

CONVERGENCIA EN SALUD ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1975-2000)

Resumen:

Se realiza un análisis de la convergencia en salud, medida en términos de esperanza de vida al nacer y ratios de mortalidad infantil que demuestra que no sólo no existe convergencia en salud, sino que, durante los últimos años se están abriendo significativas divergencias en salud entre las provincias españolas. Asimismo, y a nivel provincial, parece que se pueda estar produciendo una evolución dinámica distinta, especialmente relacionada con el nivel competencial adquirido.

Palabras clave: financiación autonómica; salud pública; convergencia; necesidad sanitaria.

códigos JEL: C12; C22; H70; I12; I18

Abstract:

We made an analysis of the health convergence in Spain. We demonstrates that a) In general, doesn't not exist convergence in health b) They're opening up divergences in health among the Spanish counties during the last years, and they're a different dynamic evolution, and c) they can exist a significance relationship with his level of competences.

Keywords: autonomous financing; public health; convergence; health necessity.

ANTECEDENTES.

El modelo de financiación autonómica de la sanidad pública, en vigor desde enero de 2002 distribuye el presupuesto sanitario recaudado de forma centralizada hacia las Comunidades Autónomas (CCAA). El criterio de distribución consiste en una fórmula en la que a la población protegida de cada Comunidad Autónoma (CA) se suma la población mayor de 65 años y en el caso de las comunidades insulares, la distancia en kilómetros hasta la península. Dichos sumandos ponderan con un peso relativo del 75%, 24,5% y 0.05% respectivamente.

Las variables incluidas no son las únicas variables que explican la necesidad regional, de hecho existe amplia literatura en la que se defienden otro tipo de variables además de las puramente demográficas. Entre las más relevantes pueden citarse las socioeconómicas o las geográficas. Las primeras son ampliamente utilizadas en otros países y existe amplia evidencia científica respecto a su correlación con la deprivación sanitaria (Benach, 1999; Borrell, 1999). Entre las geográficas se suelen incluir índices de dispersión territorial o la densidad de población (López Laborda, 2000 y 2002). Todas estas contribuciones, que pretenden identificar distintas variables que puedan correlacionarse con la necesidad sanitaria pueden incluirse dentro de un esquema de equidad denominado *Igual financiación para igual necesidad*, en el que cada autor defiende la inclusión de unas u otras variables como *proxies* de la necesidad.

El objetivo de este trabajo es realizar una aproximación a la necesidad sanitaria medida como igualdad en resultados por áreas geográficas. La necesidad de contemplar este tipo de equidad como objetivo sanitario se ilustra con un modelo de convergencia regional en salud, en el que se muestra la tendencia dinámica de la salud tanto entre CCAA como entre provincias españolas durante los últimos 20 años. Los resultados muestran la práctica inexistencia de convergencia en salud entre las provincias y regiones españolas e incluso se perciben tendencias divergentes entre algunos grupos de áreas geográficas.

El trabajo se estructura en dos capítulos: en el primero se presenta el modelo de convergencia, en el segundo los resultados de la investigación. Finalmente se incorpora un capítulo de discusión y conclusiones generales.

METODOLOGÍA.

El concepto de convergencia, en su sentido de aproximación de los valores de una variable entre distintas áreas geográficas está estrechamente vinculado a la medición de la desigualdad. La literatura sobre desigualdad es dilatada y muy tradicional (véase por ejemplo un resumen en Goerlich, 1998). Esta puede definirse de distintas formas y medirse mediante múltiples índices entre los que se pueden encontrar un sinnúmero de medidas descriptivas o estadísticas de concentración como Gini, Theil, etc. Su principal inconveniente es su aproximación estática y su carácter determinista. En contraposición a estas, la ventaja de las definiciones de convergencia que se vienen consensuando en el ámbito macroeconómico, y que utilizaremos en este trabajo, reside en su relativa sencillez de cálculo, carácter dinámico y estocástico, así como en la potencia de la interpretación de sus resultados.

El modelo neoclásico de desarrollo macroeconómico establece que, por la existencia de rendimientos marginales decrecientes, y en presencia de relativa libertad de movimientos de bienes y factores entre territorios, la *mano invisible del mercado* conducirá a que los bienes y factores tiendan a situarse en aquellas regiones en las que su excedente sea superior y que serán aquellas que inicialmente estén en una situación relativa más desfavorable, por lo que la economía puede, en general, auto conducirse hacia una igualación territorial automática en consumos, productividades y por extensión precios. Por ello, la existencia o no de convergencia entre territorios se ha convertido en un test general de validación del modelo económico neoclásico en contraposición a otros modelos más intervencionistas como el keynesiano o, más recientemente, los modelos de crecimiento endógeno. La discusión sobre convergencia ha provocado, en oleadas sucesivas, varias explosiones en la literatura macroeconómica en las que no se profundiza ahora por exceder del contenido de este documento (Barro, 1992, Sala i Martín, 1996, etc.) pero, que, ha provocado que se perfilen muy específicamente varias definiciones de convergencia que ahora se utilizan en el ámbito sanitario.

Los modelos de convergencia se utilizan en Macroeconomía para medir la evolución de la dispersión entre áreas geográficas en términos de PIB, de precios o de renta per-capita. En este trabajo se utilizarán para medir el grado de acercamiento entre las regiones españolas en términos de salud a lo largo del tiempo. En España, a un nivel provincial, se producen diferencias de hasta 5 años de esperanza de vida de vida (EVN)

al nacer y la mortalidad infantil (MI) puede superar hasta el 5‰. El modelo de convergencia nos muestra si dichas diferencias tienden a crecer o a disminuir.

MODELO DE CONVERGENCIA.

De entre las posibles formas de medir de forma dinámica la situación de aproximación o alejamiento de una variable entre áreas geográficas, las definiciones macroeconómicas más consensuadas de convergencia son dos y sus denominaciones genéricas son convergencia sigma y convergencia beta (Sala i Martin, 1996).

- Convergencia sigma:

La idea de convergencia sigma (σ) es la más intuitiva. Esta se produce cuando se reduce, de forma significativa, la desviación estandar de la variable de estudio a lo largo del tiempo. Es decir si se reduce la media de las diferencias en salud de las distintas regiones afirmamos, lógicamente, que existe una tendencia a la reducción de las diferencias.

Si $s_{i,t}$ es la variable que pretendemos analizar y que recoge el estado de salud i , por ejemplo EVN, en el período t , entonces, por motivos de precisión matemática, si hacemos $x_{i,t} = \ln(s_{i,t})$, el estadístico $\sigma_{i,t}$ se define para una población de tamaño n , como:

$$\sigma_{it} = \sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n x_{it}^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_{it} \right)^2}{n^2}} \quad [1]$$

Así pues, si la desviación estandar disminuye a lo largo del tiempo se concluye con que ha existe convergencia y viceversa. Para detectar cuando las diferencias son significativas se realiza el test de Levene (test F) que consiste en comparar las hipótesis nula y alternativa siguientes:

$$H_0 : \sigma_t^2 = \sigma_{t+1}^2$$

$$H_1 : \sigma_t^2 \neq \sigma_{t+1}^2$$

para un nivel de confianza del 0,05 mediante el contraste del cociente de varianzas, el test F nos ofrece una medida de significación estadística

$$F = \frac{\frac{n \sum_{i=1}^n x_{i,t}^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_{i,t} \right)^2}{n^2}}{\frac{n \sum_{i=1}^n x_{i,t+1}^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_{i,t+1} \right)^2}{n^2}} \frac{m-1}{n-1} \quad F \sim F_{n-1, m-1} \quad [2]$$

- Convergencia beta:

Existe convergencia beta (β) cuando las economías más pobres tienden a crecer más rápidamente que las ricas. Lo que provoca un acercamiento entre economías. En salud se producirá convergencia β cuando las regiones con una peor salud inicial la mejoren más aceleradamente que el resto. La existencia de convergencia implica, en este caso, que las economías que presentan un menor nivel inicial de la variable de análisis (en nuestro caso salud) deben presentar una mayor tasa de crecimiento, por lo que debe producirse una correlación negativa entre estado de salud inicial y crecimiento de salud.

De producirse convergencia debe poder verificarse, por tanto, la siguiente identidad

$$\left(\frac{1}{T}\right)(s_{i,t} - s_{i,t+T}) = a + bs_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [3]$$

Donde, si T es el periodo total de tiempo que abarca el estudio, la primera parte de la identidad es el crecimiento medio del estado de salud s , $s_{i,t}$ es el estado de salud inicial, a y b son los parámetros poblacionales y $\varepsilon_{i,t}$ es el término de perturbación.

Si, igualmente por motivos de precisión matemática, transformamos la relación en términos absolutos en una relación de elasticidades (log-log), y consideramos que la relación entre el parámetro b y la velocidad de convergencia β es (Sala i Martín, 1999, 212),

$$b = (1 - e^{-\beta T})(1/T)$$

entonces el modelo a estimar sigue la especificación clásica (Sala i Martín, 1996, 1024) no lineal que es:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln\left(\frac{s_{i,t+T}}{s_{i,t}}\right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T}\right) \ln(s_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad [4]$$

donde β es la velocidad de convergencia, y que también puede obtenerse mediante la transformación

$$-\beta = (1/T)[\ln(1 - Tb)]$$

Un valor negativo y significativo de \hat{b} implica la existencia de convergencia β y viceversa. Además, dada la transformación logarítmica de la variable independiente su valor será una medida de la velocidad de convergencia independiente de la escala, el valor de coeficiente de determinación (R^2) será una medida de la bondad del ajuste.

- Relación entre convergencia sigma y beta:

Ambas estudian el mismo fenómeno dinámico, que consiste en la aproximación o alejamiento entre los valores de una variable. La convergencia β es complementaria

de la σ . De hecho la presencia de convergencia β se dice necesaria pero no suficiente para que se produzca convergencia σ .

Un caso particular sucede cuando un *exceso* de convergencia β puede provocar un escenario en el que se intercambien los roles y la región con un menor nivel inicial supere al resto y provoque divergencia σ . Esta situación se suele denominar *escenario de cambio de papel*. En el mismo existe convergencia β , por cuanto la economía con un peor indicador inicial crece más rápidamente que el resto, sin embargo puede no existir convergencia σ si la situación final es más dispersa que la inicial.

Esta limitación de la convergencia β se suple por la mayor capacidad informativa del estadístico y por su carácter estocástico. Además la convergencia σ también presenta las desventajas de su carácter determinista y que puede estar más influenciada por la presencia de observaciones anormales.

CONVERGENCIA CONDICIONAL.

Algunos estudios que vieron la luz durante la década de los '80 (por ejemplo y entre otros, Romer, 1986) mostraban la inexistencia práctica de convergencia económica general a nivel global, poniendo en tela de juicio toda la literatura al respecto e incluso propiciando el desarrollo de modelos de crecimiento alternativos, entre los que destacan los modelos de crecimiento endógeno. La respuesta ofrecida por algunos autores que defendían el modelo neoclásico se basó en argüir que pueden existir distintos estados estacionarios a los que convergen las economías locales para distintas áreas económicas. Estos estados estacionarios se forman entre distintas áreas en función de la difusión de la tecnología y de la información, de la existencia de instituciones homogéneas, de un nivel de seguridad suficiente, seguridad jurídica, etc. y, por supuesto, la suficiente libertad de movimiento de personas y capitales entre ellas (para una ampliación Sala i Martín, 1996, 1025; Serrano, 1998, 6).

Volviendo a importar dicho razonamiento al campo de la convergencia en salud en España, cabe preguntarse en este sentido, si ¿es posible que se hayan constituido, dentro del territorio español, distintos clubs o asociaciones de convergencia que provoquen que su población esté convergiendo hacia escenarios de salud diferentes?. De esta forma nos preguntamos si se puede estar configurando una situación estructural, a modo de estados estacionarios en salud, que esté limitando las posibilidades de salud de alguna parte de la población.

En este sentido, la especial configuración política y social española en que una gran parte de competencias, sobre todo en relación al ámbito social, son asumidas por las CCAA induce a testar el que pueda existir un distinto nivel de salud y de convergencia en salud entre aquellas CCAA que vienen gozando de todas las competencias, incluidas las sanitarias, de forma tradicional, es decir que accedieron a la autonomía por el artículo 151 de la Constitución española (y que denominaremos a partir de ahora *con competencias*), y aquellas otras que no han accedido a todas las competencias, las sanitarias hasta enero de 2002, y que accedieron a la autonomía por el artículo 143 de la Constitución española (y que denominaremos a partir de ahora *sin competencias*).

Para confirmar la hipótesis de la existencia de distintos estados estacionarios entre distintas áreas económicas se ha desarrollado el concepto denominado convergencia beta condicionada (en contraposición a esta, a la que hemos visto hasta ahora se le denomina, convergencia absoluta). Para ello se utiliza el siguiente modelo econométrico (Sala i Martín, 1996, 1027):

$$\left(\frac{1}{T}\right)\ln\left(\frac{s_{i,t}}{s_{i,t+T}}\right) = a - \left(\frac{1-e^{-\beta T}}{T}\right)\ln(s_{i,t}) + \Phi Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [5]$$

Donde $Z_{i,t}$ representa un vector de variables que, de alguna forma, capturen el estado estacionario de cada área y Φ el parámetro asociado a estimar. En última instancia, lo que nos interesa conocer es hasta que punto su inclusión en el modelo hace que este mejore o no su capacidad explicación. Si la inclusión de la nueva variable hace mejorar significativamente la explicación previa podremos concluir con que es posible que exista convergencia condicional. En análisis macroeconómico dicho vector suele contener datos regionales sobre inversión, valor añadido, formación de capital, etc., En nuestro caso se ha construido un vector $Z_{i,t}$ como una variable categórica bivalente que adopta el valor 0 cuando, para cada provincia, no se disponía tradicionalmente de competencias y 1 cuando si se disponía de las mismas¹. La adopción de dos únicos valores para $Z_{i,t}$ está justificada por cuanto la capacidad de gestión que otorga la cesión de competencias es igual para todas las CCAA que disponen de las mismas y, por el contrario la falta de competencias es también igual y nula para aquellas CCAA que no disponían de competencias. Por su parte, al igual que con el modelo absoluto una estimación negativa de b implicará la existencia de convergencia condicionada.

FUENTES Y VARIABLES.

Para la medición de la convergencia se han utilizado las siguientes variables: EVN por CCAA durante los años 1970-1975-1980-1985-1990-1995-1998 (126 observaciones); EVN por provincias durante los años 1961-1969-1990-1995 (200 obs.); MI medida en número de casos por cada 1000 habitantes, por provincias 1975 al 2001 (1404 obs.). Todos los datos han sido elaborados y obtenidos de las tablas de mortalidad que periódicamente elabora el INE.

En todos los casos se han excluido del análisis a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, cuya variabilidad de los índices de mortalidad parecen responder más a circunstancias exógenas que a los resultados en salud y nivel de vida.

La justificación de la elección de la EVN y la MI como variable de estudio se basa en su consideración por otros autores como Nixon (1999 y 2000) y por la general aceptación de ambos índices como sintéticos no sólo de salud de la población sino de la situación socioeconómica de un territorio en general.

Para testar la presencia de convergencia beta se ha procedido a realizar las regresiones lineales bajo los modelos [3] y [5] mediante mínimos cuadrados ordinarios.

¹ Las CCAA que, antes de enero de 2002 disponían de competencias sanitarias son (entre paréntesis el año que accedieron a la competencia en sanidad): Cataluña (1981); Andalucía (1984), País Vasco (1988), Valencia (1988), Galicia (1991), Navarra (1991) y Canarias (1994).

En el caso de la convergencia condicional, para testar la significación de la diferencia de medias entre ambos grupos territoriales se ha procedido mediante la prueba *t* clásica, previa la determinación de la igualdad o diferencia de las varianzas mediante el test de Levene. El software estadístico utilizado ha sido SPSS 11.5

RESULTADOS.

A) Convergencia β

La Tabla 1 muestra los resultados de los modelos tanto a nivel autonómico como provincial del modelo de convergencia β absoluta, tanto en relación a la EVN como a la MI.

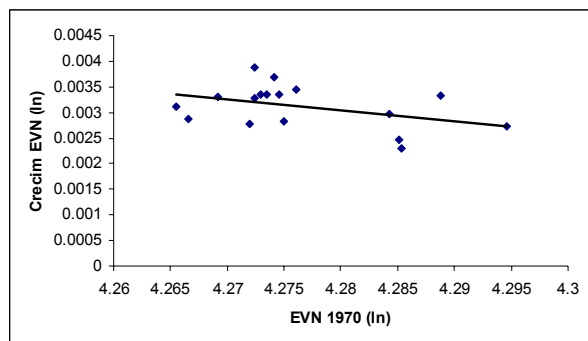
Tabla 1. Convergencia beta en salud (1970-2000)

| | b (e.t.) | p-valor | R2 (e.t.) | años de la muestra | velocidad de convergencia (β) |
|-------------------------------|--------------------|---------|--------------------|-----------------------|--|
| EVN CCAA (1970-1998) | -0,0213 (0,012) | 0,099 | 0,171 (0,00039) | 29 | -1,66% |
| M.I. CCAA (1975-2001) | -0,053 (0,025) | 0,054 | 0,226 (0,01626) | 27 | -3,29% |
| EVN Provincias (1969-1995) | -0,024 (0,005) | 0,000 | 0,285 (0,00034) | 27 | -1,85% |
| MI Provincias (1975-2001) | -0,046 (0,013) | 0,001 | 0,208 (0,018) | 27 | -2,99% |

De cada modelo se presentan cinco columnas, respecto al coeficiente *b* su valor y, debajo, su error estándar, a su derecha el p-valor y a su derecha el coeficiente de determinación del modelo. Debajo de este último aparece su error estándar. Finalmente se indica el número de años que abarca la muestra y la velocidad de convergencia.

Los resultados entre CCAA muestran una relación decreciente o inversa entre el (logaritmo de la) EVN y la MI iniciales y el (logaritmo de su) crecimiento medio. Sin embargo, aunque el valor de *b* sea negativo, no es significativo. El coeficiente de determinación es también muy bajo. No ha existido, por tanto, convergencia β en EVN ni en MI, entre las CCAA españolas durante los años 1970 a 1998.

Ilustración 1. Convergencia beta en esperanza de vida entre CCAA.

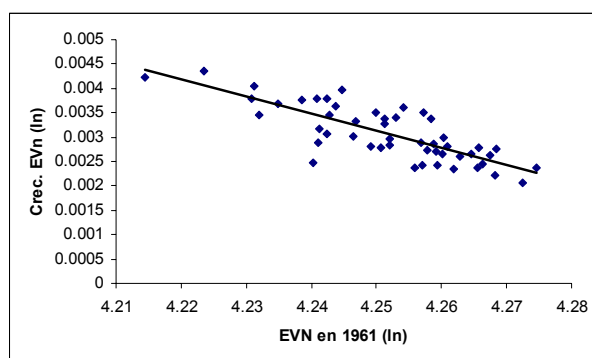


Incluso aunque la regresión tuviese un mayor coeficiente de determinación y la estimación del parámetro fuese significativo, el valor de la velocidad de convergencia

también es muy bajo, en el caso de la EVN es de un 1,66% anual, lo que implica que harían falta 43 años para reducir las diferencias a la mitad.

A nivel provincial, lo que nos permite más grados de libertad además de evitar las distorsiones dentro de cada CA (Ilustración 2) se consigue un mejor ajuste, con R^2 del 28%, en el caso de la EVN, y el coeficiente b también negativo y significativo en ambos casos, lo cual indica que, efectivamente la unidad de análisis territorial provincial es la más relevante, es decir se explica mejor, que con la de CA. El modelo sugiere, además, que se produce una suave velocidad de convergencia de aproximadamente un 1,85% anual. En el caso de la MI parece indiferente la unidad de análisis.

Ilustración 2. Convergencia beta en esperanza de vida entre provincias.



B) Convergencia σ

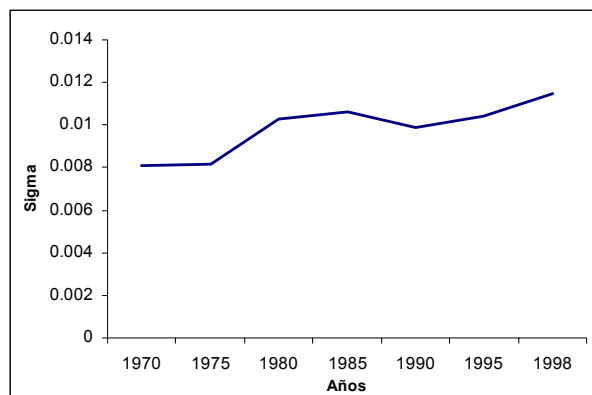
Los valores del estadístico F significativos para el caso de la MI, tanto a nivel provincial como autonómico corroboran la existencia de divergencia sigma (Tabla 2). En el caso de la EVN, la desviación típica de (el logaritmo de la) EVN pasa de 0,8%, aproximadamente 0,59 años, en 1970 al 1,14% , aproximadamente 0,93 años, en 1998.

Tabla 2. Convergencia sigma en salud.

| | σ inicial | σ final | F ($\alpha=0,05$) | p-valor |
|----------------------------|------------------|----------------|---------------------|---------|
| EVN-CCAA (1970-1998) | 0,00811 | 0,01147 | 0,5006 | 0,088 |
| MI- CCAA (1975-2001) | 0,15702 | 0,41753 | 0,1414 | 0,000 |
| EVN-Provincias (1961-1995) | 0,01289 | 0,01228 | 1,1019 | 0,333 |
| MI- Provincias (1975-2001) | 0,20153 | 0,49032 | 0,1689 | 0,000 |

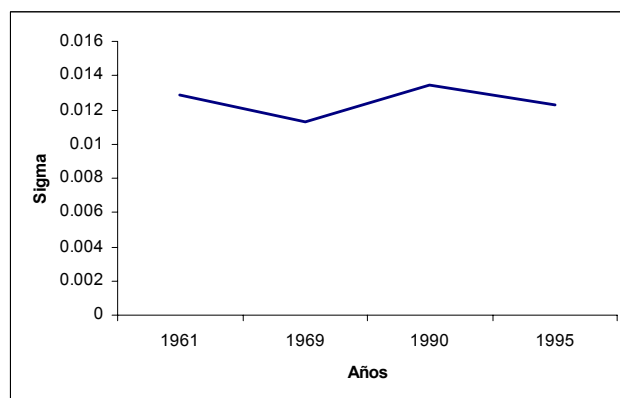
El gráfico de convergencia sigma muestra que el incremento de las desigualdades territoriales entre CCAA no ha parado de crecer desde 1975, salvo un breve receso durante el quinquenio 85-90. En el caso de la MI las divergencias son completamente significativas, oscilando, en el caso de las provincias, entre un 20,15% inicial contra un 49,03% final.

Ilustración 3. Convergencia sigma en esperanza de vida entre CCAA.



En el caso de la EVN a nivel provincial, los resultados respecto a la convergencia sigma muestran que las diferencias, aunque se reducen muy suavemente, no resultan ser significativas, ni entre los años extremos ni entre los Intermedios, pasando del 1,29% al 1,23%.

Ilustración 4. Convergencia sigma en esperanza de vida entre provincias.



En resumen, no puede aceptarse tampoco la hipótesis de convergencia sigma entre provincias². Combinando estos resultados con el que ofrece el análisis beta de

² Con la pretensión de profundizar en la convergencia interprovincial y dado que los datos de EVN en las tablas de mortalidad del INE se muestran desagregadas entre varones y mujeres también se ha estudiado el comportamiento de ambas poblaciones por separado. Los resultados indican que, a pesar de contar, como dato de partida, con una EVN muy superior por parte de la población femenina que, en 1995, alcanza los 81,63 años por los 74,44 años de la población masculina, además se produce una mayor tasa de convergencia entre provincias entre la primera, tanto desde el punto de vista de la metodología beta como sigma. Aunque interesante, el análisis de dichos datos, quizá más relacionados con la psicología o sociología del comportamiento, excede del contenido de este documento.

convergencia, podemos concluir con que se está reproduciendo un escenario de cambios de papel, es decir, algunas áreas que inicialmente disponían de una peor EVN o MI están mejorando, cruzándose, sobre otras que disfrutaban de una situación inicial mejor pero el resultado final es una mayor dispersión que la inicial.

C) Convergencia condicional

En este apartado se muestran los resultados del análisis de convergencia condicional. La hipótesis de trabajo consiste en suponer que las provincias de cada uno de dichos grupos convergen entre sí, aunque ambos grupos divergen el uno del otro. La existencia de dos escenarios social y organizativamente distintos, el de las CCAA que tenían competencias sanitarias antes de 2001 y aquellas que no dispusieron de ellas hasta enero de 2002 permiten su contrastación en condiciones de experimento natural.

La Tabla 3 muestra los principales resultados. Se muestran los resultados principales y entre paréntesis los p-valores, salvo para el caso del coeficiente de determinación que entre paréntesis figura el valor de la prueba F.

Puede advertirse un importante incremento del coeficiente de determinación tanto para la EVN como para la MI, aunque mayor en el primer caso que pasa del 28,5% al 51,6%. En el caso de la EVN es significativa la inclusión de la variable que discrimina en función del grado competencial, es más importante el incremento en el coeficiente de determinación y también es significativo el valor del test de Chow. Este test permite contrastar la hipótesis de cambio estructural entre dos submuestras, y se define como

$$F = \frac{SCR_T - (SCR_1 + SCR_2) \frac{m}{n}}{SCR_1 + SCR_2} ; \quad F \sim F_{n,m}$$

Donde SCR es la suma de los cuadrados de los residuos totales (T) o de cada una de las dos submuestras (1 y 2); n es la diferencia entre los grados de libertad de la regresión completa y m; y m son la suma de los grados de libertad de las regresiones de las submuestras. Chow sigue una $F_{n,m}$ y la hipótesis nula consiste en ausencia de cambio estructural.

El test, para la EVN arroja un valor de 12.80 contra un umbral de 3.2 para la $F_{2,48}$ al 95% de confianza, por lo que podemos resolver que puede existir un cambio estructural en los modelos, es decir se comportan de una forma distinta las CCAA con competencias y sin competencias, por lo que puede ser procedente un análisis por separado de cada uno de los subgrupos.

Tabla 3. Convergencia Beta condicionada provincial (1970-2000).

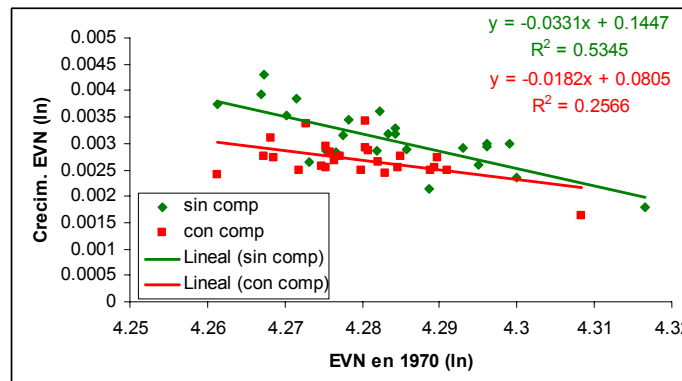
| | EVN | | MI | |
|---------|------------------|-------------------|------------------|------------------|
| | incondicionada | condicionada | incondicionada | condicionada |
| β | -0.024 (.000) | -0.028 (.000) | -0.046 (.001) | -0.044 (.001) |
| Φ | | -4.9E-4 (.000) | | 0.008 (0.120) |
| R^2 | 28.5% (.000) | 51.6% (.000) | 20.8% (.000) | 24.9% (.001) |

| | | |
|--------------|-----------------|----------------|
| Test de Chow | 12.80 (.000) | 2.35 (.107) |
|--------------|-----------------|----------------|

En lo que se refiere a la variable de MI, los datos, aunque apuntan hacia el mismo sentido no son tan concluyentes de forma que algunos de ellos, incluidos el test de Chow son sólo significativos próximos al 90% de confianza.

En la Ilustración 5 se muestran gráficamente los datos de la convergencia beta condicional en EVN. Los datos rojos (cuadros) pertenecen a los de CCAA con competencias en tanto que los verdes (rombos) pertenecen a los de CCAA sin competencias. Se puede observar una menor tasa de convergencia y un mayor grado de dispersión (R^2 menor) entre las CCAA con competencias. Ello implica que se reducen más lentamente las diferencias entre ellas, aunque esto puede ser debido a que ya disponían anteriormente de una menor dispersión.

Ilustración 5. Convergencia beta condicional en EVN entre provincias españolas 1970-1995.



La velocidad de convergencia es del 2,36% anual ($\hat{b} = -0,0331$) para las provincias de las CCAA sin competencias y del 1,48% anual ($\hat{b} = -0,0182$) para las de las CCAA con competencias. Ello implica, por ejemplo que, en 30 años pueden reducirse las diferencias a la mitad entre las provincias que no tenían competencias.

La Ilustración 6 muestra los mismos datos referidos a la MI. En consonancia con la anterior, también el coeficiente de determinación y su grado de convergencia es mucho mayor entre las CCAA que no disponían de competencias que entre aquellas que disponían de competencias. Así, el ajuste entre las CCAA con competencias solo llega al 4,18% y contrasta con el de las CCAA sin competencias que, es del 33,4%.

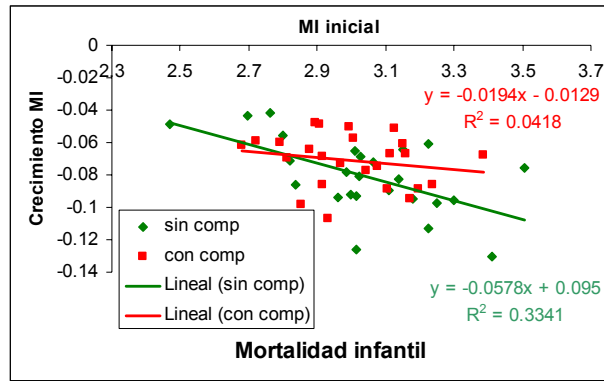
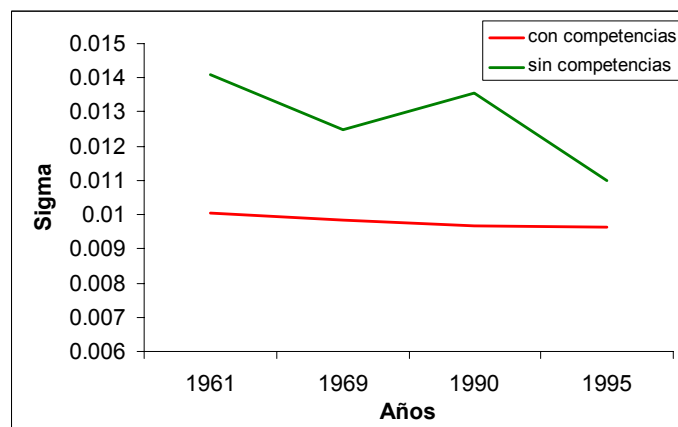


Ilustración 6. Convergencia beta condicional en MI entre provincias españolas: 1975-2001.

En el caso de la MI, la velocidad de convergencia resultante es del 3,48% anual ($\hat{b} = -0,0578$) para las provincias de las CCAA sin competencias y del 1,56% anual ($\hat{b} = -0,0194$) para las de las CCAA con competencias. Dicha velocidad de convergencia implica, para el caso de las CCAA sin competencias, que se produce una reducción del 50% de las diferencias en 20 años.

El análisis de la convergencia sigma entre CCAA (Ilustración 7)³ muestra que, en relación a la EVN se produce una muy suave tendencia a la convergencia entre los años 1970 y 1995, sobre todo desde 1990, tanto entre las CCAA con como sin competencias. Dichas disminuciones no son, sin embargo significativas en ninguno de los dos casos. (p -valor > 0.2)

Ilustración 7. Convergencia sigma en esperanza de vida en función del nivel competencial en 2001.

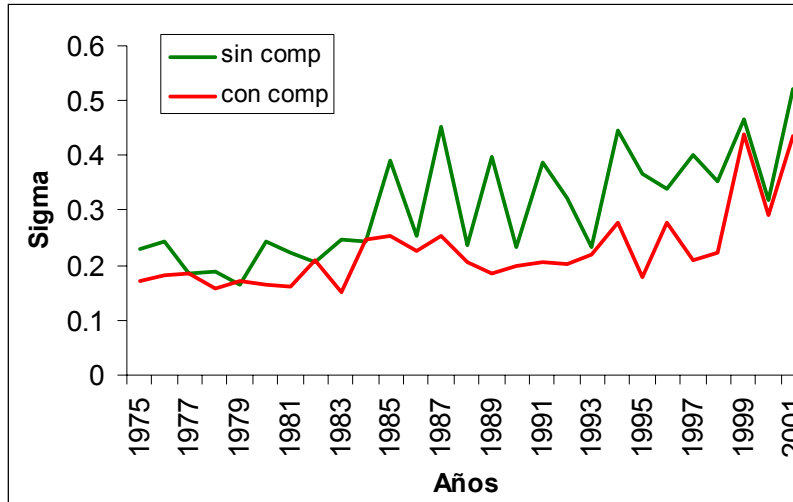


Por su parte, contrariamente a los anteriores, para el caso de la convergencia sigma en MI en función del nivel competencial los resultados muestra una clara tendencia a la divergencia. Esta es, además, ligeramente superior en el caso de las

³ Aunque la Ilustración 7 muestra la evolución de la convergencia sigma desde 1969, En realidad los cálculos que se muestran son los que corresponden al período desde 1970.

CCAA con competencias que en el caso de las CCAA sin competencias (valor de la prueba F de 0,15 contra 0,19 ambos significativos)

Ilustración 8. Convergencia sigma en MI en función del nivel competencial.



Así, la Ilustración 8 muestra una tendencia a la divergencia de ambos indicadores, que oscilan desde valores cercanos al 20% de la media a desviaciones medias cercanas al 40% de la media.

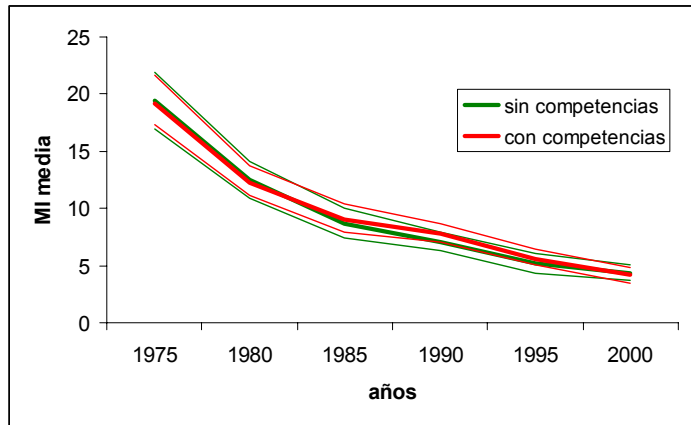
D) Sesgos en el crecimiento

Profundizando en este análisis nos proponemos ahora determinar hasta que punto esta distinta velocidad de convergencia entre áreas geográficas ha podido determinar un distinto crecimiento de la EVN o de la MI en unas u otras regiones, así como un nivel final de EVN distinto. Para ello se ha calculado la media de crecimiento durante el período de análisis, en ambas áreas⁴ así como la media de la EVN en los años inicial y final (1961-1995). A las tres variables se le realiza la prueba T de comparación de medias para muestras independientes. Las medias y desviaciones se han ponderado en función de la población de cada provincia.

La Ilustración 9 muestra, respecto a la MI que las diferencias entre ambos grupos no son relevantes. La línea central (más gruesa) muestra la media de cada grupo mientras que las líneas laterales representan un intervalo de confianza del 95% de la media.

Ilustración 9. Disminución de la Mort. Infantil de las provincias españolas.

⁴ La media de crecimiento de la EVN se ha calculado como $X_i = (x_{i,95} - x_{i,61})/T$ donde T es el número de años de la muestra = 35 y x_i es la EVN de cada provincia i en cada uno de los años.



MI media: defunción por 1000 hbts.

Como puede observarse la evolución tanto de la media como de los límites superior e inferior son similares, lo que corrobora el resultado del Test de Chow que muestra que no puede aceptarse la hipótesis de cambio estructural entre ambas submuestras. Es decir ambos grupos se comportan homogéneamente.

Respecto a la EVN, los resultados se resumen en la Tabla 4.

Tabla 4. Prueba T de la igualdad de crecimiento en esperanza de vida de las provincias españolas.

| | Descriptivos | | Prueba de Levene | | Prueba T de igualdad de medias | | |
|------------------|--------------|--------------|------------------|-------|--------------------------------|----------|------------------|
| | Media | Desv. Típica | F | Sig. | Diferencias | E.t. dif | Sig. (Bilateral) |
| E.V. 1961 | | | | | | | |
| Sin competencias | 70,18 | 0,8789 | 1,204 | 0,278 | -,4056 | ,212 | ,061 |
| Con competencias | 70,58 | 0,6188 | | | | | |
| Crecimiento | | | 8,761 | 0,005 | ,0390 | ,0087 | ,000 |
| Sin competencias | 0,2404 | 0,0411 | | | | | |
| Con competencias | 0,2014 | 0,0199 | | | | | |
| E.V. 1995 | | | 0,590 | 0,446 | ,9587 | ,233 | ,000 |
| Sin competencias | 78,59 | 0,8262 | | | | | |
| Con competencias | 77,63 | 0,7653 | | | | | |

Para cada modelo se presentan los siguientes resultados: a) media y error típico de la media de la EVN entre las provincias con competencias y sin competencias. b) Estadístico F y nivel de significación de la prueba de Levene de diferencia de varianzas. Un valor alto y poco significativo (normalmente mayor de 0,05) de F implica que debe asumirse la hipótesis de igualdad de varianzas. c) La diferencia entre ambas medias, su error típico y su nivel de significación.

Las provincias de las CCAA sin competencias tenían, en 1961, una EVN media de 70,18 años, mientras que el resto de CCAA tenían una EVN media de 70,58 años. La diferencia, que asciende a -0,41 años (el símbolo negativo indica que la diferencia es a favor de las CCAA con competencias), no es significativa⁵.

Respecto a la tasa de crecimiento, desde 1961 a 1995, las CCAA sin competencias venían creciendo a una tasa anual media de 0,24 años. La diferencia con

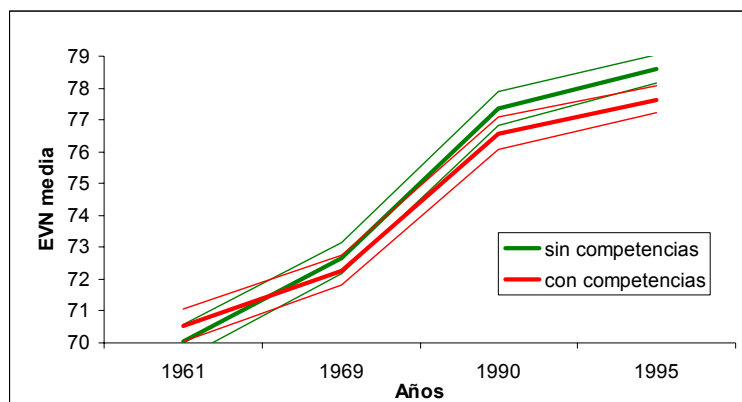
⁵ La prueba de Levene sirve para apreciar que también existen diferencias significativas entre las varianzas e indica que debe utilizarse la variante de la prueba T que no considera varianzas iguales.

el resto de CCAA, que sólo crecieron a una tasa anual media de 0,20 años es significativa⁶.

Respecto al nivel de EVN en 1995, los habitantes de las CCAA sin competencias hasta 2001 disponían de una media de 78,59 años en tanto que, para el resto, la media era de sólo 77,63 años. La diferencia de 1,05 años también es significativa⁷.

La Ilustración 10 representa gráficamente los cambios. Para cada serie, la línea central, más gruesa, representa la evolución de la media muestral, en tanto que las líneas superior e inferior, más finas, representan la evolución del intervalo de confianza de la media con una confianza del 95%. Puede observarse como las provincias *sin competencias* crecen más deprisa y reducen su dispersión a lo largo del tiempo, en tanto que el resto de provincias tiene un crecimiento de la media de EVN inferior y, además, no se percibe una igual reducción de la dispersión.

Ilustración 10. Crecimiento en esperanza de vida de las provincias españolas.



RESUMEN Y CONCLUSIONES.

Se ha estudiado la evolución de dos indicadores básicos en salud: La esperanza de vida al nacer (EVN) y la mortalidad infantil (MI). Tanto a nivel de Comunidades Autónomas (CCAA) como provincial. Durante un periodo de tiempo que abarca 29 años en el primer caso y hasta 35 en el segundo.

Durante el período analizado, no puede aceptarse la hipótesis de existencia de convergencia absoluta en salud, medida tanto como EVN como por MI, ni entre las CCAA españolas, ni entre provincias. Así, en torno al comienzo de la década de los '90, se produce, en todos los modelos, un incremento de las desigualdades territoriales. Dicho incremento se mitiga posteriormente en algunos casos aunque no llega a compensarse totalmente en ninguno de los modelos.

⁶ La prueba de Levene nos indica que debe utilizarse la variante de la prueba T que considera varianzas iguales.

⁷ La prueba de Levene indica las varianzas de los dos grupos también son distintas y que debe utilizarse la variante correspondiente de la prueba T.

El estudio de convergencia absoluta permite apreciar que lo que está produciéndose es una gran cantidad de cruces entre áreas geográficas desfavorecidas que mejoran su posición relativa (provocando convergencia beta), y que no sólo se aproximan a las que tienen mejor ratio de salud, sino que normalmente las superan, provocando de esta forma una nueva situación relativa, que es más dispersa que la inicial (divergencia sigma)

Por su parte, el análisis regresional condicional, que discrimina entre CCAA que han autogestionado sus servicios de salud y aquellas que han permanecido hasta enero de 2002 bajo la gestión del INSALUD, permite detectar que, aunque en líneas generales, el comportamiento es análogo entre ambos grupos de CCAA, sin embargo se vienen produciendo más cruces y la situación final es algo menos divergente que la inicial entre las CCAA sin competencias.

De esta forma, respecto a la EVN y con amplias reservas, se puede aceptar la existencia de convergencia entre las provincias de las CCAA que no adquirieron las competencias sanitarias hasta enero de 2002. Mientras que, por su parte, no existe evidencia alguna de convergencia entre las provincias de las CCAA que habían adquirido las competencias sanitarias con anterioridad. Por otro lado, las primeras disponían, en 1961 de una EVN media inferior que el resto de provincias, habiendo crecido, en términos de EVN, a un ritmo medio superior al resto, de forma que, en 1995, disponían de una EVN media mayor que las de las CCAA que disponían de todas las competencias antes de 2002. Estas dos últimas diferencias son estadísticamente significativas.

Dichos resultados permiten confirmar que no se están reduciendo las diferencias en términos de salud entre las regiones españolas, e incluso parece estar ocurriendo que se esté incrementando en algunos casos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Barro, R. Sala i Martín, X. (1992). "Convergence". *Journal of political economy*. vol 100, 2, (april). 223-251.
- Benach, J., Yasui, Y. (1999). "Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation". *Journal of epidemiology and community health*. vol 53-7. págs. 423 y ss. Londres.
- Borrell, C., Pasarin, M.I. (1999). "The study of social inequalities en health in Spain: Where are we?". *Journal of epidemiology and community health*. vol 53-7. págs. 388 y ss. Londres.
- Goerlich, F.J. (1998). *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*. Instituto valenciano de investigaciones económicas. Valencia
- Hitiris, T. (1997). "Health care expenditure and integration in the countries of the european unión". *Applied Economics*, 29, 1-6.

- Instituto Nacional de Estadística (1978). *Tablas de mortalidad provinciales (1969-72)*. INE. Madrid
- Instituto Nacional de Estadística (1988). *Tablas de mortalidad de la población española. Resultados por Comunidades Autónomas. Años 1970-1975-1980*. INE. Madrid
- Instituto Nacional de Estadística (n.d.). *Tablas de mortalidad provinciales y por CCAA*. INEBASE. www.ine.es.
- López Laborda, J. Salas Fumás, V. (2000). *Economía y política de financiación de servicios públicos en territorios con desigual densidad de demanda*. EEE. nº 83. Fedea.
- López Laborda, J.; Salas Fumás, V. (2002), “Financiación de servicios públicos en territorios con desigual densidad de demanda”, *Revista de Economía Aplicada*. nº 28, (vol X).
- Nixon, J (1999). *Convergence analysis of health care expenditure in the EU countries using two approaches*. Discussion paper in economics, 1999/03. Department of economics and related studies. University of York.
- Nixon, J. (2000). *Convergence of health care spending and health outcomes in the European Union, 1960-1995*. Discussion paper, 183. Centre for health economics. University of York.
- Romer, P.M. (1986). “Increasing returns and long-run growth”. *Journal of political economy*. 94 (5). 1002-1037.
- Sala i Martín, X. (1996). “The classical approach to convergence analysis”. *The economic journal*, 106 (july). 1019-1036.
- Sala i Martín, X. (1999). *Apuntes de crecimiento económico*. Antoni Bosch, Barcelona
- Serrano, L. (1998). *Capital humano y convergencia regional*. Documentos del Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. WP-EC-98-12. Valencia.

ANEXO I

Tablas utilizadas.

II.1. ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR CCAA

| | 1970 | 1975 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 1998 |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Andalucía | 71,28 | 72,68 | 74,46 | 75,48 | 76,01 | 77,08 | 77,46 |
| Aragón | 73,3 | 74,89 | 76,54 | 77,17 | 77,96 | 78,88 | 79,33 |
| Asturias | 72,61 | 73,28 | 74,81 | 75,82 | 76,38 | 77,19 | 78,01 |
| Baleares | 71,2 | 73,5 | 75,76 | 74,79 | 75,86 | 77,07 | 77,92 |

| | | | | | | | |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Canarias | 72,63 | 73,4 | 74,24 | 75,35 | 76,12 | 77,43 | 77,63 |
| Cantabria | 71,85 | 73,65 | 75,46 | 76,76 | 77,41 | 78,19 | 79,16 |
| Castilla y León | 71,69 | 73,9 | 76,34 | 77,62 | 78,18 | 79,72 | 80,21 |
| Castilla-La Mancha | 71,96 | 74,06 | 75,6 | 76,7 | 77,68 | 78,87 | 79,5 |
| Cataluña | 72,55 | 74,23 | 76,88 | 77,25 | 77,25 | 78,49 | 79,08 |
| Extremadura | 71,46 | 73,04 | 74,82 | 75,89 | 76,61 | 78,01 | 78,67 |
| Galicia | 71,69 | 73,16 | 75,23 | 76,06 | 76,64 | 77,85 | 78,86 |
| Madrid | 72,88 | 74,71 | 76,27 | 77,74 | 77,7 | 79,18 | 80,28 |
| Murcia | 71,66 | 73,13 | 74,67 | 76,04 | 76,23 | 77,7 | 77,65 |
| Navarra | 71,82 | 73,56 | 75,33 | 76,81 | 78,09 | 79,28 | 79,92 |
| País Vasco | 71,73 | 73,08 | 74,97 | 76,23 | 77,11 | 78,07 | 79,03 |
| Rioja | 71,77 | 73,67 | 74,74 | 76,31 | 77,03 | 78,53 | 79,1 |
| Valencia | 71,88 | 73,19 | 74,87 | 76 | 76,48 | 77,51 | 78,02 |

Fuente: Tablas de mortalidad del INE
Elaboración propia.

II.2. ESPERANZA DE VIDA AL NACER POR PROVINCIAS

| | 1961 | | | 1969 | | | 1990 | | | 1995 | | |
|-------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | TOTAL | VAR. | MUJ. | TOTAL | VAR. | MUJ. | TOTAL | VAR. | MUJ. | TOTAL | VAR. | MUJ. |
| Álava | 69,05 | 66,53 | 71,57 | 71,72 | 69 | 74,44 | 77,52 | 73,88 | 81,32 | 78,55 | 74,82 | 82,45 |
| Albacete | 70,19 | 68,43 | 71,95 | 71,535 | 69,08 | 73,99 | 77,83 | 75,23 | 80,46 | 78,7 | 75,88 | 81,59 |
| Alicante | 70,745 | 68,38 | 73,11 | 72,39 | 69,91 | 74,87 | 76,79 | 73,41 | 80,21 | 77,77 | 74,45 | 81,13 |
| Almería | 70,945 | 68,9 | 72,99 | 71,91 | 69,19 | 74,63 | 76,33 | 72,8 | 79,97 | 76,99 | 73,53 | 80,57 |
| Ávila | 70,2 | 68,84 | 71,56 | 72,48 | 70,57 | 74,39 | 78,39 | 75,81 | 81,09 | 78,98 | 75,78 | 82,47 |
| Badajoz | 69,58 | 67,22 | 71,94 | 71,985 | 69,13 | 74,84 | 76,13 | 72,7 | 79,64 | 77,47 | 73,96 | 81,08 |
| Baleares | 71,705 | 69,52 | 73,89 | 71,745 | 68,38 | 75,11 | 75,81 | 72,06 | 79,74 | 77,07 | 73,18 | 81,13 |
| Barcelona | 71,215 | 68,53 | 73,9 | 72,945 | 70,13 | 75,76 | 77,19 | 73,36 | 80,91 | 78,51 | 74,51 | 82,45 |
| Burgos | 68,805 | 66,31 | 71,3 | 71,305 | 68,55 | 74,06 | 77,74 | 73,88 | 81,9 | 79,27 | 75,65 | 83,12 |
| Cáceres | 68,775 | 66,51 | 71,04 | 72,065 | 69,55 | 74,58 | 77,22 | 74,15 | 80,31 | 78,5 | 75,24 | 81,85 |
| Cádiz | 69,425 | 66,44 | 72,41 | 70,9 | 67,69 | 74,11 | 74,74 | 70,95 | 78,68 | 75,68 | 71,88 | 79,65 |
| Castellón | 71,21 | 69,32 | 73,1 | 72,455 | 70,01 | 74,9 | 76,68 | 73,57 | 79,87 | 77,37 | 74,06 | 80,84 |
| Ciudad Real | 68,855 | 66,78 | 70,93 | 71,91 | 69,6 | 74,22 | 76,2 | 73,04 | 79,38 | 77,68 | 74,76 | 80,58 |
| Córdoba | 71,015 | 68,75 | 73,28 | 71,905 | 69,44 | 74,37 | 76,73 | 73,09 | 80,35 | 77,82 | 74,16 | 81,48 |
| Coruña (La) | 70,25 | 67,58 | 72,92 | 72,03 | 68,7 | 75,36 | 76,48 | 72,46 | 80,41 | 77,57 | 73,46 | 81,63 |
| Cuenca | 69,665 | 68,09 | 71,24 | 72,12 | 70,48 | 73,76 | 78,56 | 76,52 | 80,61 | 79,14 | 76,78 | 81,55 |
| Girona | 71,34 | 69,38 | 73,3 | 72,6 | 70,01 | 75,19 | 77,4 | 73,95 | 81,01 | 78,22 | 74,87 | 81,75 |
| Granada | 69,495 | 67,26 | 71,73 | 71,4 | 68,97 | 73,83 | 76,5 | 73,29 | 79,72 | 77,65 | 74,38 | 80,93 |
| Guadalajara | 70,395 | 69,16 | 71,63 | 72,41 | 70,81 | 74,01 | 78,95 | 76,26 | 81,83 | 79,85 | 76,83 | 83,12 |
| Guipúzcoa | 71,14 | 68,35 | 73,93 | 72,3 | 69,15 | 75,45 | 77,19 | 72,89 | 81,5 | 78,1 | 74,25 | 81,93 |
| Huelva | 69,475 | 66,81 | 72,14 | 71,425 | 68,13 | 74,72 | 76,07 | 72,34 | 79,87 | 76,87 | 73,41 | 80,41 |
| Huesca | 71,405 | 69,49 | 73,32 | 74,925 | 72,77 | 77,08 | 78,69 | 75,72 | 81,94 | 78,63 | 75,77 | 81,78 |
| Jaén | 70,25 | 68,22 | 72,28 | 72,88 | 70,63 | 75,13 | 76,79 | 73,58 | 79,54 | 77,94 | 74,83 | 81,12 |
| León | 68,275 | 66,1 | 70,45 | 71,63 | 69,11 | 74,15 | 77,8 | 74,33 | 81,35 | 79,49 | 76,18 | 82,84 |
| Lleida | 71,85 | 70,33 | 73,37 | 73,045 | 71,15 | 74,94 | 77,12 | 74,17 | 80,26 | 78,09 | 75,23 | 81,13 |
| Rioja (La) | 69,6 | 67,2 | 72 | 72,65 | 70,26 | 75,04 | 76,97 | 73,48 | 80,59 | 78,53 | 75,19 | 81,99 |
| Lugo | 70,155 | 68,58 | 71,73 | 71,98 | 69,99 | 73,97 | 75,92 | 72,86 | 79,1 | 77,36 | 73,54 | 81,42 |
| Madrid | 70,32 | 67,29 | 73,35 | 73,19 | 70,08 | 76,3 | 77,64 | 73,51 | 81,5 | 79,18 | 75,08 | 83,01 |
| Málaga | 70,515 | 67,83 | 73,2 | 71,66 | 68,76 | 74,56 | 75,7 | 72,21 | 79,22 | 76,61 | 72,84 | 80,47 |
| Murcia | 70,825 | 68,58 | 73,07 | 71,99 | 69,55 | 74,43 | 76,2 | 72,94 | 79,46 | 77,7 | 74,54 | 80,86 |
| Navarra | 70,105 | 67,33 | 72,88 | 72,275 | 69,16 | 75,39 | 78,03 | 74,66 | 81,46 | 79,28 | 75,66 | 83 |
| Ourense | 70,59 | 68,72 | 72,46 | 72,92 | 71,11 | 74,73 | 77,36 | 74,01 | 80,7 | 78,07 | 74,61 | 81,58 |
| Asturias | 71,4 | 68,91 | 73,89 | 72,87 | 69,71 | 76,03 | 76,33 | 72,11 | 80,63 | 77,19 | 73,11 | 81,31 |
| Palencia | 67,65 | 65,24 | 70,06 | 70,905 | 67,81 | 74 | 76,98 | 73,16 | 80,96 | 78,46 | 74,43 | 82,76 |

| | | | | | | | | | | | | |
|---------------------|---------------|-------|-------|---------------|-------|-------|--------------|-------|-------|--------------|-------|-------|
| Palmas (Las) | 70,76 | 68,46 | 73,06 | 71,865 | 69,14 | 74,59 | 75,34 | 71,77 | 79,14 | 77,05 | 73,3 | 81,04 |
| Pontevedra | 69,85 | 67,03 | 72,67 | 71,95 | 68,91 | 74,99 | 76,46 | 72,55 | 80,11 | 77,66 | 73,56 | 81,57 |
| Salamanca | 69,575 | 67,89 | 71,26 | 73,415 | 71,08 | 75,75 | 78,24 | 75,04 | 81,45 | 79,47 | 76,09 | 82,84 |
| Tenerife | 71,26 | 69,32 | 73,2 | 74,32 | 72,37 | 76,27 | 76,75 | 73,48 | 80,06 | 77,65 | 74,11 | 81,27 |
| Cantabria | 70,725 | 67,73 | 73,72 | 72,38 | 69,03 | 75,73 | 77,36 | 73,49 | 81,26 | 78,19 | 74,25 | 82,2 |
| Segovia | 69,735 | 68,18 | 71,29 | 71,325 | 68,66 | 73,99 | 78,9 | 76,05 | 81,82 | 80,12 | 77,61 | 82,68 |
| Sevilla | 70,6 | 67,88 | 73,32 | 71,335 | 68,16 | 74,51 | 75,74 | 71,98 | 79,47 | 76,82 | 73,13 | 80,44 |
| Soria | 70,615 | 69,16 | 72,07 | 73,63 | 71,81 | 75,45 | 79,64 | 75,86 | 83,65 | 79,84 | 76,18 | 83,76 |
| Tarragona | 70,88 | 69,15 | 72,61 | 72,27 | 70,07 | 74,47 | 77,01 | 73,8 | 80,32 | 78,19 | 75,03 | 81,5 |
| Teruel | 70,7 | 69,14 | 72,26 | 73,415 | 71,01 | 75,82 | 78,68 | 75,86 | 81,72 | 79,58 | 76,85 | 82,54 |
| Toledo | 70,84 | 69,44 | 72,24 | 73,335 | 71,36 | 75,31 | 78,02 | 74,99 | 81,14 | 78,65 | 75,68 | 81,72 |
| Valencia | 70,045 | 67,77 | 72,32 | 72,235 | 69,86 | 74,61 | 76,18 | 72,65 | 79,68 | 77,25 | 73,7 | 80,79 |
| Valladolid | 69,305 | 66,87 | 71,74 | 72,545 | 69,39 | 75,7 | 78,41 | 75,41 | 81,32 | 79,03 | 75,58 | 82,5 |
| Vizcaya | 70,655 | 67,62 | 73,69 | 72,58 | 69,19 | 75,97 | 76,86 | 72,59 | 81,16 | 77,71 | 73,47 | 82,03 |
| Zamora | 69,47 | 67,87 | 71,07 | 72,55 | 70,17 | 74,93 | 77,8 | 74,71 | 80,96 | 79,3 | 75,98 | 82,73 |
| Zaragoza | 69,885 | 67,61 | 72,16 | 73,69 | 71,1 | 76,28 | 77,51 | 74,29 | 80,7 | 78,5 | 75,02 | 82 |

Fuente: Tablas de mortalidad de INE.

Elaboración propia.

II.3. MORTALIDAD INFANTIL POR PROVINCIAS

| | 1975 | 1977 | 1979 | 1981 | 1983 | 1985 | 1987 | 1989 | 1991 | 1993 | 1995 | 1997 | 1999 | 2001 |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|
| Álava | 17,38 | 14,03 | 13,69 | 10,78 | 9,19 | 4,99 | 9,22 | 7,03 | 4,8 | 7,08 | 4,32 | 5,84 | 3,01 | 1,23 |
| Albacete | 25,14 | 18,25 | 16,87 | 14,59 | 14,26 | 7,93 | 9,18 | 6,31 | 6,87 | 6,94 | 3,85 | 6,73 | 3,55 | 4,91 |
| Alicante | 16,64 | 17,27 | 13,61 | 9,77 | 8,49 | 6,96 | 7,11 | 5,79 | 5,77 | 5,36 | 5,57 | 4,45 | 5,1 | 2,54 |
| Almería | 22,51 | 16,95 | 17,83 | 13,53 | 13,11 | 8,1 | 5,37 | 7,61 | 7,66 | 8,6 | 5,8 | 4,72 | 4,58 | 3,72 |
| Ávila | 33,36 | 16,49 | 13,67 | 9,42 | 7,51 | 9,63 | 7,52 | 7,49 | 4,28 | 5,93 | 2,24 | 3,3 | 5,12 | 4,31 |
| Badajoz | 20,53 | 18,49 | 17,2 | 13,7 | 10,41 | 11,64 | 7,07 | 8,9 | 5,72 | 6,22 | 4,82 | 5,52 | 4,27 | 2,33 |
| Baleares | 16,46 | 14,58 | 13,44 | 10,48 | 10,61 | 10,94 | 9,89 | 6,99 | 6,15 | 5,32 | 4,53 | 2,57 | 4,29 | 3,67 |
| Barcelona | 14,57 | 11,76 | 10,86 | 9,66 | 8,41 | 7,01 | 8,26 | 7,47 | 6,14 | 4,92 | 4,25 | 4,85 | 4,38 | 2,72 |
| Burgos | 24,03 | 21,42 | 17,3 | 12,15 | 6,84 | 9,69 | 8,52 | 8,52 | 9,11 | 8,47 | 4,88 | 6,06 | 1,88 | 1,88 |
| Cáceres | 27,11 | 21,03 | 16,76 | 11,4 | 9,02 | 8,09 | 8,91 | 7,34 | 5,12 | 5,41 | 4,48 | 4,68 | 5,13 | 2,07 |
| Cádiz | 20,94 | 19,36 | 15,49 | 11,75 | 9,97 | 9,77 | 10,18 | 7,91 | 7,95 | 8,31 | 7,77 | 6,34 | 3,4 | 2,57 |
| Castellón | 15,18 | 11,79 | 15,52 | 13,12 | 10,94 | 8,3 | 4,42 | 6,79 | 7,57 | 6,01 | 4,95 | 3,72 | 4,21 | 3,05 |
| Ciudad Real | 20,36 | 14,37 | 14,72 | 11,14 | 12,54 | 8,9 | 8,55 | 7,6 | 7,02 | 4,86 | 6,43 | 3,34 | 5,26 | 0,68 |
| Córdoba | 23,32 | 20,17 | 18,47 | 11,66 | 11,38 | 8,81 | 10,22 | 7,17 | 8,99 | 8,09 | 7,02 | 5,46 | 5,41 | 4,54 |
| Coruña (La) | 23,53 | 20,81 | 17,8 | 14,02 | 10,91 | 11,78 | 10,89 | 9,35 | 9,94 | 7,16 | 5,23 | 6,61 | 3,43 | 3,88 |
| Cuenca | 16,77 | 16,22 | 15,86 | 13,59 | 10,42 | 7,95 | 9,49 | 6,55 | 1,96 | 4,77 | 2,29 | 1,2 | 4,3 | 2,47 |
| Girona | 17,81 | 12,73 | 12,74 | 11,75 | 11,28 | 5,81 | 7,77 | 7,23 | 6,38 | 5,88 | 6,09 | 3,77 | 3,98 | 3,11 |
| Granada | 25,5 | 17,13 | 15,79 | 14,92 | 14,25 | 11,75 | 10,71 | 8,28 | 6,46 | 8,09 | 6,63 | 6,21 | 6,66 | 2,48 |
| Guadalajara | 22,44 | 15,14 | 12,35 | 10,43 | 6,26 | 5,44 | 1,36 | 2,24 | 2,94 | 5,06 | 2,83 | 4,81 | 2,52 | 1,98 |
| Guipúzcoa | 19,47 | 15,06 | 14,71 | 14,4 | 11,27 | 10,82 | 10 | 6,38 | 6,66 | 7,42 | 4,47 | 4,86 | 4,77 | 2,74 |
| Huelva | 23,8 | 15,51 | 17,6 | 16,62 | 11,32 | 11,23 | 8,37 | 7,79 | 7,81 | 8,45 | 5,6 | 3,01 | 4,43 | 1,84 |
| Huesca | 11,81 | 15,77 | 12,65 | 10,74 | 9,97 | 8,06 | 6,55 | 2,39 | 4,76 | 4,02 | 7,01 | 5,78 | 6,92 | 3,16 |
| Jaén | 22,35 | 19,23 | 17,09 | 13,92 | 12,18 | 9,82 | 11,46 | 11,56 | 7,7 | 8,57 | 6,03 | 5,98 | 4,62 | 2,03 |
| León | 23,11 | 20,62 | 19,2 | 17,49 | 14,63 | 11,06 | 14,34 | 9,64 | 4,19 | 7,8 | 5,75 | 5,65 | 3,8 | 2,49 |
| Lleida | 18,47 | 17,73 | 11,01 | 11,47 | 13,81 | 7,02 | 13,11 | 6 | 9,03 | 5,86 | 5,07 | 3,97 | 2,23 | 1,81 |
| Rioja (La) | 17,05 | 16,32 | 17,68 | 16,01 | 14,01 | 11,37 | 15,9 | 12,14 | 9,89 | 6,52 | 7,29 | 5,06 | 6,15 | 1,68 |
| Lugo | 29,58 | 24,78 | 17,25 | 15,03 | 13,34 | 11,11 | 12,26 | 9,11 | 11,78 | 7,48 | 8,74 | 6,44 | 3,06 | 4,75 |
| Madrid | 14,82 | 13,29 | 10,97 | 12,07 | 10,95 | 7,77 | 7,85 | 6,82 | 6,37 | 6,51 | 5,01 | 4,76 | 3,67 | 4,62 |
| Málaga | 22,77 | 14,68 | 16,53 | 12,31 | 12,06 | 10,01 | 8,48 | 8,68 | 9,67 | 7,85 | 5,29 | 5,11 | 5,65 | 5,74 |
| Murcia | 23,37 | 15,97 | 12,37 | 9,07 | 10,62 | 9,07 | 7,14 | 8,5 | 9,14 | 5,92 | 4,93 | 6,16 | 7,33 | 4,14 |
| Navarra | 18,76 | 14,84 | 13,79 | 13,18 | 13,3 | 11,29 | 11,87 | 10,08 | 8,77 | 6,83 | 6,7 | 3,83 | 1,95 | 1,05 |
| Ourense | 24,44 | 19,72 | 22,78 | 19,8 | 14,93 | 13,2 | 10,89 | 11,63 | 5,58 | 12,52 | 5,34 | 4,14 | 1,09 | 2,22 |
| Asturias | 20,3 | 20,77 | 16,05 | 13,3 | 12,39 | 11,29 | 9,53 | 6,15 | 9,06 | 7,6 | 6,98 | 5,68 | 3,82 | 3,46 |

| | | | | | | | | | | | | | | |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|
| Palencia | 30,35 | 26,55 | 15,73 | 15,38 | 8,24 | 5,27 | 10,23 | 4,87 | 6,78 | 5,79 | 3,07 | 8,03 | 7,4 | 0,89 |
| Palmas (Las) | 20,24 | 16,09 | 16,9 | 16 | 12,21 | 8,84 | 9,55 | 9,27 | 7,17 | 4,81 | 5,27 | 5,56 | 4,6 | 4,3 |
| Pontevedra | 21,69 | 21,77 | 16,67 | 14,3 | 10,34 | 8,67 | 9,53 | 7,48 | 6,32 | 8,1 | 4,79 | 4,46 | 1,76 | 2,85 |
| Salamanca | 25,12 | 22,16 | 19,08 | 14,68 | 9,47 | 10,47 | 10,29 | 8,23 | 9,15 | 7,58 | 5,71 | 6,15 | 4,07 | 1,19 |
| S.C.Tenerife | 19,97 | 16,63 | 13,9 | 12,92 | 9,9 | 8,46 | 7,51 | 10,08 | 6,23 | 9,18 | 4,74 | 6,53 | 5,25 | 5,17 |
| Cantabria | 20,42 | 16,71 | 15,94 | 10,71 | 12,02 | 8,51 | 11,22 | 6,07 | 6,91 | 7,53 | 4,02 | 3,59 | 1,99 | 1,65 |
| Segovia | 20,05 | 18,31 | 10,88 | 17,17 | 10,11 | 12,31 | 8,1 | 13,22 | 3,75 | 12,2 | 2,41 | 4,64 | 1,7 | 1,65 |
| Sevilla | 18,06 | 14,27 | 13,33 | 13,54 | 10,77 | 10,93 | 9,23 | 9,58 | 9,01 | 7,25 | 6,2 | 5,09 | 5,9 | 4,95 |
| Soria | 19,3 | 17,14 | 17,16 | 8,02 | 8,06 | 6,45 | 9,26 | 7,52 | 5,56 | 6,88 | 4,3 | 4,89 | 8,13 | 1,52 |
| Tarragona | 18,49 | 15,1 | 13,21 | 12,76 | 10,6 | 5,68 | 11,03 | 7,05 | 7,03 | 7,89 | 6,18 | 4,15 | 6,28 | 2,92 |
| Teruel | 21,41 | 18,69 | 11,73 | 8,97 | 10,46 | 2,71 | 5,01 | 7,07 | 8,4 | 6,86 | 3,9 | 9,37 | 8,56 | 3,05 |
| Toledo | 19,76 | 14,24 | 14,56 | 12,41 | 7,23 | 5,63 | 8,11 | 6,76 | 7,01 | 5,39 | 5,06 | 4,27 | 2,45 | 2,4 |
| Valencia | 16,3 | 15,28 | 12,76 | 11,79 | 11,29 | 8,69 | 7,51 | 7,39 | 7,35 | 7,03 | 6,08 | 4,97 | 3,06 | 3,2 |
| Valladolid | 20,67 | 18,1 | 13,92 | 9,07 | 7,72 | 3,11 | 4,92 | 4,63 | 4,41 | 4,84 | 6,54 | 4,49 | 3,23 | 3,26 |
| Vizcaya | 18,3 | 18,02 | 17,11 | 13,1 | 12,68 | 10,79 | 10,87 | 8,61 | 7,91 | 5,11 | 6,85 | 5,16 | 5,35 | 4,93 |
| Zamora | 25,82 | 26,96 | 17,33 | 16,41 | 15,8 | 10,94 | 8,09 | 5,56 | 6,16 | 5,47 | 8,08 | 5,22 | 7,72 | 1,85 |
| Zaragoza | 15,83 | 15,26 | 15,69 | 14,98 | 11,79 | 10,04 | 8,56 | 6,92 | 7,07 | 5,23 | 5,95 | 3,99 | 5,25 | 5,12 |

Fuente: Tablas de mortalidad del INE. (número de casos por 1000 habitantes)

Elaboración propia. (Se han eliminado los años pares por razones de espacio)