



UNIVERSIDAD DE GRANADA
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA

**SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DE ECONOMÍA PÚBLICA Y
MACROECONOMÍA**

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

Documento de Trabajo N° 02/2005

Montero-Granados, R.
Martín-Martín, J.J.
Jiménez-Aguilera, J.D

Universidad de Granada

Enero, 2005

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

Autores: Montero Granados, R.; Martín Martín, J.J.; Jiménez Aguilera, J.D

Resumen:

El objetivo de este trabajo es medir el proceso de convergencia en salud a nivel provincial y regional en España durante el periodo 1975-2000 para analizar en que medida el proceso histórico de descentralización de competencias sanitarias a nivel regional ha podido influir en el mismo. Se han utilizado los modelos de convergencia sigma y beta tradicionalmente empleados en macroeconomía utilizando como indicadores de salud la Esperanza de Vida al Nacer y la Tasa de Mortalidad Infantil. Los resultados señalan que no se ha producido convergencia en salud durante el periodo analizado sino que se ha generado un *cambio de papel* por el que, algunas provincias que inicialmente disponían de unos peores indicadores han mejorado, cruzándose, sobre otras que disfrutaban de una situación inicial mejor, si bien el resultado final es de una mayor dispersión. Finalmente cabe señalar que a un nivel provincial, y según el nivel competencial adquirido, no se puede descartar que se haya producido una evolución dinámica distinta, de forma que se han formado distintos *estados estacionarios* en salud.

Palabras clave: Convergencia; necesidad sanitaria; salud pública.

códigos JEL: C12; C22; H70; I12; I18

Abstract:

Keywords: Health service provision; convergence; health necessity; public health.

1. ANTECEDENTES.

La sociedad española ha protagonizado en las dos últimas décadas un profundo proceso de descentralización territorial. Articulándose a nivel regional se han ido creando 17 Comunidades Autónomas (CCAA) con importantes niveles competenciales en la prestación y gestión de servicios públicos. En el ámbito sanitario, el proceso de descentralización puede agruparse en dos periodos históricos. El primero, se inicia en 1981 con las transferencias de las competencias sanitarias a la Comunidad Autónoma (CA) de Cataluña y prosigue secuencialmente hasta 1994 con las transferencias a la CA de Canarias, abarcando un total de siete CCAA¹ (PCAC). El segundo, coincide con el año 2002 en el que se transfirieron simultáneamente las competencias sanitarias a las 10 CCAA restantes (PCAS).

Cada CA está formada por una o más provincias, que son estructuras político-administrativas intermedias entre las regiones (o CCAA) y los municipios. Las 7 CCAA que inicialmente recibieron las competencias sanitarias agrupa un conjunto de 25

¹ Cataluña (1981), Andalucía (1984), País Vasco (1988), Valencia (1988), Galicia (1991) Navarra (1991) y Canarias (1994).

provincias donde residen en torno a 25 millones de habitantes, mientras que otro conjunto de 25 provincias forman parte de las 10 CCAA que no recibieron las transferencias hasta principios del año 2002 (PCAS) y en donde residen aproximadamente 15 millones de habitantes.

Este peculiar proceso histórico, ofrece la posibilidad de analizar en qué medida y cómo el proceso de descentralización territorial de la sanidad ha afectado o no a la convergencia en salud entre provincias españolas y CCAA. Para responder a esta cuestión se han aplicado los modelos de convergencia, denominados convergencia sigma y convergencia beta, con una sólida tradición en el análisis macroeconómico (Barro y Salas y Martín, 1991, 1992, 1995) y algunos antecedentes en los procesos de convergencia en salud, si bien centrados en la convergencia entre países (Nixon, 1999, 2000).

El atractivo de aplicar los modelos de convergencia en el ámbito de la salud, como una medida de desigualdad entre distintas áreas geográficas, frente a otras aproximaciones (Goerlich, 1998) reside en su relativa sencillez de cálculo, su carácter dinámico y estocástico, así como en la potencia de la interpretación de sus resultados. El artículo se organiza en tres epígrafes. En el primero, se describe la metodología de convergencia utilizada así como las fuentes y variables empleadas. En el segundo, se presentan los resultados en términos de convergencia sigma, beta, y convergencia condicional a nivel provincial y de CCAA. Finalmente un breve epígrafe con las conclusiones cierra el texto.

2. METODOLOGÍA.

Como se ha mencionado las definiciones económicas más consensuadas de convergencia son dos, convergencia sigma y convergencia beta. La idea de convergencia sigma (σ) es más intuitiva. Se produce cuando se reduce, de forma significativa, la desviación estandar de la variable de estudio a lo largo del tiempo. En nuestro contexto quiere decir, que si se reduce la media de las diferencias en salud de las distintas áreas geográficas consideradas puede afirmarse que existe una reducción de las diferencias. Por lo tanto, si la desviación típica disminuye a lo largo del tiempo ha existido convergencia y viceversa².

En términos de renta, existe convergencia beta (β) cuando los países o regiones menos desarrolladas tienden a crecer más rápidamente que las más desarrolladas (Boyle, G.E. y T.G. McCarthy, 1997). En términos de salud, se producirá esta convergencia cuando las regiones con estados de salud iniciales más bajos crezcan más rápidamente que el resto. La convergencia implica la existencia de una correlación inversa entre el estado de salud inicial y su tasa de crecimiento. Debe poder verificarse, por tanto, la siguiente identidad:

$$\left(\frac{1}{T}\right)(s_{i,t} - s_{i,t+T}) = a + bs_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

² Para detectar cuando las diferencias son significativas se ha realizado el test de Levene (test F). Este consiste en comparar las hipótesis nula y alternativa siguientes ($H_0 : \sigma^2_t = \sigma^2_{t+1}$; $H_1 : \sigma^2_t \neq \sigma^2_{t+1}$). Para un determinado nivel de confianza (0,05), mediante el contraste del cociente de varianzas, el test F nos ofrece una medida de significación estadística

Donde T es el periodo total de tiempo que abarca el estudio; s es el valor que recoge el estado de salud s en cada región i ; $s_{i,t}$ es el estado de salud inicial; $s_{i,t+T}$ es el estado de salud final; a y b son los parámetros poblacionales a estimar; y $\varepsilon_{i,t}$ es el término de perturbación.

Un valor negativo y significativo de \hat{b} implica la existencia de convergencia β y viceversa. Además, una transformación logarítmica de la variable independiente convertirá a su estimador en una medida de la velocidad de convergencia independientemente de la escala. El valor de coeficiente de determinación (R^2) será una medida de la bondad del ajuste³.

La evolución de la literatura sobre convergencia ilustra un caso particular, con importantes implicaciones. Pueden existir distintos estados estacionarios producidos por diferencias estructurales entre distintas áreas económicas que provocan distintos horizontes de convergencia. Para detectar su presencia se ha desarrollado el concepto denominado convergencia beta condicionada en la que la convergencia se controla en función de una característica estructural que diferencie a cada una de las áreas.

Para ello se utiliza el siguiente modelo econométrico (Sala i Martín, 1996):

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

Donde $Z_{i,t}$ es un vector de variables que incorpore 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 explicativa

En el análisis macroeconómico tradicional el vector $Z_{i,t}$ suele contener datos regionales (sobre inversión, valor añadido, formación de capital, etc.). En nuestro caso, se ha construido como una variable categórica bivalente que adopta el valor 0 para las PCAS y 1 para las PCAC. 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 las mismas. Al igual que con el modelo absoluto una estimación negativa de b implicará la existencia de convergencia condicionada.

El peculiar proceso histórico de descentralización sanitaria acaecido en España permite testar el que pueda existir un distinto *estado estacionario* de salud y de convergencia en salud entre las CCAA que vienen gestionando las competencias sanitarias (PCAC), y aquellas otras que no han accedido a estas competencias hasta enero de 2002 (PCAS).

³ El modelo a estimar sigue la especificación clásica no lineal (Sala i Martín, 1996) que es:

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

donde β es la velocidad de convergencia, que también puede obtenerse mediante la transformación $-\beta = (1/T)[\ln(1-Tb)]$

Se han utilizado dos variables representativas del estado de salud a nivel territorial, la Esperanza de Vida al Nacer (EVN) y la Mortalidad Infantil (MI), ambas ampliamente utilizadas en estudios comparativos entre países y regiones. Como fuente se han empleado las tablas de mortalidad que periódicamente elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). Para cada una de las variables se han obtenido recogido los datos correspondientes a los siguientes años: 1) MI por provincias, medida en número de casos por cada 1.000 habitantes, desde 1975 hasta el 2001, con un total de 1.404 observaciones; 2) EVN por provincias, medida como años probables de vida al nacer, durante los años 1969, 1981, 1985, 1990 y 1995, con un conjunto de 250 observaciones. Además, para el análisis regional⁴ se han tenido en cuenta las tabla de mortalidad por CCAA, tanto para la MI (desde los años 1975 a 2001, con un total de 459 observaciones) como para la EVN (años 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 y 1998, con 119 observaciones).

Los modelos regresionales se han resuelto mediante mínimos cuadrados no lineales. En el caso de la convergencia condicional, la significación de la diferencia de comportamiento entre ambos grupos territoriales se ha medido mediante el test de Chow⁵.

3. RESULTADOS.

A continuación se analizan los resultados de la convergencia β , convergencia σ , y convergencia condicional tanto a nivel provincial como de CCAA,

3.1. Convergencia β

El Cuadro 1 muestra los resultados del modelo de convergencia β provincial en España, tanto en relación a la EVN como a la MI. Como puede observarse, la velocidad de convergencia es pequeña. En el caso de la EVN el parámetro estimado es negativo y significativo, con un buen ajuste (R^2 de 46,07% y bajo error), y una velocidad estimada de convergencia de un 1,5% anual. Es decir, las diferencias se reducirán a la mitad en 46 años. En el caso de la MI los resultados son similares, por cuanto el parámetro estimado $\hat{\beta}$ continúa siendo negativo y significativo (el ajuste general queda en el 20,85%), si bien la velocidad de convergencia durante el periodo es del 2,99% anual, lo que implica una reducción del 50% de las diferencias en 24 años.

⁴ En todos los casos se ha excluido a las Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla.

⁵ 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); m es la suma de los grados de libertad de las regresiones de las submuestras y n es la diferencia entre los grados de libertad de la regresión completa. El test de Chow sigue una $F_{n,m}$ y la hipótesis nula consiste en ausencia de cambio estructural.

Cuadro 1. Convergencia beta provincial en salud (1970-2001)

	b (e.t.: error estándar)	p-valor	R2 (e.t.)	años de la muestra	velocidad de convergencia (β)
EVN (1969-1995)	-0,019 (0,004)	0,000	0.4607 (0,0003)	27	-1,50%
MI (1975-2001)	-0,046 (0,013)	0,001	0,2085 (0,01826)	27	-2,99%

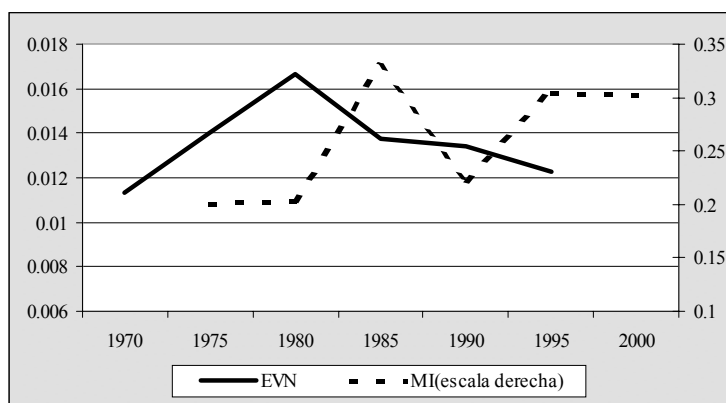
3.2. Convergencia σ

Cuadro 2. Convergencia sigma en salud.

	σ	
	inicial	final
EVN (1969-1995)	0,0113 (0,81 años)	0,0127 (0,99 años)
MI (1975-2001)	0,202 (4,18 defunciones/mil hab.)	0,490 (1,43 defunciones/mil hab.)

La desviación típica de la EVN⁶ entre provincias (Cuadro 2) ha pasado de un 1,13% en 1969 (aproximadamente 0,81 años de dispersión media) a un 1,27% en 1995 (aproximadamente 0,99 años). El estadístico F, que mide la significación de las diferencias, muestra que el cambio en el período no es significativo, es decir que se pueden asumir que pudieran ser iguales. En cambio, en el caso de la MI se produce un incremento de la divergencia de un 20,2% en 1975 hasta un 49,0% en 2001. En este caso la divergencia es completamente significativa⁷. El Gráfico 1 muestra la evolución anual de las diferencias medias. El incremento de las desigualdades territoriales entre provincias ha crecido desde 1970, tanto en el caso de la EVN como de la MI. En resumen, no puede aceptarse la hipótesis de convergencia sigma entre provincias.

Gráfico 1. Convergencia sigma en salud.



⁶ En referencia al logaritmo natural de la EVN.

⁷ Los resultados del test F de Levenne, a un 0,05 de significación, han sido los siguientes: para la EVN un valor de la prueba de 0,84 y un p-valor de 0,28, y para la MI un 0,16 y 0,000, respectivamente. Por tanto, en el caso de la EVN no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de varianzas mientras que para la MI si se rechaza esta hipótesis y podemos considerar que las diferencias entre las varianzas son significativas.

Combinando estos resultados con el que ofrece el análisis de convergencia beta, se puede concluir que durante el período analizado se ha producido lo que la literatura denomina como *cambio de papel*; es decir, algunas provincias que inicialmente disponían de una peor EVN o MI están mejorando, cruzándose muy lentamente, sobre otras que disfrutaban de una situación inicial mejor, si bien el resultado final es de una mayor dispersión que la inicial.

3.3. Convergencia condicional

La existencia durante un dilatado periodo de tiempo de CCAA con competencias sanitarias y sin ellas, y por tanto de dos grupos de provincias (PCAC y PCAS) permiten la contrastación de la hipótesis de convergencia en condiciones de experimento natural. Para testarla se ha realizado un análisis de convergencia condicional. El Cuadro 3 muestra los principales resultados para el periodo seleccionado (1980 a 2000). Se muestra los parámetros estimados y, entre paréntesis los errores estándar, salvo para el caso del coeficiente de determinación que entre paréntesis figura el valor de la prueba F.

Se produce un incremento del coeficiente de determinación tanto para la EVN como para la MI⁸. En el caso de la EVN es significativa la inclusión de la variable que discrimina en función del grado competencial y también es significativo el valor del test de Chow⁹. Por tanto, en el análisis de la EVN se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural (ambas submuestras son distintas) con una probabilidad de casi el 99%, lo que implica que puede ser procedente un análisis por separado de cada uno de los subgrupos.

Cuadro 3. Convergencia Beta condicionada provincial (1980-2000).

	EVN (1981-1995)		MI (1980-2001)	
	incondicionada (e.t.)	condicionada (e.t.)	incondicionada (e.t.)	condicionada (e.t.)
B	-0.033 (.005)	-0.041 (.005)	-0.049 (.015)	-0.050 (.015)
Φ		-0.0005 (.000)		0.0010 (0.006)
R ²	46.07% (.001)	54,60% (.001)	17.04% (.022)	21.58% (.022)
Test de Chow	4.33 (p-valor: .018)		1.95 (p-valor: .1537)	

En el caso de la MI, aunque apuntan hacia el mismo sentido, los datos no son tan concluyentes de forma que algunos de ellos, incluidos el test de Chow, no son significativos¹⁰. Por tanto, para la MI aceptamos la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, es decir, ambas submuestras pueden partir de una misma muestra.

Si diferenciamos entre ambos grupos competenciales los resultados de la convergencia sigma muestran que en el caso de la MI no se producen diferencias en su comportamiento, entre las PCAS y PCAC. Sin embargo, en el caso de la EVN la velocidad de convergencia sigma de las PCAS es superior, mientras que las PCAS han

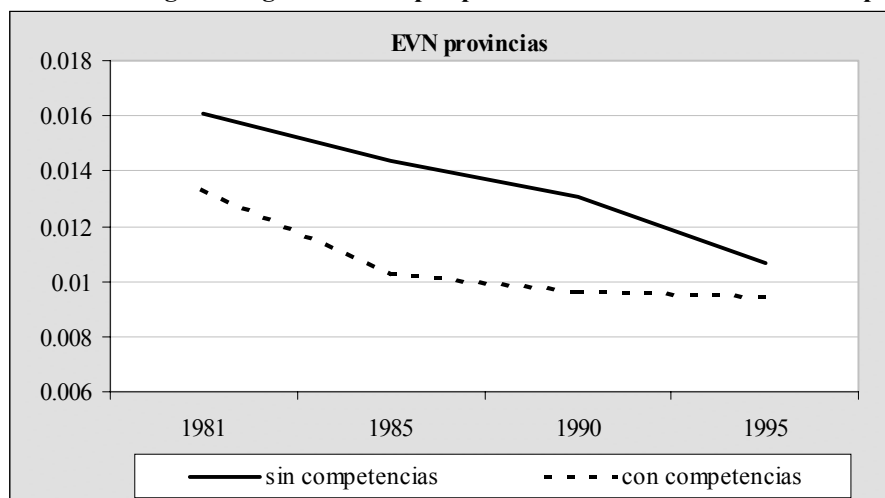
⁸ Aunque mayor en el primer caso que pasa del 46,7% al 54,60%.

⁹ El test para la EVN arroja un valor de 4,33 contra un umbral de 3.19 al 0.005 de confianza, lo que implica que puede existir un cambio estructural en los modelos, es decir se comportan de una forma distinta PCAC y PCAS.

¹⁰ Estando próximos al 85% de confianza.

bajado del 1,60% en 1981 a 1,07% en 1995 (diferencia significativa), las PCAC sólo pasan en esos años del 1,34% a 0,95%, respectivamente (diferencia no significativa).

Gráfico 2. Convergencia sigma en EVN por provincias en función del nivel competencial.



La aplicación del test de Levene de diferencia de varianzas de las dos muestras señala que la reducción de las diferencias entre las PCAS es significativa, a diferencia de las PCAC que no lo es¹¹.

En conclusión, los resultados de la convergencia condicional indican que no es evidente la existencia de diferencias en el comportamiento de convergencia entre ambos grupos, y que únicamente las diferencias se reducen de forma significativa en el caso de la EVN para las PCAS.

3.4. Análisis por CCAA

Aunque el limitado número de CCAA no permite obtener conclusiones robustas de los resultados de los modelos estadísticos, si que interesa recogerlos, al menos para interpretarlos a la luz de que confirmen o refuten los resultados obtenidos a un nivel de análisis provincial.

Cuadro 4. Beta por CCAA (1980-1998)

	EVN	MI
parámetro	-0.013	-0.0470
	(0.011) p-valor 0.250	((.0384) p-valor 0.24
R2	0.0847	0.0908
	(.00046)	(0.0202)

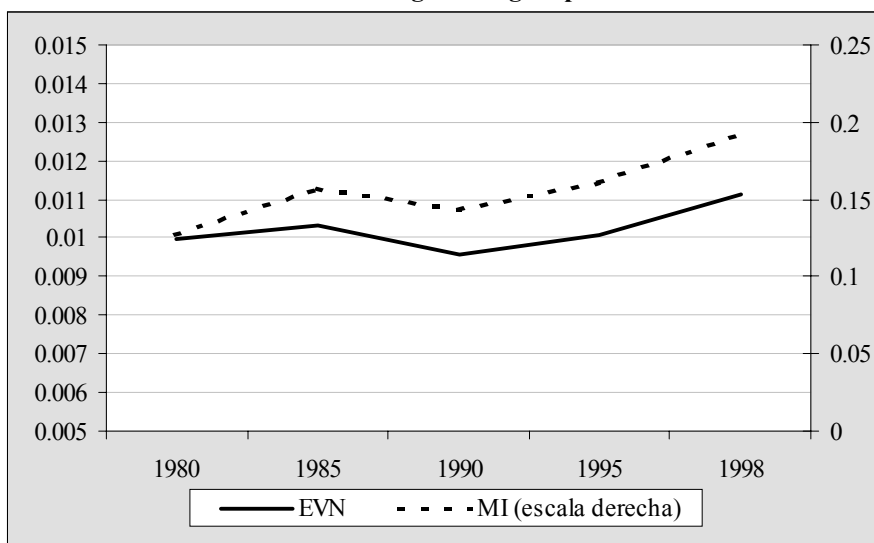
Los resultados (Cuadro 4) muestran un mal ajuste del modelo en general, tanto en la no significación de los parámetros como en su escasa capacidad explicativa (9% en el mejor de los modelos). Por lo tanto, no puede aceptarse la hipótesis de convergencia beta por CCAA.

En el caso de la convergencia sigma los resultados son, si cabe, más explícitos. Se produce una clara tendencia a la divergencia entre las CCAA españolas, tanto

¹¹ En ambos casos, con un nivel de significación del 5%, los resultados obtenidos han sido: para las PCAS una F= 2,24 (por encima del umbral de 2,01) y un p-valor de 0,029; para las PCAC es de 1,96 (por debajo del umbral de 2,01) y con un p-valor de 0,056.

medida en términos de EVN como de MI. En este caso, el test de Levene no es significativo para la EVN, pero sí para la MI¹².

Gráfico 3. Convergencia sigma por CCAA



Por otra parte, el gráfico de convergencia sigma muestra un alto grado de correlación entre ambas series, así como un crecimiento continuo de la divergencia entre CCAA desde 1990.

4. CONCLUSIONES.

Durante el período analizado no puede confirmarse la hipótesis de existencia de convergencia absoluta en salud entre las provincias españolas, medida tanto como EVN como por MI. Así, en términos de convergencia sigma, o se produce divergencia (MI) o la situación al final del periodo es prácticamente similar a la inicial (EVN).

Se ha producido un *cambio de papel* por el que, algunas provincias que inicialmente disponían de una peor EVN o MI han mejorado, cruzándose, sobre otras que disfrutaban de una situación inicial mejor, si bien el resultado final es de una mayor dispersión que la inicial.

Por su parte, del análisis condicional de la convergencia se deduce que, en el caso de la EVN debe analizarse por separado el comportamiento de dos grupos, el de las PCAC y el de las PCAS. En este estudio se detecta en líneas generales, que el comportamiento de ambos grupos o es análogo (en el caso de la MI) o que, por el contrario, la situación final es más convergente que la inicial entre las PCAS. Es decir, que la tendencia a la convergencia en EVN que se aprecia desde 1980 es fundamentalmente atribuible a las PCAS.

Finalmente, los resultados por CCAA, aunque poco robustos por la limitación de grados de libertad, sirven para ratificar las anteriores conclusiones, en el sentido de que no se produce convergencia durante el amplio periodo de tiempo estudiado. En este caso no se ha realizado un análisis en función del grado competencial por la pérdida de grados de libertad.

¹² Los resultados concretos han sido: para la EVN valor de F ha sido de 0,80 contra un umbral de 0,42 al 0.05 (p-valor de 0,33); y en el caso de la MI valor de F de 0,09 contra el mismo umbral (p-valor de 0,000)

En conclusión, el proceso de descentralización competencial de la sanidad a las CCAA no parece afectar a la convergencia en salud, medida esta con dos indicadores tradicionales la EVN y la MI. Es más, incluso puede estar haciéndolo de forma negativa, reduciendo la velocidad de convergencia como en el caso detectado de la EVN a nivel provincial.

Naturalmente este resultado debe interpretarse con cautela, a tenor de las múltiples variables que pueden incidir y explicar la evolución de los dos indicadores de salud considerados tanto a nivel provincial como regional. En este sentido, sería conveniente realizar el análisis de convergencia con otros indicadores de salud que permitieran confirmar o refutar lo obtenidos en este trabajo.

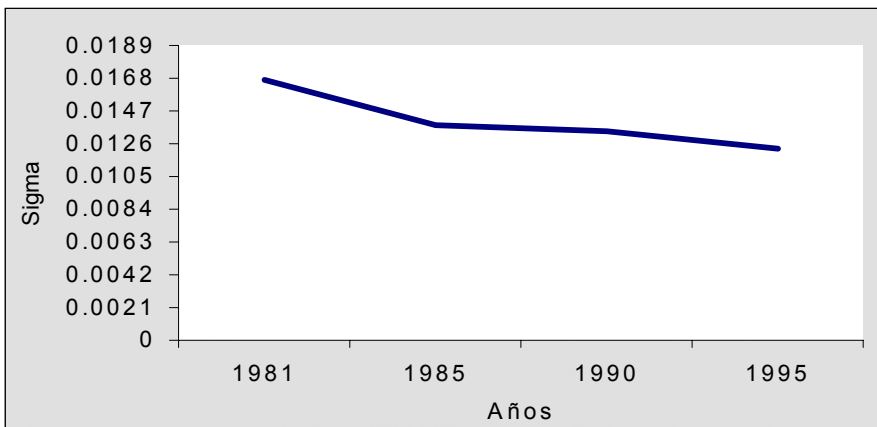
En un Sistema Nacional de Salud como el español, universal y con fuertes contenidos normativos igualitarios, la descentralización de las competencias sanitarias debe ser compatible con reducciones progresivas de las desigualdades de salud a nivel territorial. Sin embargo, los resultados obtenidos no parecen ir en esta dirección.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

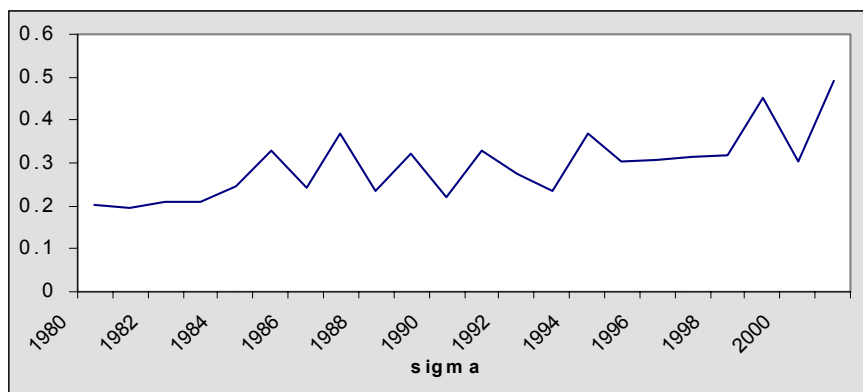
- Barro, R. y Sala i Martín, X. (1991). *Convergence across status and regions*. Brooking papers of Economy activity 1, 107-182.
- Barro, R. y Sala i Martín, X. (1992). *Convergence*. Journal of political economy. vol 100, 2. 223-251.
- Barro, R. y Sala i Martín, X. (1995). *Economic Growth*, Nueva Cork, McGraw Hill.
- Boyle, G.E. y T.G. McCarthy (1997) *A simple Measure of β -Convergence*. Oxford Bulletin of Economics and Stadistics, 59:257-264.
- Goerlich, F.J. (1998). *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*. Instituto valenciano de investigaciones económicas. IVIE. 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.
- 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.
- Rice, N,Smith, P (1999). *Approaches to capitation and risk adjustament in health care: an international survey*. Centre for healt economics. University of York.
- Sala i Martín, X. (1996). *The classical approach to convergence analysis*. The economic journal, 106 (julio). 1019-1036.
- Tamayo Lorenzo, PA. (2001). *Descentralización y financiación de la asistencia sanitaria pública en España*. Consejo Económico y Social. Colección Estudios.

ANEXOS: Ilustraciones de Convergencia sigma

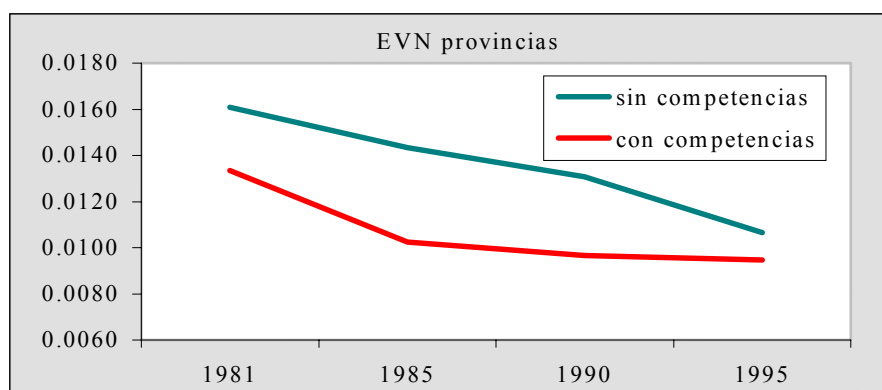
a) EVN por provincias



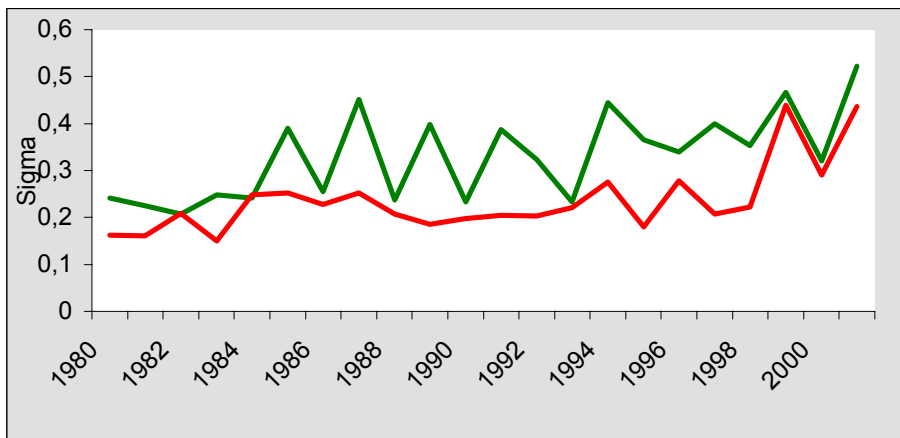
b) MI por provincias



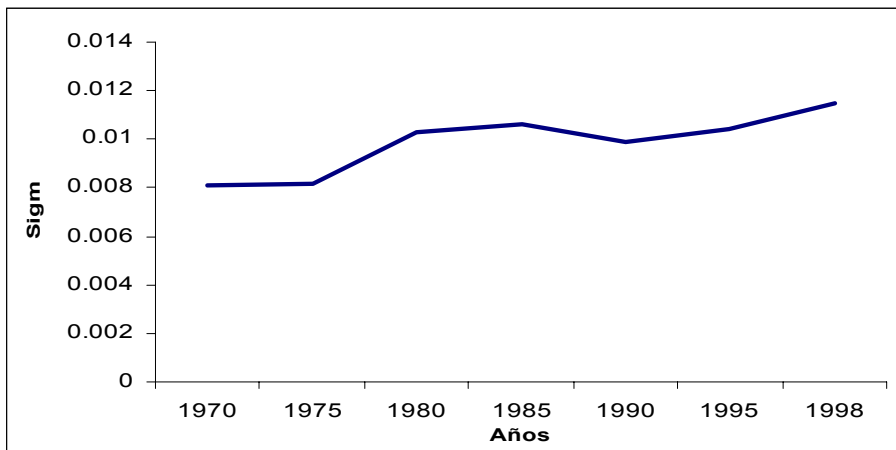
c) Convergencia condicional: Convergencia sigma provincial en EVN en función del nivel competencial en 2001.



d) Convergencia condicional: Convergencia sigma en MI por provincias en función del nivel competencial.



d) Convergencia entre CCAA en EVN



e) Convergencia entre CCAA en MI

