

HISTORIA INDUSTRIAL

ECONOMÍA Y EMPRESA



A. ESCUDERO e H. SIMÓN.

Diferencias provinciales de bie-

nestar en la España del siglo xx.

A. CARRERAS-MARÍN, The international textile trade in 1913. P. E. OLGUÍN,

Las entidades reguladoras del mercado vitivinícola de Mendoza (Argentina).



M. A. LÓPEZ-MORELL v A.

MOLINA-ABRIL, La Compa-

ñía Iberoamericana de Publica-

- ciones, primera gran corporación edito-
- rial en castellano. R. MOLINA DE DIOS.
- Tecnología e innovación en torno a la in-
- dustria de la algarroba: el caso balear.

Departament d'Història i Institucions Econòmiques Facultat d'Economia i Empresa Universitat de Barcelona Avda. Diagonal, 690, 08034 Barcelona, tel.: 934 021 932, fax: 934 024 594 r.historiaindustrial@ub.edu, http://www.ub.es/rhi

Producción

Publicacions i Edicions de la Universitat de Barcelona Adolf Florensa, s/n, 08028 Barcelona, tel.: 934 035 530, fax: 934 035 531 comercial.edicions@ub.edu, www.publicacions.ub.edu

Imprime

Gráficas Rey

Depósito legal B-35.219-1992

> ISSN 1132-7200

Fechas de publicación

1.ª quincena de marzo, 1.ª quincena de julio, 1.ª quincena de noviembre

FUNDADOR Y DIRECTOR EMÉRITO

JORDI NADAL (Universitat de Barcelona)

CONSEJO DE REDACCIÓN DIRECTORES

ANTONIO PAREJO (Universidad de Málaga) CARLES SUDRIÀ (Universitat de Barcelona)

EDITOR

ALEX SÁNCHEZ (Universitat de Barcelona)

VOCALES

JOAM CARMONA BADÍA (Universidad de Santiago de Compostela)

ALBERT CARRERAS (Universitat Pompeu Fabra de Barcelona)

JORDI CATALAN (Universitat de Barcelona)

ANTONIO ESCUDERO (Universidad de Alicante)

ANTONIO GÓMEZ MENDOZA (Universidad Complutense de Madrid)

MATTHIAS KIPPING (York University, Toronto)

JORDI MALUQUER DE MOTES (Universitat Autònoma de Barcelona)

JOSÉ MIGUEL MARTÍNEZ CARRIÓN (Universidad de Murcia)

NÚRIA PUIG (Universidad Complutense de Madrid)

MARCELO ROUGIER (Universidad de Buenos Aires)

MAX-STEPHAN SCHULZE (London School of Economics)

LUCIANO SEGRETO (Università degli Studi, Florencia)

COORDINADORA DE RESEÑAS

JAUME TORRAS (Universitat Pompeu Fabra de Barcelona)

ADORACIÓN ÁLVARO (CUNEF)

SECRETARIO

MARC PRAT (Universitat de Barcelona)

CONSEJO ASESOR

FRANCO AMATORI (Università Luigi Bocconi, Milán)
ALBERT BRODER (Université Paris XII)
PERE PASCUAL (Universitat de Barcelona)
JAIME REIS (Universidade de Lisboa)
MARY ROSE (University of Lancaster)
JOHN WILSON (University of Liverpol)



49

S_{UMARIO}

ARTÍCULOS

Diferencias provinciales de bienestar en la España del siglo xx	17
The international textile trade in 1913: the role of intra-European flows Anna Carreras-Marín	55
Estado, empresas y regulación. La experiencia de las entidades reguladoras del mercado vitivinícola de Mendoza (Argentina), 1914-1943	77
La Compañía Iberoamericana de Publicaciones, primera gran corporación editorial en castellano	111
De pan de pobres a sofisticado aditivo. Tecnología e innovación en torno a la industria de la algarroba: el caso balear (1930-2010)	147
RESEÑAS	
Karl Gunnar Persson, An Economic History of Europe. Knowledge, Institutions and Growth, 600 to the Present por Ramón Lanza García	183
Noelle Plack, Common Land, Wine and the French Revolution: Rural Society and Economy in Southern France, c. 1789-1820por Francisco J. Beltrán Tapia	187
Douglas E. Haynes, Abigail McGowan, Tirthankar Roy y Haruka Yanagisawa, Towards a History of Consumption in South Asia por Alessandra Tessari	191

ranco Amatori y Andrea Colli, <i>Business History: Complexities and Compari-</i>				
por Jordi Catalan				
José Luis García Ruiz y Pier Angelo Toninelli, <i>The Determinants of Entrepreneurship: Leadership, Culture, Institutions</i>	199			
John Murphy, A Decent Provision: Australian Welfare Policy, 1870 to 1949 por Sergio Espuelas Barroso	201			
John Hilman, The Tin Cartelpor Marco Bertilorenzi	205			
Mario Cerutti, María del Carmen Hernández y Carlos Marichal (coords.), Grandes empresas y grupos empresariales en México en el siglo xx por Paloma Fernández Pérez	209			
VV.AA., Encuentro Internacional sobre la Historia del Seguro por María Jesús Matilla Quizá	213			

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 mavor 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 va que, si bien el coeficiente bivariante 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).