteworthy finding is that, irrespective of the indicator used, the well-being of each province is significantly influenced by that of its neighbours throughout the whole of the period analysed.

KEY WORDS: Regional Disparities, Well-being, Regional Convergence, Spatial Econometrics. JEL Codes: I31, N94, R11, C19.



Diferencias provinciales de bienestar en la España del siglo xx

RESUMEN

Utilizando tres indicadores del nivel de vida (renta per cápita, índice de desarrollo humano e índice físico de calidad de vida), el artículo aporta nueva información sobre la evolución de las diferencias de bienestar de las provincias españolas durante todo el siglo xx. Los resultados evidencian que las disparidades eran enormes a principios de siglo, habiéndose dado luego un muy significativo proceso de convergencia, comparativamente menor en términos de renta por persona que de IDH e IFCV. Otro hallazgo destacado es que, sea cual sea el indicador utilizado, el bienestar de cada provincia está significativamente influido por el de las vecinas a lo largo de todo el periodo analizado.

PALABRAS CLAVE: Disparidades regionales, Bienestar, Convergencia regional, Econometría espacial. Códigos JEL: I31, N94, R11, C19.