

# **DIFERENCIAS PROVINCIALES DE BIENESTAR EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX**

Antonio Escudero e Hipólito Simón  
(Universidad de Alicante)

## **Resumen:**

El artículo aporta nueva información sobre la evolución del bienestar de las provincias españolas durante el siglo XX. Realizamos primero un breve repaso de la bibliografía sobre convergencia territorial en España. En el segundo apartado justificamos por qué hemos utilizado tres indicadores del nivel de vida y exponemos la metodología que hemos empleado (convergencia- $\beta$  y convergencia- $\sigma$  y econometría espacial). La tercera parte contiene los resultados empíricos y la cuarta unas conclusiones en las que sistematizamos los resultados; los contrastamos con los de otros trabajos y planteamos hipótesis que pueden explicarlos y que deben ser ratificadas o desmentidas por futuras investigaciones

**Palabras clave:** Disparidades regionales, bienestar, convergencia regional, econometría espacial.

**Códigos JEL:** I31, N94, R11, C19.

## **DIFERENCIAS PROVINCIALES DE BIENESTAR EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XX\***

Antonio Escudero e Hipólito Simón  
(Universidad de Alicante)

Este trabajo aporta nueva información sobre la evolución del bienestar de las provincias españolas durante el siglo XX y está dividido en cuatro partes. Realizamos primero un breve repaso de la bibliografía sobre convergencia territorial en España porque el trabajo entronca con esta línea de investigación y porque luego contrastamos nuestros resultados con los obtenidos por otros colegas. En el segundo apartado justificamos por qué hemos utilizado tres indicadores del nivel de vida - renta por persona, Índice de Desarrollo Humano (IDH) e Índice Físico de Calidad de Vida (IFCV) - y exponemos la metodología que hemos empleado para analizar la convergencia entre las provincias. La tercera parte contiene los resultados empíricos y la cuarta unas conclusiones en las que sistematizamos los resultados; los contrastamos con los de otros trabajos y planteamos hipótesis que pueden explicarlos y que deben ser ratificadas o desmentidas por futuras investigaciones.

### **1.- 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 Kuznets sobre el aumento de la desigualdad durante la primera fase del crecimiento económico moderno.

Los trabajos de De la Fuente y de Goerlich y Mas presentan excelentes estados de la cuestión de las múltiples investigaciones realizadas durante la década de 1990 sobre convergencia regional y provincial después de 1955, fecha en la que el Banco Bilbao-Vizcaya comenzó a publicar *La Renta Nacional de España y su distribución provincial*<sup>1</sup>. La conclusión fundamental de esas investigaciones es que

---

\* Una versión previa de este trabajo fue presentada al Congreso de Historia Económica celebrado en Murcia en septiembre de 2008. En ella no pudimos ofrecer una serie decenal del IFCV para todo el siglo XX porque carecíamos de las cifras de mortalidad infantil por provincias de 1910 y 1920. Tampoco pudimos ofrecer una serie decenal del IDH para el período 1930-2000 porque no disponíamos de las cifras de esperanza de vida por provincias de los años 1940 y 1950. En esta segunda versión ofrecemos series decenales de IFCV y de IDH ya que Vicente Pérez Moreda ha tenido la amabilidad de cedernos los datos que faltaban. Dichos datos – todavía inéditos- proceden de

las regiones y provincias con menores niveles iniciales de renta *per capita* 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 estas tres. 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<sup>2</sup>. Por último, la convergencia se ha producido fundamentalmente en términos de renta por persona y no de renta, de manera que las migraciones han jugado un papel importante.

Varios historiadores han abordado el estudio de la convergencia territorial en períodos 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<sup>3</sup>. Dichos índices muestran un aumento de la desigualdad entre 1800 y 1960 y una disminución de la misma entre 1960 y 1983<sup>4</sup>. Se trata, pues, de un caso de U invertida en el largo plazo acorde con la hipótesis de Kuznets. 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<sup>5</sup>. 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 capita*, IFCV y estatura media de los varones<sup>6</sup>. Durante el período 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 período (1900-1930) en el que la economía española creció de modo notable, lo que choca con la predicción kuznetsiana 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. Por otro lado, Hipólito Simón agradece el apoyo recibido del Ministerio de Educación y Ciencia (proyecto SEJ2007-67767-C04-02).

<sup>1</sup> De la Fuente (1996), Goerlich y Mas (2001).

<sup>2</sup> De la Fuente (1996). También Barro y Sala-Martin (1995).

<sup>3</sup> Álvarez Llanos (1986), Carreras (1990).

<sup>4</sup> Manuel Martín Rodríguez (1992) ha obtenido resultados similares para el período 1800-1990 utilizando los datos de Álvarez Llanos.

<sup>5</sup> Domínguez y Guijarro (2000, 2001), Domínguez (2002).

<sup>6</sup> Quiroga (2005).

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 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)<sup>7</sup>. 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

---

<sup>7</sup> Dobado (2006). Para la NGE “a lo Sachs”, Gallup, Sachs y Mellinger (1999).

localizaciones y algunos climas inciden favorablemente en su conducta entre 1955 y 2000. Debemos también señalar que, un trabajo anterior, Dobado demostró que existía una alta correlación entre el IFCV que Domínguez y Guijarro elaboraron para el período 1860-1930 y algunas de las citadas variables geográficas<sup>8</sup>.

Destacaremos también un trabajo de Collantes y Domínguez que se centra en un hecho ya señalado, entre otros, por Goerlich, Mas y Pérez<sup>9</sup>. Se trata 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 capita* 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).

Junto a estos trabajos sobre convergencia territorial de bienestar, se han publicado otros que entroncan con el tema de modo indirecto toda vez que versan sobre distribución de las actividades económicas en el espacio desde mediados del XIX a nuestros días. Se trata de las investigaciones de Betrán, Paluzie, Pons, Silvestre, Rosés y Tirado<sup>10</sup>. Partiendo de la Nueva Geografía Económica “a lo Krugman” o *second nature geography* – teoría que sostiene el papel determinante de elementos geográficos derivados de actividad económica en la desigualdad -, estas investigaciones tienen en común atribuir la desigual distribución de la actividad

---

<sup>8</sup> Proximidad a la costa, latitud, insolación y altitud. Dobado (2004)

<sup>9</sup> Collantes y Domínguez (2006). Goerlich, Mas y Pérez (2002).

<sup>10</sup> 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).

económica a factores geográficos de “segunda naturaleza” (economías de aglomeración)<sup>11</sup>.

## **2.- Metodología.-**

Como señalamos en la introducción del trabajo, en este segundo apartado explicamos por qué utilizamos tres indicadores del bienestar y exponemos la metodología empleada para estudiar la convergencia entre las provincias.

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.<sup>12</sup> También los autores de este artículo hemos estudiado la evolución del bienestar en España entre 1850 y 1991 cruzando renta, IDH, IFCV y estatura<sup>13</sup>. 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 hemos utilizados 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; prescinde del desempleo; computa partidas que no generan bienestar (gastos militares, burocracia ineficiente) y, en cambio, no agrega otras que lo incrementan (patrimonio medioambiental o artístico); finalmente – y en el caso de períodos preestadísticos –, las estimaciones macroeconómicas poseen 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

---

<sup>11</sup> Para la NGE “a lo Krugman”, Fujita, Krugman y Venables (1999).

<sup>12</sup> Trabajos pioneros en este sentido fueron los de Costa-Steckel (1995), Crafts (1997a y 1997b), Floud y Harris (1997) y Horling y Smits (1998).

<sup>13</sup> Escudero y Simón (2003).

persona<sup>14</sup>. 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)<sup>15</sup>. 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<sup>16</sup>. 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 explicamos cómo se elabora el IFCV y también citamos las fuentes de donde hemos obtenido los datos para confeccionarlo-. 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 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 en donde también citamos las fuentes de donde hemos obtenido los datos para confeccionar los Índices de Desarrollo Humano -<sup>17</sup>. Tratándose de índices de las provincias españolas, podríamos haber expresado la renta en pesetas, pero lo hemos hecho en dólares para facilitar su comparación internacional. Aunque el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo recomienda emplear un indicador compuesto de la variable educación, hemos optado por contabilizar sólo la tasa de alfabetización dadas las dificultades que entraña obtener ese indicador compuesto antes de la década de 1970<sup>18</sup>.

---

<sup>14</sup> Las grandes desigualdades de riqueza, salud y cultura, el deterioro medioambiental, el feminismo, la intensificación del trabajo o las dictaduras han jugado 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.

<sup>15</sup> Sobre los “derechos de acceso”, Dasgupta (1993) y Sen (2000 y 2001).

<sup>16</sup> Morris (1979).

<sup>17</sup> Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2000).

<sup>18</sup> Seguimos con ello a Crafts (1997a y 1997b), Floud-Harris (1997) y Costa-Steckel (1995), que han confeccionado series largas de IDH para varios países de este modo, aunque somos conscientes de que el procedimiento puede sobreestimarlos. Por otro lado, los primeros informes de Naciones Unidas utilizaron la tasa de alfabetización como indicador del nivel cultural.

IFCV e IDH pueden parecer más fidedignos que la renta por persona porque prescindien de ella cuando su empleo resulta discutible o porque incluyen otros elementos del bienestar, pero también adolecen de defectos. El primero es que ocultan la desigualdad social. El segundo es que prescindien 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. La tercera rémora – común a todos los indicadores sintéticos - 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 y son precisamente éstos los que hacen que muchos economistas recurran al PIB *per capita* aún admitiendo que se trata de un indicador imperfecto.

Todo lo dicho 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, IFCV e IDH es elevada, existen asimetrías tanto en el pasado como actualmente<sup>19</sup>. Ésta es la primera razón por la que hemos utilizado tres indicadores. Razones adicionales son estas dos. Habiendo sido España un país atrasado y agrícola hasta la década de 1950, IFCV e IDH poseen la ventaja de contemplar elementos del bienestar que en el pasado pudieron haber tenido una débil correlación con la renta por persona. Finalmente, el IFCV permite estudiar las diferencias provinciales 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.

Pasando a la metodología empleada para analizar las disparidades y la convergencia de bienestar entre las provincias, hemos utilizado dos conceptos de convergencia (convergencia- $\beta$  y convergencia- $\sigma$ )<sup>20</sup> y técnicas de econometría

---

<sup>19</sup> 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), Hurlings – Smits (1998) y Escudero y Simón (2003).

<sup>20</sup> Los dos conceptos de convergencia han sido utilizados sistemáticamente en los estudios sobre crecimiento económico desde que fueron propuestos en los trabajos seminales de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995)

espacial<sup>21</sup>. Estas últimas han sido recientemente diseñadas para analizar problemas de dependencia y heterogeneidad espaciales y han servido para descubrir fuertes interrelaciones espaciales de renta *per capita* entre las regiones europeas y los estados norteamericanos, de manera que resulta pertinente utilizarlas en este trabajo<sup>22</sup>.

Debemos señalar, por último, que nuestro artículo presenta novedades desde el punto de vista del objeto de conocimiento. Se trata de que, mientras que los estudios sobre convergencia de bienestar entre las provincias españolas realizados por economistas han utilizado sólo el indicador renta *per capita* y se han ceñido al período posterior a 1955, el nuestro utiliza tres indicadores y retrotrae el análisis a 1900 en el caso del IFCV y a 1930 en de la renta por persona y del IDH gracias al monográfico de Alcaide *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*<sup>23</sup>. Por otro lado, casi todos los estudios sobre convergencia territorial en el largo plazo realizados por historiadores se han centrado en las regiones y el nuestro lo hace en las provincias, un ámbito más desagregado y en ocasiones más homogéneo que también debe ser analizado.

### **3.- Resultados empíricos.-**

El cuadro 1 del anexo contiene los valores promedio y diversas medidas de dispersión de los indicadores de bienestar de las provincias españolas entre 1900 y 2000<sup>24</sup>. Las medidas de dispersión son el coeficiente de variación (el cociente entre la desviación estándar y la media del indicador), la desviación típica del logaritmo y el índice de Gini. Para cada uno de los indicadores, la evidencia descriptiva se ofrece a partir de estadísticos simples, sin ponderar por la población de cada provincia ya que los resultados que se alcanzan usando estadísticos ponderados son muy similares a los que se obtienen con los simples.

Los resultados muestran, en principio, dos hechos: el notable aumento que ha experimentado el nivel de vida de la población española a lo largo del siglo XX y la fuerte reducción de las diferencias provinciales de bienestar. Esto último se aprecia, por ejemplo, en que el coeficiente de variación del IFCV tomaba un valor de 0,279 en 1900 y de sólo 0,011 en 2000. La reducción de la dispersión de los indicadores de

---

<sup>21</sup> Un excelente panorama sobre la econometría espacial en Anselín y Bera (1998).

<sup>22</sup> Para las regiones europeas, López Bazo et al. (1999) y, para los estados norteamericanos, Rey y Montouri (1999)

<sup>23</sup> Alcaide (2004). Una valoración positiva de la verosimilitud de las cifras de Alcaide en Maluquer (2005).

<sup>24</sup> Los datos de renta *per capita* con periodicidad quinquenal que aparecen en Alcaide (2004) comienzan en 1930, lo que nos ha impedido calcular el IDH antes de esa fecha.

bienestar a lo largo del tiempo corresponde a lo que en los estudios sobre crecimiento económico se denomina convergencia- $\sigma$  y se observa de forma general para todos los indicadores y medidas de dispersión. La reducción de las diferencias provinciales es, sin embargo, mucho menos acusada en términos de renta *per capita* que en términos de los dos indicadores que contemplan elementos no crematísticos del bienestar (el coeficiente de variación de la renta pasa de 0,422 en 1930 a 0,217 en 2000 y, en el mismo período, el del IDH se reduce de 0,120 a 0,020 y el del IFCV de 0,144 a 0,011).

Destaca por otro lado el hecho de que la convergencia presenta algunas diferencias significativas cuando la perspectiva es de períodos y no de largo plazo. Así, la convergencia en renta *per capita* es relativamente reducida tanto entre 1930 y 1950 (el coeficiente de variación de la renta es de 0,422 en el primer año y de 0,385 en el segundo) como entre 1980 y 2000 (0,246 y 0,217), lo que significa que el grueso de la misma se produjo entre 1950 y 1980 (0,385 y 0,246). Otro resultado a destacar en el mismo sentido es que las disparidades provinciales tendieron a aumentar entre 1910 y 1920 en términos de IFCV y, entre 1930 y 1940, tanto en términos de IFCV como de IDH, siendo éstas las únicas etapas en las que no se dio convergencia.

El cuadro 2 contiene los valores del coeficiente bivariante de correlación de rangos de Spearman de los tres indicadores. El coeficiente es en todos los casos positivo y estadísticamente significativo a los niveles convencionales de significatividad, lo que sugiere una ordenación de las provincias relativamente similar durante todo el período analizado sea cual sea el indicador utilizado. La correlación es muy acusada entre el IDH y el IFCV (con valores del coeficiente entre 0,828 y 0,924, estadísticamente significativos al 1%), pero resulta inferior cuando se comparan estos dos indicadores y la renta *per capita* (muy especialmente cuando ésta se contrasta con el IFCV, con coeficientes inferiores a 0,6 desde 1980 a 2000). El resultado sugiere, en suma, la presencia de diferencias no anecdóticas entre indicadores en las ordenaciones provinciales. Burgos, por ejemplo, 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 3). La evidencia empírica confirma de este modo, y una vez más, el carácter complementario de los tres indicadores y, por consiguiente, la conveniencia de utilizarlos conjuntamente.

Las figuras 1 a 3 contienen mapas en los que hemos distribuido las provincias

en tres tercios según los valores de los indicadores<sup>25</sup>. Esta evidencia permite apreciar la distribución espacial del nivel de vida en España a lo largo del siglo XX, distinguiendo, de forma aproximada, entre provincias con niveles alto, medio y bajo. Una primera cuestión que merece ser destacada es que el bienestar ha tendido a ser, por lo general e independientemente del indicador, mayor en la mitad superior de la península, Baleares y Canarias y menor en la mitad inferior. Este resultado sugiere que la distribución del nivel de vida no ha sido geográficamente aleatoria y que, por el contrario, ha podido existir algún tipo de determinante espacial. En cualquier caso, se trata de evidencia descriptiva sensible, entre otros aspectos, al número de segmentos en que se divide la distribución de los indicadores de bienestar, por lo que resulta únicamente indicativa. De modo alternativo, hemos desarrollado una aproximación más formal a la presencia de asociación espacial en los indicadores de bienestar a través del denominado en la bibliografía especializada gráfico de Moran (*Moran scatterplot*). Es un gráfico en el que en el eje de abscisas se mide el valor del indicador estandarizado y en el eje de ordenadas el promedio ponderado del indicador estandarizado de las provincias colindantes. Mediante el mismo, podemos valorar en qué medida las provincias colindantes muestran niveles de bienestar relativamente similares. Las provincias ubicadas en el cuadrante superior derecho (inferior izquierdo) son provincias con un bienestar superior (inferior) a la media nacional y vecinas, a su vez, de otras provincias con niveles de bienestar también superiores (inferiores), mientras que las observaciones en el cuadrante superior izquierdo (inferior derecho) corresponden a provincias con niveles de bienestar relativamente bajos (altos) que tienen provincias colindantes con niveles elevados (bajos) de bienestar. Como se observa en las figuras 4 a 6, las provincias españolas se sitúan de forma mayoritaria en los cuadrantes superior derecho e inferior izquierdo y se agrupan alrededor de la diagonal principal para todos los indicadores, lo que confirma que las provincias con niveles elevados de bienestar están por lo general rodeadas geográficamente de provincias con las mismas características, mientras que las que presentan bajos niveles de bienestar tienen una elevada probabilidad de estar

---

<sup>25</sup> Por una cuestión de espacio se ha incluido exclusivamente la información para 1930, 1960, 1980 y 2000. Consideramos que se trata de fechas significativas: 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.

rodeadas de provincias también con un bienestar bajo<sup>26</sup>.

Para corroborar la existencia de dependencia espacial en el nivel de vida de las provincias, hemos incluido en el cuadro 4 los resultados del contraste desarrollado a partir del estadístico de autocorrelación espacial I de Moran<sup>27</sup>. En el cuadro se observa que los tres indicadores presentan una dependencia espacial positiva y estadísticamente significativa al 1%, lo que permite rechazar formalmente la existencia de una distribución aleatoria del nivel de vida y confirma, en definitiva, que las provincias próximas geográficamente muestran por lo general niveles de vida similares. Aunque esta circunstancia aparece en cualquier momento del siglo XX, los valores del estadístico son crecientes con el transcurso del tiempo (muy especialmente en el caso de la renta *per capita*), de lo que se deduce, además, que la dependencia espacial de los niveles de vida provinciales ha tendido a reforzarse a lo largo del tiempo.

En otro orden de cosas, el hecho de que la ubicación espacial de las provincias con mejores (peores) niveles de vida se concentre en la mitad norte (sur) de la península tanto a principios como a fines de siglo, sugiere la presencia de una importante persistencia temporal de las diferencias espaciales de bienestar, hecho que queda ratificado en el cuadro 5 por los valores positivos y elevados del coeficiente de correlación de rangos de Spearman que cada indicador presenta en el tiempo. No obstante, este resultado debe matizarse en la medida en que, aun cuando dicho coeficiente es siempre estadísticamente significativo, en algunos casos se encuentra alejado de la unidad (llega a tomar un valor mínimo de 0,552 para el IFCV entre

<sup>26</sup> Se observa, sin embargo, una observación atípica muy destacada en el caso de Madrid, que presenta en cualquier momento del tiempo una renta *per capita* por encima de la media, cuando sus provincias colindantes presentan niveles inferiores a la media nacional.

<sup>27</sup> 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:

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

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;  $w_{ij,t}$  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 autocorrelación espacial positiva (negativa), esto es, de la presencia de una concentración de valores similares (diferentes) de  $b_{it}$  entre provincias vecinas.

1930 y 2000), lo que sugiere la presencia de una movilidad no despreciable en la ordenación de las provincias. Algunos ejemplos significativos son Baleares, cuya posición según el IFCV pasa de la 7 en 1900 a la 33 en 2000; Asturias, que pasa de la 8 a la 29 en las ordenaciones del IDH en 1930 y 2000 y Sevilla que, en términos de renta *per capita*, pasa de la 9 a la 47 entre 1930 y 2000 (cuadro 3).

Hasta el momento, nuestro análisis ha constatado dos hechos. En primer lugar, la existencia de un componente geográfico muy significativo y con una fuerte persistencia temporal en la determinación del nivel de vida de las provincias. En segundo, la existencia de convergencia. Una forma alternativa de contrastar la existencia de convergencia en una variable a lo largo del tiempo es mediante la convergencia- $\beta$ , que se produce cuando el bienestar de las provincias con menores niveles tiende a mejorar a una velocidad superior al de las provincias con mayores niveles<sup>28</sup>. La figura 7 sugiere claramente que, para los tres indicadores, las provincias con menores niveles de bienestar a comienzos de siglo han tendido a mejorarlo de forma sistemáticamente más acelerada con el paso del tiempo. De modo más formal, la presencia de convergencia- $\beta$  se contrasta (en su modalidad *absoluta* o *no condicionada*)<sup>29</sup> 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;  $\alpha$  y  $\beta$  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- $\beta$  absoluta se manifiesta en una

<sup>28</sup> La convergencia- $\beta$  es condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia- $\sigma$ : puede encontrarse una demostración formal en Dolado et al. (1994).

<sup>29</sup> La ecuación (1) parte 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 la ecuación (1) variables condicionantes que afecten al estado estacionario y difieran por provincias (y cuantificar así la presencia de convergencia- $\beta$  *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 el uso de la ecuación (1) y, en consecuencia, por la estimación en exclusiva de la presencia de convergencia- $\beta$  absoluta.

relación negativa entre la evolución del indicador de bienestar entre el período inicial y el final y el nivel inicial de bienestar, lo que exige que el coeficiente  $\beta$  tenga un signo negativo y sea estadísticamente significativo en la regresión. La estimación de  $\beta$  permite, a su vez, calcular la denominada velocidad de convergencia hacia el estado estacionario como  $v = -\log(1 + \beta j) / j$ .

El cuadro 6 contiene los resultados de la estimación de la presencia de convergencia- $\beta$  absoluta en el nivel de vida de las provincias españolas en el siglo XX a partir de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (1). El coeficiente  $\beta$  es en todos los casos negativo y estadísticamente significativo, lo que corrobora que las provincias con menores niveles iniciales de bienestar han mejorado en mayor medida que aquellas con mayores niveles de bienestar (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. Dicha velocidad es del 1,3% en términos de renta *per capita*, un valor que, no obstante, resulta algo inferior al 2% calculado en otros trabajos.

La estimación de la ecuación (1) por mínimos cuadrados ordinarios no resulta, sin embargo, adecuada cuando, como en el caso que nos ocupa, exista dependencia espacial en las variables, pues 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 la ecuación (1)<sup>30</sup>, lo que confirma su especificación errónea y, en definitiva, que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no es adecuada. El cuadro 7 contiene los resultados de la estimación por máximoverosimilitud de la ecuación (1) controlando por la autocorrelación espacial de los errores<sup>31</sup>. 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

---

<sup>30</sup> Los resultados de diversos contrastes (disponibles por parte de los autores ante su requerimiento) apuntan a que la dependencia espacial de tipo residual resulta más intensa que la de tipo sustantivo, por lo que entre las especificaciones que integran la dependencia espacial, un modelo con errores correlacionados espacialmente resulta una mejor alternativa que un modelo de retardo espacial.

<sup>31</sup> En este caso los errores del modelo toman la forma  $u_{it} = \lambda W u_{it-1} + \varepsilon_{it}$ , donde  $\lambda$  es un parámetro autorregresivo que refleja la intensidad de las interdependencias espaciales,  $W$  la matriz de pesos espaciales y  $\varepsilon_{it}$  un término de error aleatorio.

resultados no cambia, el coeficiente  $\beta$  estimado tanto para la renta *per capita* como para el IDH difiere en relación con el obtenido con la ecuación (1) –el primero pasa de -0,009 a -0,011 y el segundo de -0,012 a -0,013-, lo que demuestra la conveniencia de estimar controlando por la autocorrelación espacial. Se confirma, en cualquier caso, el hecho sugerido por la evidencia descriptiva de que el proceso de convergencia ha sido menos acusado en renta *per capita* real (el coeficiente de convergencia estimado para esta variable en el período 1930-2000 toma un valor de -0,011) que en términos de IDH e IFCV (el coeficiente para el mismo período toma para estas variables valores de -0,013 y -0,014 respectivamente, siendo ambos coeficientes distintos del correspondiente a la renta *per capita* a un nivel de significatividad del 1%). Cabe notar, por otra parte, que la velocidad de convergencia en el caso de la renta *per capita* es del 2,08%, muy cercana a la estimación generalizada del 2%.

El análisis de convergencia desarrollado hasta aquí se basa en buena medida en el comportamiento agregado de las provincias. Alternativamente, la distribución provincial completa del nivel de vida y de su evolución en el tiempo puede aportar evidencia de interés en relación con las diferencias provinciales de bienestar. Hemos elaborado para ello funciones de densidad que aproximan la forma externa de la distribución de los indicadores en cada uno de los años (figuras 8, 9 y 10). Estas funciones permiten caracterizar la forma externa de las distribuciones (y comprobar de este modo, por ejemplo, si se asemejan a una distribución normal o, por el contrario, presentan varias modas), así como los cambios que experimentan a lo largo del tiempo. Comenzando por el IFCV, se observa que en 1900 presentaba una fuerte dispersión en una distribución bimodal, con dos picos, lo que revela, en definitiva, la existencia de dos grupos de provincias con niveles de vida notablemente diferentes entre sí. Con el paso del tiempo, la distribución del IFCV ha tendido hacia una distribución normal (con la excepción de la de 1980), con una fuerte concentración de los valores en torno a la media que resulta consecuente con la evolución de los valores de las medidas descriptivas de dispersión recogidas en el cuadro 1. Por el contrario, la distribución del IDH pasa de ser una distribución muy semejante a una normal en 1930 a una distribución con dos modas que se perfila claramente a partir de 1980. En cuanto a la renta *per capita*, se observa en todos los años una distribución asimétrica hacia la izquierda que muestra una fuerte agrupación de provincias en los niveles inferiores de renta. Destaca asimismo la presencia tanto en

1930 como en 1960 de una agrupación 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 de provincias tiende con el paso del tiempo a integrarse en la distribución, aunque en 2000 todavía se diferenciaba del resto. Esta última evidencia sugiere, en conjunto, que, cuando utilizamos en épocas recientes indicadores que recogen 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 capita*) 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.

#### **4.- Conclusiones.-**

La información recogida en este trabajo arroja cuatro conclusiones principales:

- 1ª) 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.
- 2ª) 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- $\sigma$  como de convergencia- $\beta$ .
- 3ª) La convergencia en IFCV e IDH ha sido mayor que la convergencia en renta *per capita*.
- 4ª) 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:

- 5ª) La convergencia en renta *per capita* fue pequeña entre 1930 y 1950 y también entre 1980 y 2000, de manera que el grueso de la misma se produjo durante los años 1950-1980.
- 6ª) El proceso de convergencia en IFCV e IDH se vio coyunturalmente interrumpido en dos períodos ya que, entre 1910 y 1920, hubo divergencia en IFCV y, entre 1930 y 1940, divergencia en IFCV e IDH.
- 7ª) 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. 8ª) 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 período 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 los obtenidos por historiadores para períodos más largos. El IFCV elaborado por Domínguez y Guijarro para las regiones y provincias muestra convergencia entre 1900 y 1960 y el nuestro también, pero sólo en el largo plazo ya que el proceso se vio interrumpido entre 1910 - 1920 y 1930 - 1940. Los índices ponderados de desigualdad regional del PIB por habitante de Carreras señalan divergencia entre 1930 y 1960, mientras que los datos provinciales de renta *per capita* revelan lo contrario. Finalmente, 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 capita*, IFCV e IDH hayan tendido a ser menores en la mitad inferior de la península apunta a que la geografía ha jugado 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”<sup>32</sup>. En un trabajo reciente, Jordi Pons y Daniel Tirado han realizado un ejercicio econométrico que permite diferenciar la

---

<sup>32</sup> 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).

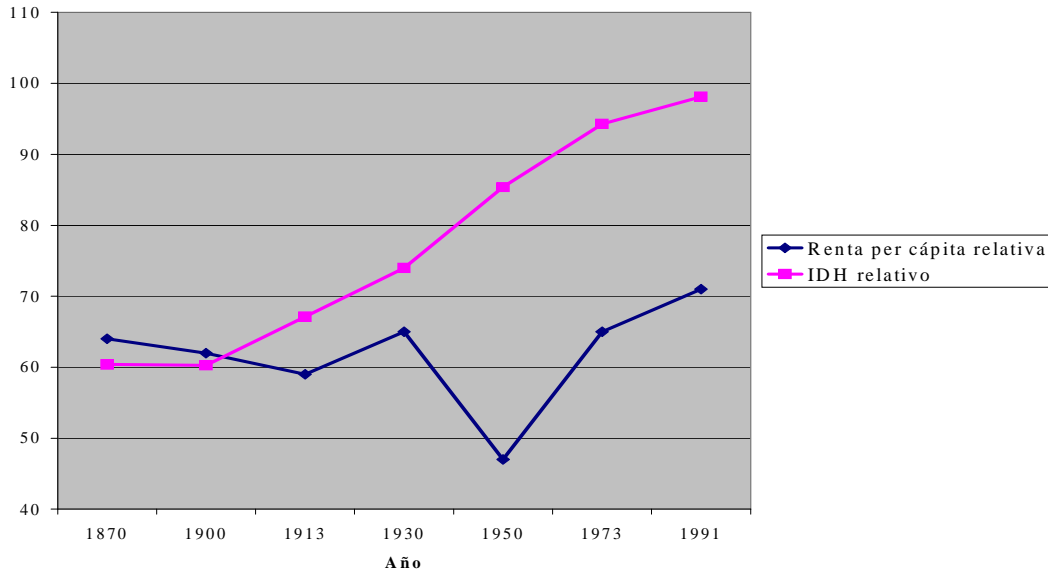
importancia relativa de los elementos geográficos de “primera y segunda naturaleza” en la desigualdad económica de las provincias españolas en cuatro cortes temporales: 1920, 1955, 1975 y 2003<sup>33</sup>. En el ejercicio se relaciona la densidad del PIB de cada provincia con tres tipos de variables: 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 naturaleza” los que explican el grueso de la varianza. Parece, pues, que, si bien la geografía “pura” jugó 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 y dos de las secundarias. Las principales son convergencia más acusada en IFCV e IDH que en renta *per capita*; dependencia espacial en renta por persona y dependencia espacial en IFCV e IDH. Las secundarias, débil convergencia en renta entre 1930 y 1950 y divergencia en IFCV entre 1910-1920 y en IFCV e IDH entre 1930 y 1940.

Como puede observarse en el diagrama que sigue, 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 U4 (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.

---

<sup>33</sup> Pons y Tirado (2008).

**Diagrama 1****IDH y renta *per capita* relativos España- U4**

Fuente: Escudero y Simón (2003)

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 del anexo), 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<sup>34</sup>.

Pasemos a la dependencia espacial en IDH e IFCV. Proponemos en este caso hipótesis explicativas de la dependencia espacial en tasa de alfabetización 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 el 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<sup>35</sup>. 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<sup>36</sup>. De especial interés son, en este sentido, dos trabajos sobre la mortalidad infantil por provincias que reseñamos en nota a pie de página<sup>37</sup>.

---

<sup>34</sup> 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).

<sup>35</sup> Véase Núñez (1992), en especial capítulo 4, y Núñez (2005).

<sup>36</sup> Serigo (1964), Nadal (1976), Bolumar y otros (1981), Dopico (1985), Gómez (1992), Cohen (1996), Reher (1995), Reher – Sanz (2000), Ramiro – Sanz (200a, 2000b), Sanz – Ramiro (2002), Bernabeu y otros (2005, 2007).

<sup>37</sup> En el primero, Rosa Gómez Redondo (1992) ha demostrado que la mortalidad postneonatal – la más relacionada con los niveles de vida – ha jugado 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 período 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.

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.

Resta proponer hipótesis explicativas sobre las dos conclusiones secundarias antes citadas. La débil convergencia en renta por persona durante el período 1930 – 1950 es atribuible a que los movimientos migratorios fueron pequeños<sup>38</sup>. Más difícil de explicar es la divergencia en IFCV entre 1910-1920 y la de IFCV e IDH entre 1930 y 1940. En el cuadro 8 se observa que, entre 1910-1920 y 1930-1940, la tasa de alfabetización experimentó convergencia. Por su parte, el cuadro 1 muestra que, entre 1930 y 1940, también hubo convergencia en renta *per capita*. Por consiguiente – y como puede verse en el cuadro 8 -, fueron las variables mortalidad infantil y esperanza de vida las que explican la divergencia de IFCV e IDH en ambas coyunturas (entre 1910 y 1920, el coeficiente de variación de la esperanza de vida pasó de 0,087 a 0,095 y el de la mortalidad infantil de 0,191 a 0,204; entre 1930 y 1940, el primero pasó de 0,065 a 0,098 y el segundo de 0,217 a 0,239).

Dado que mortalidad infantil y esperanza de vida poseen una elevada correlación, proponemos una hipótesis sobre la conducta de la primera variable. Existe un umbral por encima del cual la mortalidad infantil no aumenta de modo considerable en caso de un descenso del nivel de vida<sup>39</sup>. El umbral se alcanza en zonas desarrolladas porque la acción combinada de renta, higiene, cultura y equipamiento sanitario y asistencial -en particular la acción puericultora- permite controlar la mortalidad por causa evitable. Todo lo contrario sucede en zonas menos desarrolladas, donde un deterioro del bienestar se traduce en un aumento considerable de la mortalidad infantil. Pues bien, la Primera Guerra Mundial y la Guerra Civil empeoraron el nivel de vida y la mortalidad infantil, pero el umbral de

---

<sup>38</sup> Sobre los movimientos migratorios, García Barbancho (1967) y Nicolau (2005).

<sup>39</sup> En el trabajo de Bernabeu, Perdiguero y Barona (2007) se analiza el papel que jugaban las barreras profilácticas y terapéuticas en la reducción de la mortalidad infantil así como la importancia de los umbrales.

las provincias más desarrolladas limitó dicha mortalidad, cosa que no debió suceder en las más atrasadas y de ahí la divergencia.<sup>40</sup>

## **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 1000 nacimientos de infantes vivos para la mortalidad infantil<sup>41</sup>; 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 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 capita* expresada en dólares con paridad del poder adquisitivo (vid. infra); la esperanza de vida al nacer y la tasa de alfabetización de los adultos (entendidos como

---

<sup>40</sup> En el caso de la mortalidad infantil durante la Primera Guerra Mundial, también tuvo que intervenir la epidemia de gripe ya que existe una correlación positiva entre la mortalidad pandémica y la tasa media de mortalidad infantil provincial (véase para ello Echevarri, 1993, pp. 103 -104). La mortalidad infantil por provincias con la que hemos operado (1920) recoge sin duda el efecto de la cuarta ola de la epidemia, que en ese año incidió sobre todo en los niños menores de un año porque era la única parte de la población que carecía totalmente de inmunidad contra el virus de la gripe (véase Echeverri, 1993, p. 94).

<sup>41</sup> Estos valores de referencia son los sugeridos y utilizados por Morris (1979) en su estudio comparativo internacional.

los mayores de 9 años). El índice de cada componente se expresa en una escala de 0 a 1, y se estima de la siguiente forma -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 mayores de 9 años están alfabetizados. 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 capita* 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 de datos y método de cálculo del Índice de Desarrollo Humano y del Índice Físico de Calidad de Vida*

Los datos provinciales de renta *per capita* expresados en dólares con paridad de poder adquisitivo se han 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 capita* expresados en pesetas de 1990 (estos datos 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). 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 1961-65) 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, 2000, de considerar a las personas de 15 ó 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 1**  
**Indicadores de bienestar de las provincias. 1900-2000.**

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
<b>Renta per cápita</b>											
Promedio no ponderado	-	-	-	312.746	264.051	265.135	427.887	730.151	927.309	1.292.242	1.688.881
Coefficiente de variación	-	-	-	0,422	0,412	0,385	0,333	0,281	0,246	0,235	0,217
Desviación típica del logaritmo	-	-	-	0,375	0,369	0,348	0,308	0,273	0,241	0,229	0,212
Índice de Gini	-	-	-	0,218	0,214	0,201	0,177	0,156	0,137	0,130	0,121
<b>IDH</b>											
Promedio no ponderado	-	-	-	0,572	0,569	0,637	0,743	0,801	0,839	0,878	0,908
Coefficiente de variación	-	-	-	0,120	0,128	0,078	0,054	0,036	0,032	0,024	0,020
Desviación típica del logaritmo	-	-	-	0,120	0,133	0,079	0,054	0,036	0,032	0,024	0,020
Índice de Gini	-	-	-	0,068	0,072	0,044	0,030	0,020	0,018	0,013	0,011
<b>IFCV</b>											
Promedio no ponderado	0,301	0,382	0,388	0,541	0,571	0,696	0,808	0,857	0,906	0,934	0,954
Coefficiente de variación	0,279	0,246	0,248	0,144	0,148	0,065	0,040	0,026	0,020	0,013	0,011
Desviación típica del logaritmo	0,300	0,250	0,258	0,148	0,156	0,066	0,040	0,026	0,020	0,013	0,011
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

*Nota.* Sobre las fuentes estadísticas puede consultarse el anexo. La renta *per capita* mide el PIB *per capita* provincial 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.

**Cuadro 2**  
**Correspondencia de los ranking provinciales de bienestar. 1900-2000.**

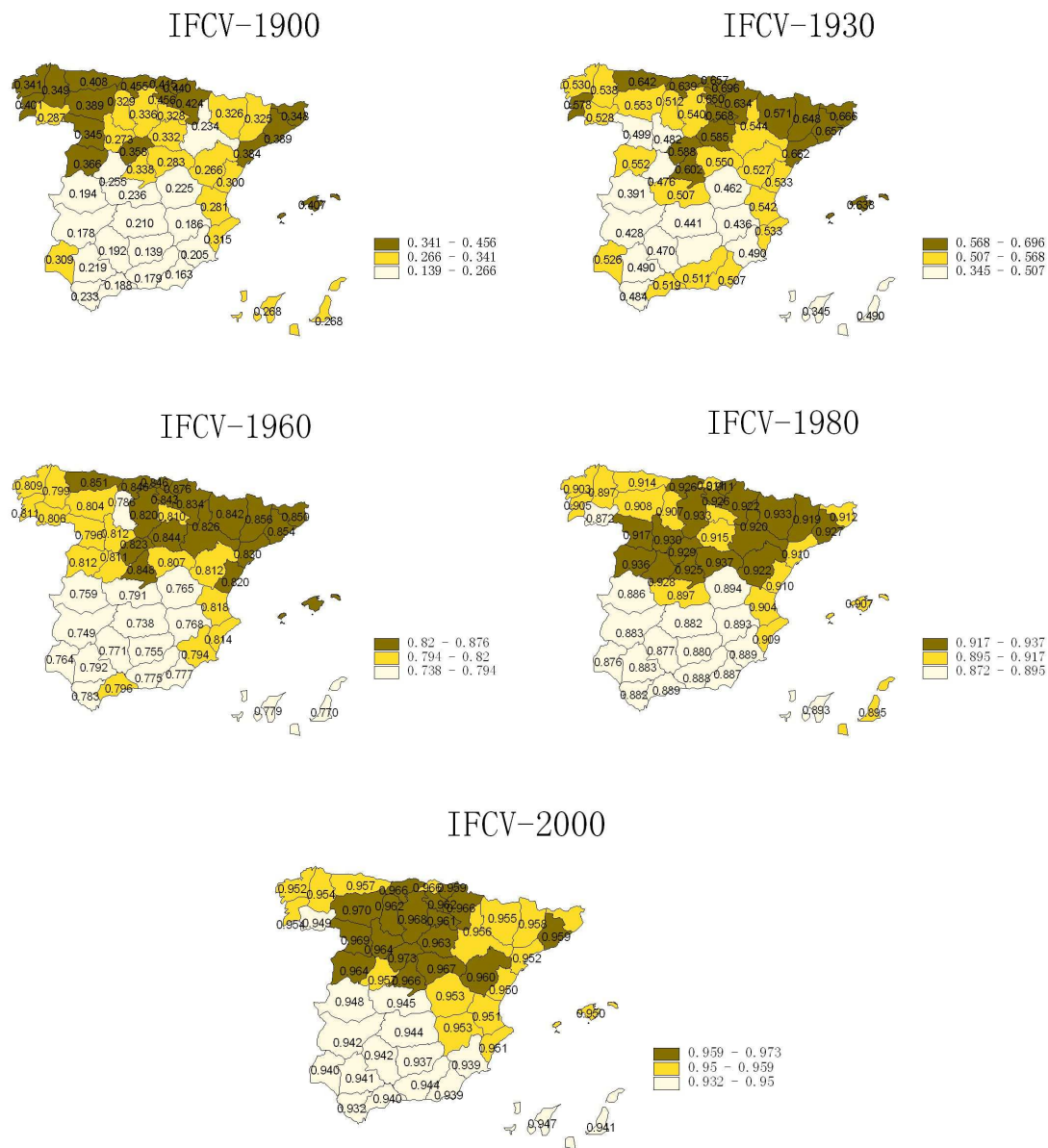
	Coeficiente de correlación de rangos de Spearman							
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Renta <i>per capita</i> -IDH	0,733*	0,826*	0,779*	0,836*	0,868*	0,849*	0,912*	0,925*
Renta <i>per capita</i> -IFCV	0,622*	0,765*	0,762*	0,722*	0,732*	0,564*	0,582*	0,559*
IDH-IFCV	0,878*	0,921*	0,885*	0,922*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

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

**Cuadro 3**  
**Ordenación de las provincias españolas según sus**  
**niveles de bienestar. 1900-2000.**

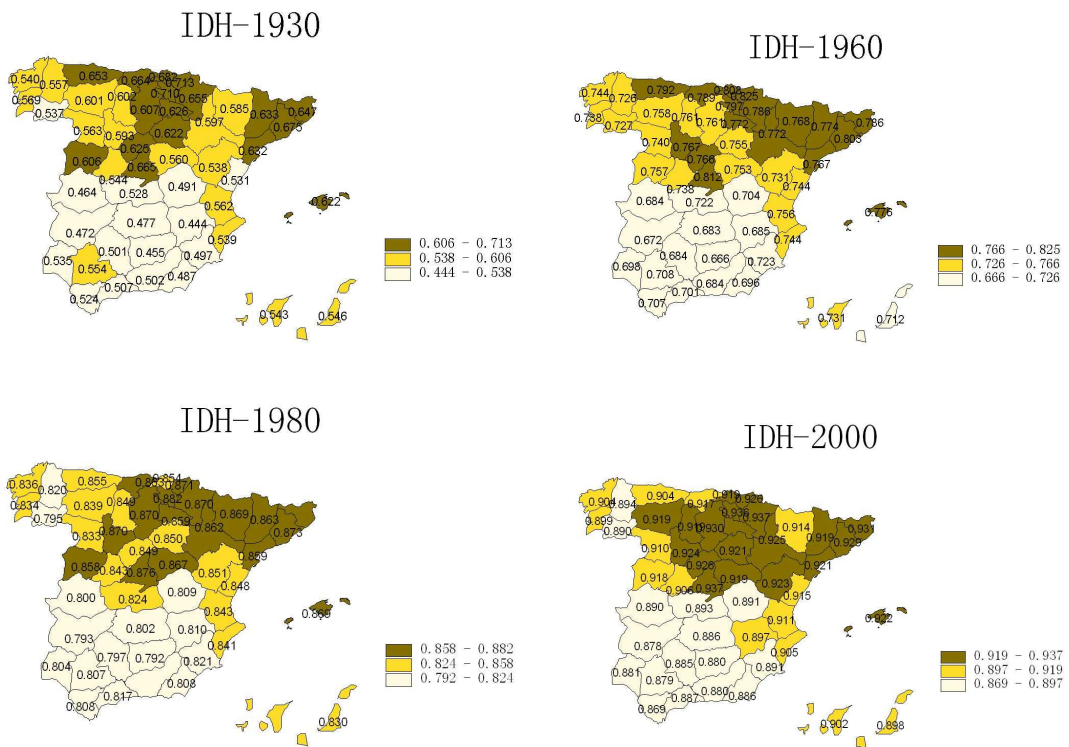
	IFCV		IDH		Renta per cápita	
	1900	2000	1930	2000	1930	2000
Álava	1	12	2	3	5	2
Albacete	46	26	50	34	48	37
Alicante	25	31	33	28	18	23
Almería	49	47	45	42	50	33
Asturias	6	19	8	29	10	32
Avila	35	19	30	27	36	30
Badajoz	48	41	47	49	43	49
Baleares	7	33	14	13	4	7
Barcelona	9	16	4	7	3	5
Burgos	19	4	16	6	38	15
Cáceres	43	36	48	39	49	44
Cádiz	38	50	39	50	20	48
Cantabria	2	6	6	22	19	22
Castellon	27	33	37	23	22	9
Ciudad Real	41	39	46	42	46	40
Cordoba	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
Hue\va	26	45	36	45	27	39
Huesca	23	23	22	24	26	18
Jaen	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
Leon	9	2	19	16	35	29
Lerida	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

Figura 1. IFCV de las provincias españolas. 1900, 1930, 1960, 1980 y 2000.



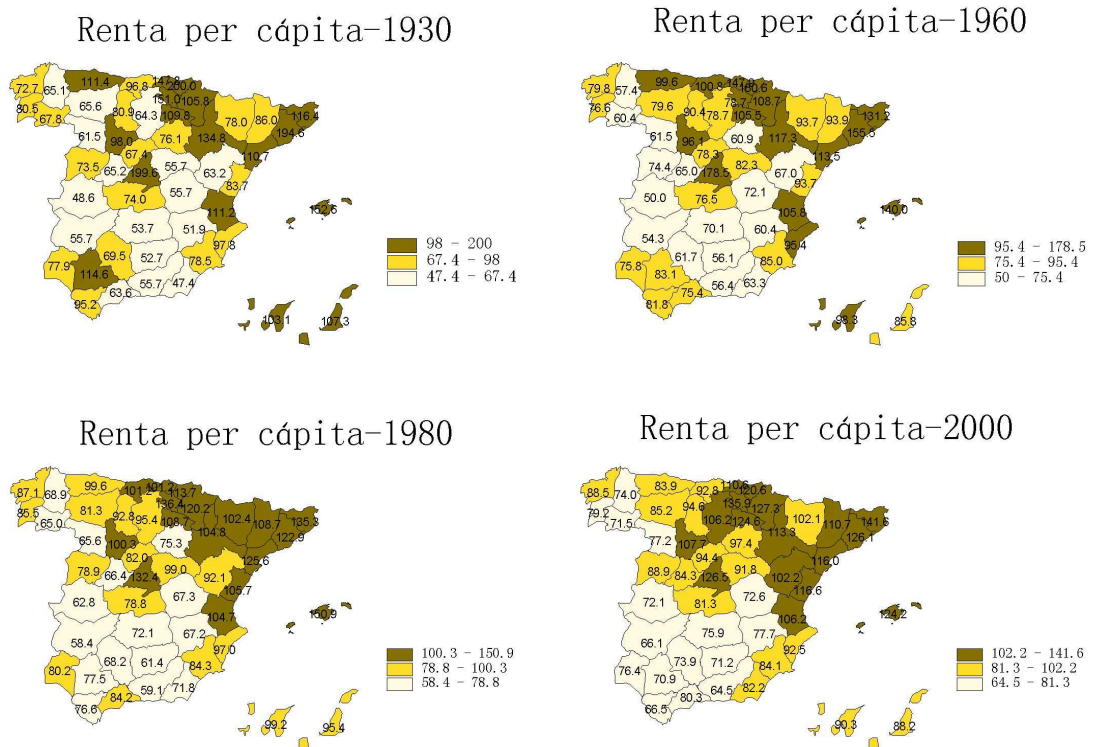
Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución del Índice Físico de Calidad de Vida en el año correspondiente.

Figura 2. IDH de las provincias españolas. 1930, 1960, 1980 y 2000.



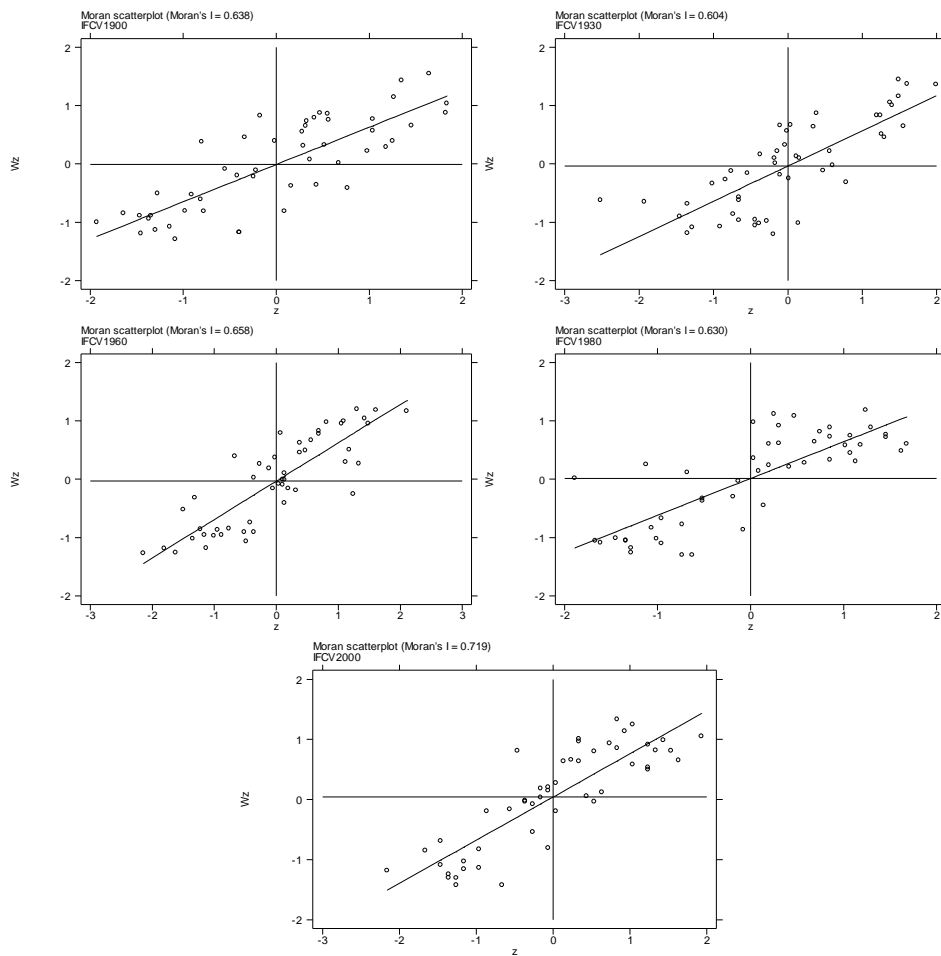
Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución del Índice de Desarrollo Humano en el año correspondiente.

Figura 3. Renta *per capita* de las provincias españolas. 1930, 1960, 1980 y 2000.



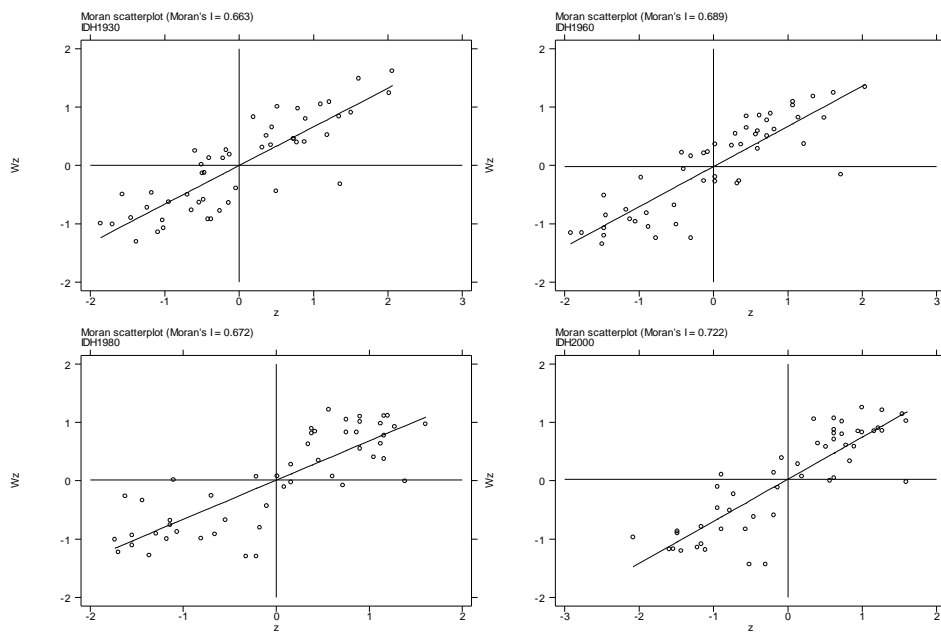
Nota: Las provincias aparecen agrupadas por tercios de la distribución de la renta *per capita* en el año correspondiente. La renta *per capita* corresponde al Producto Interior Bruto a precios de mercado por habitante en pesetas constantes de 1990 y está expresado como porcentaje de la media nacional.

Figura 4. *Gráfico de Moran del Índice Físico de Calidad de Vida de las provincias españolas. 1900, 1930, 1960, 1980 y 2000.*



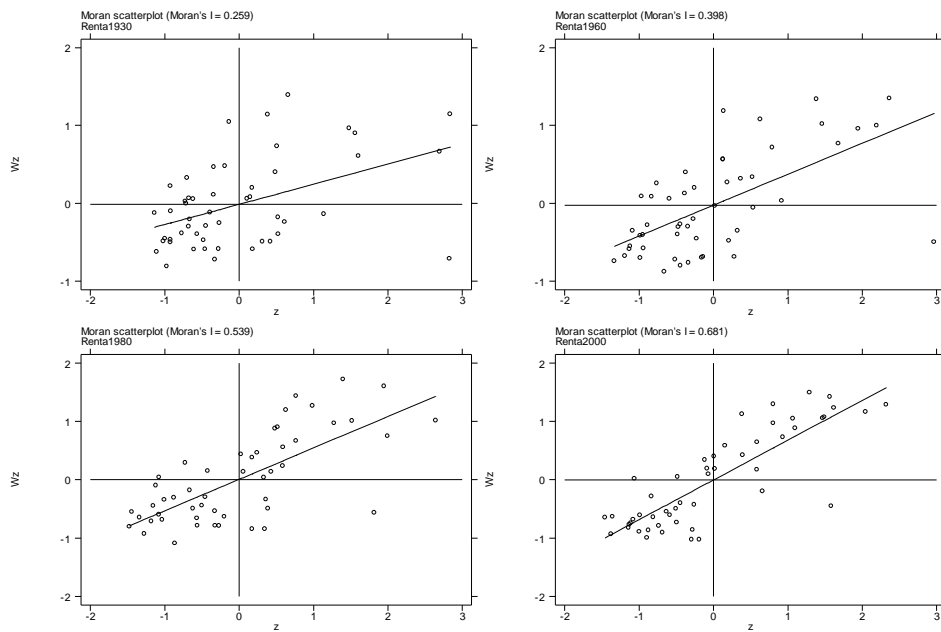
*Nota.* En el eje de abscisas se mide el Índice Físico de Calidad de Vida provincial estandarizado y en el eje de ordenadas el promedio ponderado del Índice Físico de Calidad de Vida estandarizado de las provincias colindantes.

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.

**Figura 6. Gráfico de Moran de la renta *per capita* de las provincias españolas. 1930, 1960, 1980 y 2000.**



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

**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*

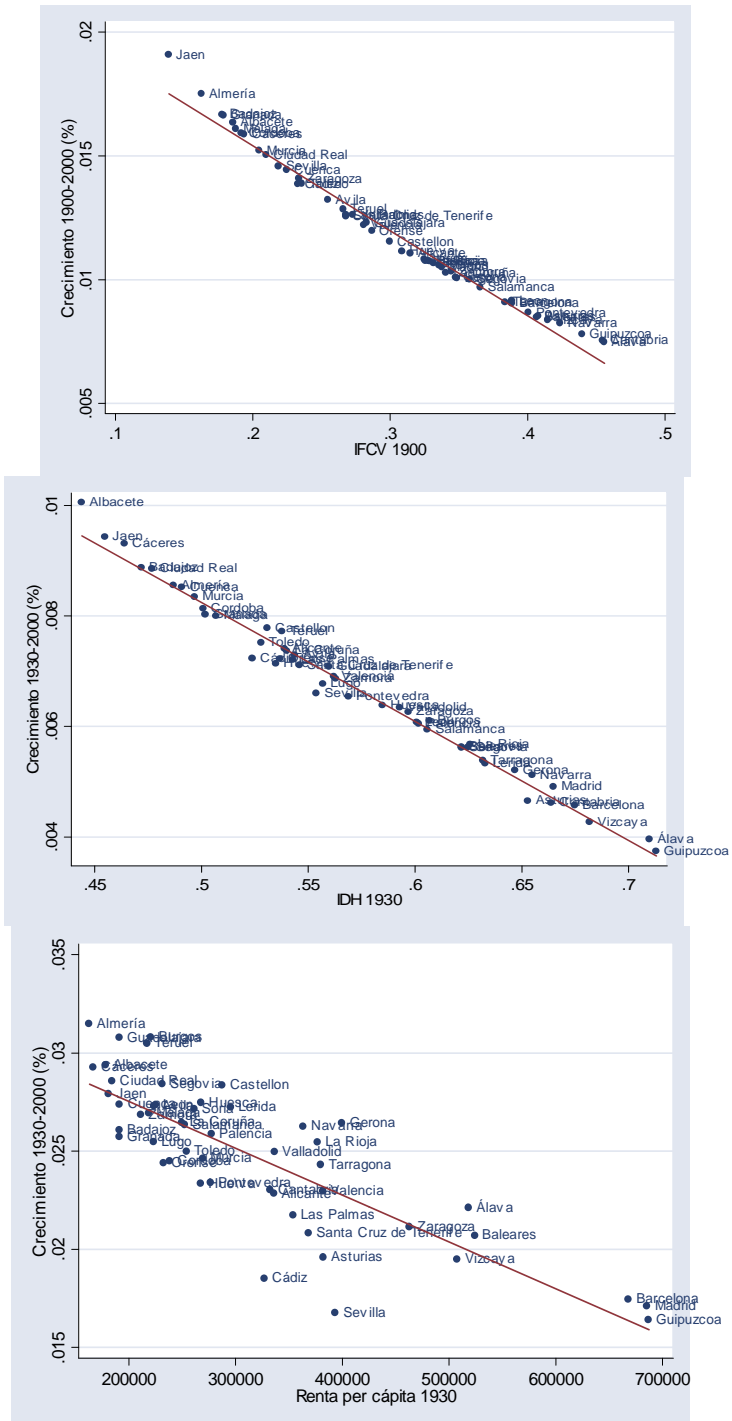
*Nota:* \* indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

**Cuadro 5**  
**Estabilidad en la ordenación provincial de bienestar.**  
**1900-2000.**

	Coeficiente de correlación de rangos de Spearman				
	1900	1930	1960	1980	2000
Renta per cápita					
1900	-	-	-	-	-
1930	-	1	0,905*	0,813*	0,674*
1960	-	-	1	0,943*	0,813*
1980	-	-	-	1	0,911*
2000	-	-	-	-	1
IDH					
1900	-	-	-	-	-
1930	-	1	0,933*	0,837*	0,806*
1960	-	-	1	0,922*	0,874*
1980	-	-	-	1	0,927*
2000	-	-	-	-	1
IFCV					
1900	1	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

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

Figura 7. Convergencia provincial. 1900-2000.



**Cuadro 6**  
**Convergencia- $\beta$  del bienestar. Estimación por mínimos cuadrados ordinarios. 1900-2000.**

	$\beta$	Velocidad de convergencia (%)	R <sup>2</sup> 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*

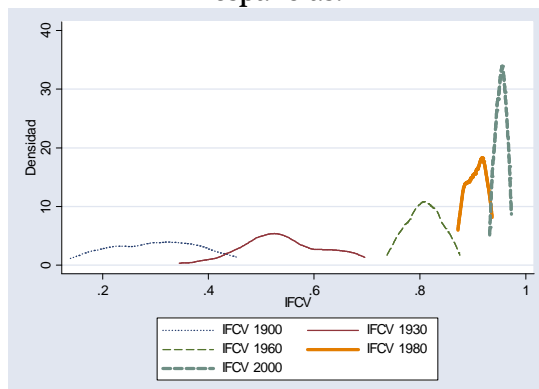
*Nota:* En el caso del coeficiente  $\beta$  el error estándar aparece entre paréntesis y \* indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad. En el caso del contraste I de Moran del error \* indica que puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial en el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

**Cuadro 7**  
**Convergencia- $\beta$  del bienestar. Estimación del modelo de autocorrelación espacial del error. 1900-2000.**

	$\beta$	Velocidad de convergencia (%)	$\lambda$
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*

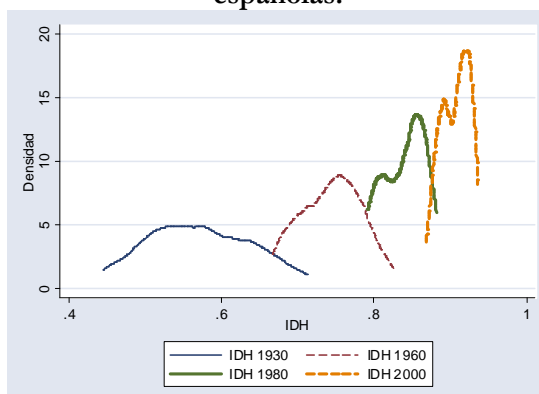
*Nota:* Los errores estándar aparecen entre paréntesis. \* indica que el coeficiente es distinto de cero al 1% de significatividad.

**Figura 8. Función de densidad estimada del IFCV de las provincias españolas.**



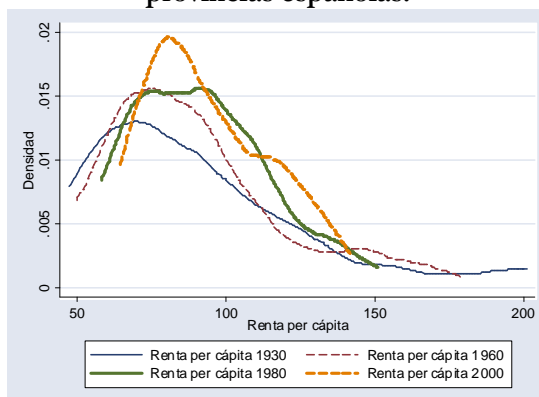
*Nota:* Función de densidad *kernel* estimada mediante el procedimiento de Epanechnikov.

**Figura 9. Función de densidad estimada del IDH de las provincias españolas.**



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

**Figura 10. Función de densidad estimada de la renta *per capita* 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 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

### **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., Bera A. (1998): “Spatial Dependence in Spatial Econometrics”, in A. Ullah and D.E.A. Giles (eds.) *Handbook of Applied Economics Statistics*, Springer-Verlag, Berlin, 21-74.
- Barro R.J.; X. Sala-I-Martin (1991): “Convergence across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 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 Breschi, M y Pozzi, L. (a cura di): *Salute, malattia e sopravvivenza in Italia tra '800 e '900*. Forum. Udine, 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 Nadal, J. y Carreras, A. (dirección y coordinación): *Pautas regionales de la industrialización española (siglos XIX y XX)*. Barcelona, Ariel, pp. 3-20.
  - Cohen, A. (1996): "La mortalidad de los niños". En Borrás Llop, J.M. (ed): *Historia de la infancia en la España contemporánea, 1834-1936*. Madrid, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, 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, nº 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* nº 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 Nº 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. <http://www.ucm.es/BUCM/cee/doc/04020/04020.pdf>
  - -----(2006): "Geografía y desigualdad económica y demográfica de las provincias españolas (siglos XIX y XX)". *Investigaciones de Historia Económica*. Primavera, número 5, pp. 133-172,

- 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, nº 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*, nº 18, pp. 157-174.
- Domínguez, R. (2002): *La riqueza de las regiones. Las desigualdades económicas regionales de España, 1700-200*. Madrid, Alianza Editorial.
- 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 nº 1.
- Echeverri Dávila, B. (1993): *La gripe española*. Madrid, CIS.
- Escudero, 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 Steckel, R.H. y Floud, R. (eds): *Health and Welfare during Industrialization*. Chicago. Chicago University Press. pp. 91-126.
- Federico, G. y Toniolo, G. (1991): "Italy". En Sylla, R. y Tonioli, G. (eds): *Patterns of European Industrialization. The Nineteenth Century*. London, Routledge, pp. 197-217.
- Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A. (1999): *The Spatial Economy. Cities, regions, and international trade*. MIT Press. Cambridge, MA.
- 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*. Madrid, Instituto de Desarrollo Económico.
- 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.
- 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*. Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Horlings, E. y Smits, J.P. (1988): "The quality of life in the Netherlands: 1800-1913. Experiments in measurement and aggregation". En Komlos, J. y Baten, J. (eds): *Studies on Biological Standard of Living in Comparative Perspective*. Stuttgart: Franz Steiner Verlag, 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. and Suriñach, J. (1999). "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
- Maluquer, J. (2005): "Las cuentas de las regiones. A propósito de una nueva contabilidad regional de España". *Revista de Historia Industrial*, Nº 27(1), 195-208.
- Martín Rodríguez, M. (1992): "Evolución de las disparidades económicas regionales: una perspectiva histórica". En García Delgado, J.L. (ed): *España, economía*. Cap. 22, pp. 893-927.
- Moran, P. (1948). "The interpretation of statistical maps". *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10: 243-251.
- Morris, M.D. (1979): *Measuring the Condition of the World's Poor. The Physical Quality of Life Index*. New York, Overseas Development Council.
- Nadal, J. (1976): *La población española, siglos XVI a XX*. Barcelona, Ariel.
- Nicolau, R. (2005): "Población, salud y actividad". En Carreras, A. y Tafunell, X. (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 Carreras, A. y Tafunell, X. (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, 285-296.

- -----(2004): “The geographical concentration of industry across Spanish Regions, 1856-1995”. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft (Review of Regional Research)*, 24. 143-160.
- Pons, J., Paluzie, E. y Tirado, D. (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.D. y Paluzie, E. (2006): “Were Spanish migrants attracted by industrial agglomerations? An analysis for the interwar years in the light of the Bew Economic Geography”. *Journal of Regional Science* (en prensa).
- 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.
- 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.
- Rey, Sergio J. and Brett D. Montouri. (1999). “US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective”. *Regional Studies*, 33 (2), 143-156.
- Roses, 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. 995-1022.
- Sanz Gimeno, A. y Ramiro Fariñas, D. (2002): “Infancia, mortalidad y niveles de vida en la España interior. Siglos XIX y XX”. En Martínez Carrión, J.M. (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*. Oxford. Clarendon Press.

- -----(2001): *El nivel de vida*. Madrid. Editorial Complutense.
  - Serigo Segarra, A. (1964): *La evolución de la mortalidad infantil en España*. Madrid, Dirección General de Sanidad.
  - Tirado, D., Pons, J. y Paluzie, E. (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.
  - 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*.
-