



Universidad de Valladolid

**Facultad de Ciencias Económicas y
Empresariales**

Grado en ECONOMÍA

DETERMINANTES DE LA ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA

Presentado por:

Patricia Blanco Palmero

Tutelado por:

Pilar Zarzosa Espina

Valladolid, 29 de junio de 2016

ÍNDICE DE CONTENIDOS

1. INTRODUCCIÓN	5
2. ASPECTOS A CONSIDERAR DE LA ESPERANZA DE VIDA...5	
2.1. EVOLUCIÓN ANTERIOR DE LA ESPERANZA DE VIDA.	7
2.1.1. 1º etapa. Control de la mortalidad infantil	8
2.1.2. 2º etapa. Control de las enfermedades cardiovasculares	8
2.2. BRECHA DE GÉNERO	9
2.3. AMENAZAS A LA ESPERANZA DE VIDA EN NUESTRO PAÍS	10
2.3.1. Avance del sobrepeso y la obesidad infantil	10
2.3.2. Disminución del gasto público en sanidad	10
2.4. ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA FRENTE A LA DE OTROS PAÍSES.....	11
2.5. ANTECEDENTES BIBLIOGRÁFICOS	11
3. METODOLOGÍA EMPLEADA Y RESULTADOS	14
3.1. HOMOGENEIDAD DE LAS SERIES Y POSIBLES CAMBIOS METODOLÓGICOS.....	14
3.2. ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES.....	15
3.2.1. Método gráfico	16
3.2.2. Contraste de raíz unitaria.....	18
3.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LAS SERIES	22
3.4. MODELO PLANTEADO: ESPERANZA DE VIDA GLOBAL FRENTE AL PIB PER CÁPITA Y EL GASTO SANITARIO.	26
4. CONCLUSIONES	32
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	35
ANEXOS. TABLAS Y RESULTADOS	38

ÍNDICE DE TABLAS, GRÁFICOS Y FIGURAS

Figura 2.1: Esperanza de vida saludable.	6
Gráfico 2.1.1: Esperanza de vida al nacer en España	7
Figura 3.2.1.1: Regresión de la variable <i>esperanza de vida al nacer global</i> frente a <i>t</i>	16
Gráfico 3.2.1.1: Valores reales y ajustados de la <i>esperanza de vida al nacer global</i> y residuos de la regresión.	17
Figura 3.2.1.2: Correlograma de la serie esperanza de vida al nacer global	17
Figura 3.2.2.1: Test Simple de Dickey-Fuller para la variable esperanza de vida al nacer global	20
Figura 3.2.2.2: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable esperanza de vida al nacer global	21
Figura 3.3.1: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente a las explicativas.	23
Gráfico 3.3.1: Serie de los residuos y su media	24
Figura 3.3.2: Regresión de los residuos MCO frente al tiempo	24
Figura 3.3.3: Correlogramas de los residuos.....	25
Figura 3.3.4: Test Simple de Dickey-Fuller para los residuos MCO	26
Figura 3.4.1: Test de Breusch-Godfrey con dos retardos.....	27
Figura 3.4.2: Test de Breusch-Godfrey con un retardo.....	28
Tabla 3.4.1: Correlación entre el PIB per capita y el gasto sanitario.....	29
Tabla 3.4.2: Factores de Inflación de la Varianza de los estimadores	29
Figura 3.4.3: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al <i>PIB per capita</i>	30
Figura 3.4.4: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al gasto sanitario.....	30
Figura 3.4.5: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al gasto sanitario y al PIB per capita.	31

RESUMEN

Se describe cuáles fueron los hitos que marcaron la evolución de la esperanza de vida en el pasado, la brecha de género y los problemas a los que se enfrenta el indicador en la actualidad. También se compara la esperanza de vida en nuestro país con la del entorno europeo, describiéndose además otros trabajos que también perseguían similares objetivos. Por otro lado, se analiza la evolución de la esperanza de vida en el período 1988-2013, a través del estudio de su relación con el PIB per cápita y el gasto sanitario. Con este objetivo, mediante la aplicación de técnicas econométricas se propone y estima el modelo econométrico que mejor explica la relación entre las variables mencionadas.

ABSTRACT

The present study develops the milestones which marked the evolution of life expectancy in the past, the gender gap and the problems that the indicator is currently facing. In addition, life expectancy in our country is compared with its situation in the European environment and there are also described other works that sought the same goals. On the other hand, is analyzed the evolution of life expectancy in the period 1988-2013 through the study of its relation with the GDP per capita and the health expenditure. With this purpose, using econometric techniques is estimated the econometric model that best collects the relation between the variables mentioned.

PALABRAS CLAVES

Esperanza de vida, determinantes, evolución, PIB per cápita, gasto sanitario, brecha de género, modelo econométrico, variables, relación.

KEYWORDS

Life expectancy, determinants, evolution, GDP per capita, health expenditure, gender gap, econometric model, variables, relation.

JEL CLASSIFICATION (JOURNAL ECONOMIC OF LITERATURE)

I12, I31, H52, C51

1. INTRODUCCIÓN

Siempre he estado interesada en investigar el modo en que la economía y las políticas económicas influyen en la salud y el bienestar de las personas, de modo que mi Trabajo de Fin de Grado me ha parecido la oportunidad idónea para hacerlo. La esperanza de vida es el indicador más usado para realizar comparaciones sobre la incidencia de la mortalidad en distintas poblaciones y de acuerdo con ello, sobre las condiciones de salud y nivel de desarrollo de una población. Se puede definir como el número medio de años que esperaría seguir viviendo una persona de cierta edad, en caso de mantenerse las tasas de mortalidad observadas a cada edad (es decir, el patrón de mortalidad dado en el momento) [14, 15].

En las últimas décadas, ha aumentado significativamente la esperanza de vida en hombres y mujeres, sabiendo que estas últimas viven por término medio más que los varones. El objetivo de este trabajo es analizar la evolución y los determinantes de esta variable en España, mediante datos anuales que se extienden desde 1988 hasta 2013. Por motivos de espacio se planteará un modelo general sin analizar de forma detallada la brecha de género, es decir, la diferencia en años entre la esperanza de vida de la mujer y la esperanza de vida del hombre.

Son multitud los factores que han permitido el aumento mencionado, como por ejemplo: la disminución en la probabilidad de fallecer, gracias a los avances médicos y tecnológicos; la reducción en las tasas de mortalidad infantil; los cambios en los hábitos nutricionales y estilos de vida; la mejora en los niveles de condiciones materiales de vida; el acceso a la sanidad y a la educación... En este caso, se ha seleccionado un indicador económico: el PIB per cápita y un indicador de salud: el gasto público en sanidad, para analizar mediante un modelo econométrico el impacto de ambos indicadores sobre la variable que se pretende explicar.

2. ASPECTOS A CONSIDERAR DE LA ESPERANZA DE VIDA

El último dato de la serie es del año 2013. Este año, la esperanza de vida al nacer fue de 82,84 años, siendo para las mujeres mayor que para los hombres:

85,61 años frente a 79,99. No obstante, un año después, aumentaba aún más situándose en 82,98 años. Además, en el caso de los hombres, ya superaba por fin los 80 años y se elevaba entre las mujeres hasta los 85,71 años [17].

Esto ha permitido que España haya ascendido entre los países de los cuales se tienen datos de su esperanza de vida, puesto que ha pasado de ocupar el puesto número 6 en el año 2013 a situarse en el cuarto lugar en 2014. Podemos decir, que los habitantes de nuestro país tienden a vivir más en relación a los ciudadanos de otros países. De acuerdo con Albert Esteve, director del Centro de Estudios Demográficos en la Universidad de Barcelona, la mitad de los niños que nacen ahora “llegarán a los 100 años de vida” [17].

No obstante, la esperanza de vida no ha crecido al mismo ritmo que la esperanza de vida saludable. Ésta mide cuánto tiempo pueden esperar vivir las personas sin sufrir ninguna discapacidad. Por tanto, no solo tiene en cuenta la mortalidad, sino también el impacto de enfermedades no mortales, así como los años vividos con discapacidad y perdidos por muerte prematura. El Gráfico 3 muestra que España se encuentra en la posición número 10 a nivel mundial en lo que se refiere a este indicador [5].

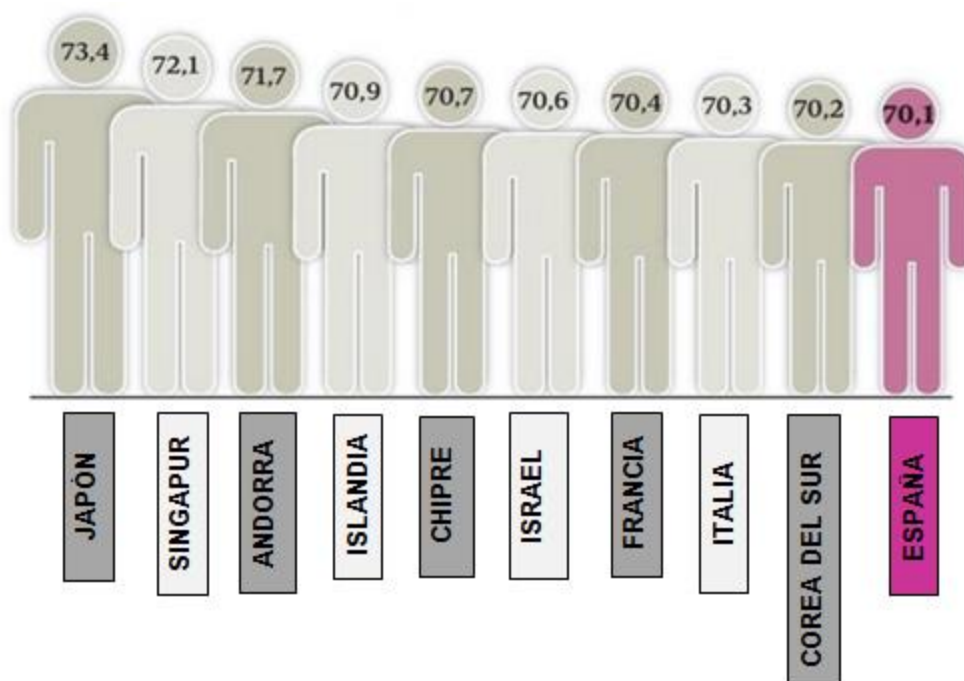


Figura 2.1: Esperanza de vida saludable.

Fuente: ABC

Es decir, vivimos más, pero lo hacemos con menos salud. Las causas principales en 2013 fueron lumbalgia, dolor cervical, cardiopatía isquémica, diabetes, enfermedades cerebrovasculares, enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC), alzhéimer, trastornos depresivos, cáncer de pulmón y enfermedades de los órganos de los sentidos: pérdidas de visión, sordera parcial y caídas [5].

No obstante, las causas de pérdida de salud difieren según el género también en España, siendo más frecuentes entre los hombres la cardiopatía isquémica, la lumbalgia, el dolor cervical, el cáncer de pulmón, la diabetes y la enfermedad pulmonar obstructiva crónica. Entre las mujeres, son más frecuentes la lumbalgia, el dolor cervical, los trastornos depresivos y el alzhéimer, aunque también tienen un peso importante la diabetes y la cardiopatía isquémica [5].

2.1. EVOLUCIÓN ANTERIOR DE LA ESPERANZA DE VIDA.

Si bien es cierto que, por razones de disponibilidad de los datos, el estudio que se va a realizar es relativamente reciente, se hará un repaso de lo que ha ocurrido con la esperanza de vida desde el comienzo del siglo XX hasta la actualidad.

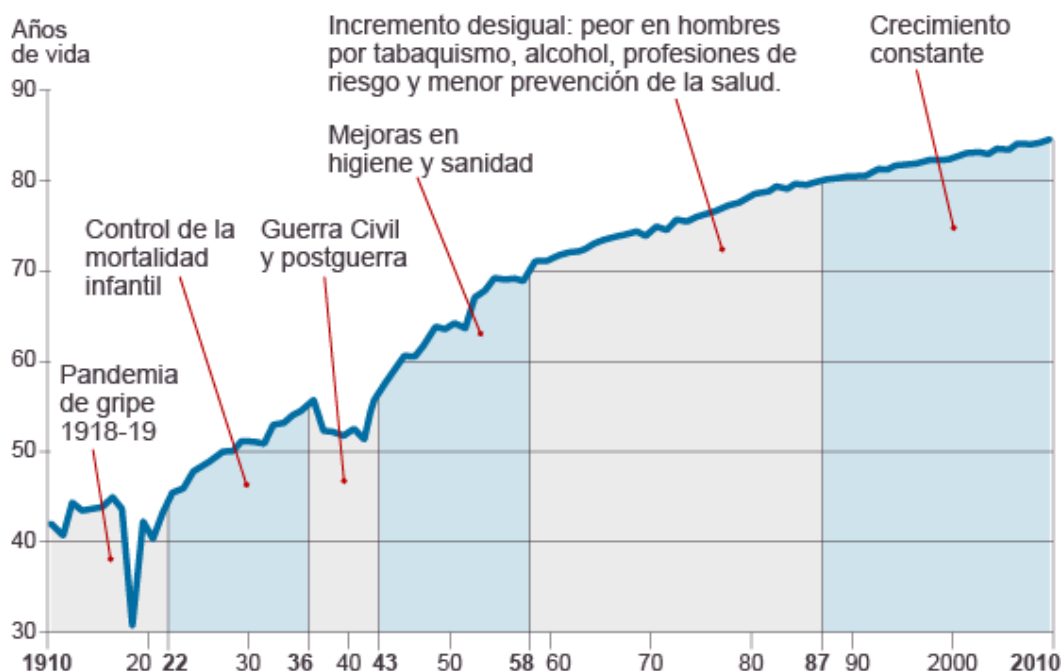


Gráfico 2.1.1: Esperanza de vida al nacer en España

Fuente: Revista Española de Investigaciones Sociológicas. El País

Entre 1910 y 2009, la esperanza de vida se ha incrementado en 40 años, aunque el avance ha sido mayor entre las mujeres (ha crecido 42,6 años) que en los hombres (solo creció 38,8) [17].

El trabajo: *¿Por qué vivimos más? Descomposición por causa de la esperanza de vida española de 1980 a 2009*, elaborado en 2014 por el profesor de la Universidad Internacional de La Rioja, Juan Manuel García González, destaca dos aspectos fundamentales para explicar la evolución mencionada: en una primera etapa, la reducción de la mortalidad infantil, y en una segunda, el control de las enfermedades cardiovasculares [17].

2.1.1. 1º etapa. Control de la mortalidad infantil

Este control en los niños menores de 4 años es responsable de un 50% del incremento que se ha alcanzado puesto que las mejoras logradas a edades tempranas tienen un impacto mayor en la tasa global de mortalidad. Los factores responsables son los avances en la atención del parto y también la lucha contra la meningitis, neumonías, diarreas o tuberculosis, cuyas tasas de mortalidad son ahora prácticamente inexistentes.

Como se señala, la reducción de la mortalidad infantil es una de las principales causas del incremento de la esperanza de vida, y de hecho explica una gran parte de las diferencias que hoy se mantienen con los países menos desarrollados. La tasa de mortalidad infantil se situaba en nuestro país en un 1,9% en el año 1975, reduciéndose hasta el 0,7% en 1991 y al 0,3% en la actualidad. Es más frecuente entre los niños que entre las niñas y se produce casi un 50% de estos fallecimientos en la primera semana fuera del vientre materno, la llamada mortalidad infantil neonatal temprana [17, 22].

2.1.2. 2º etapa. Control de las enfermedades cardiovasculares

Esta etapa comienza en torno al año 1970 y trajo consigo el aumento de la esperanza de vida en edades avanzadas. Juan Manuel García González, recurre al término de “revolución cardiovascular”, para explicar los avances logrados frente a los accidentes cerebrovasculares (ictus) o patología isquémica (infartos). Estos avances se deben a las mejoras introducidas en el control de la

hipertensión arterial y del colesterol, en el tratamiento de la insuficiencia cardiaca, y también a la reducción del tabaquismo entre los hombres.

Por otro lado, el papel del cáncer en la expectativa de vida también ha sido positivo puesto que la mortalidad por tumores está cada vez más controlada gracias a los avances conseguidos en los tratamientos de los mismos, y a su detección temprana. El trabajo citado también señala que han de considerarse las enfermedades neurodegenerativas, como el alzhéimer, puesto que generan un impacto demográfico y sobre la calidad de vida, tanto de afectados como de familiares.

A pesar de que el trabajo mencionado analiza la evolución de la esperanza de vida de 1980 a 2009, en la segunda década del siglo XXI se espera que el ritmo anual de la expectativa de vida se mantenga constante en torno a los tres meses y medio, lo cual supondría que cada cuatro años se ganaría uno (Albert Esteve, 2015).

Si bien en el año 2012, los demógrafos entraron en alerta al reducirse ligeramente las expectativas de vida (de 82,3 a 82,2 años) como consecuencia de una anormal mortalidad por gripe, pronto se disipó toda duda sobre la tendencia creciente de la variable, al remontar nuevamente en 2013 [17].

2.2. BRECHA DE GÉNERO

Como se ha enunciado al introducir el presente trabajo, la brecha de género es la diferencia en años entre la esperanza de vida de las mujeres y la de los hombres. Las féminas viven por término medio más que los hombres, no solo en España, sino en prácticamente todos los países del mundo. La mayor longevidad de las mujeres suele atribuirse a una combinación de hábitos de vida y, según apuntan ciertos estudios, factores biológicos. Existen ciertos hábitos poco saludables que son más frecuentes entre los varones: por ejemplo, las mujeres tienden a fumar menos, a beber menos, tomar menos drogas, conducir de una forma menos temeraria y emplear la violencia en menor medida que los varones.

No obstante, como consecuencia de la incorporación de la mujer al mundo laboral y al cambio de vida que ha experimentado estos hábitos se han extendido entre las mujeres, que en los últimos años han incrementado su esperanza de

vida en menor medida que los hombres. En el año 1991, la esperanza de vida de las mujeres españolas superaba a la de los españoles en 7,2 años (un 9,8%), mientras que, en 2014, solo lo hacía en 5,5 años. Por lo tanto, la brecha se ha reducido, y se espera que esta tendencia perviva.

Además, ha de considerarse, que a pesar de que las mujeres viven más, lo hacen con una peor calidad de vida que los hombres. Lucía Artazcoz, directora del Instituto de Servicios a la Comunidad de la Agencia de Salud Pública de Barcelona, señala que se debe a que las mujeres tienen peores condiciones de vida y de trabajo, lo que lleva a que sufran más problemas musculoesqueléticos, ansiedad y depresión, que, aunque no causan la muerte, no permiten un buen estado de salud [19, 23].

2.3. AMENAZAS A LA ESPERANZA DE VIDA EN NUESTRO PAÍS

De acuerdo con la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), los progresos realizados por España en cuanto a la reducción de mortalidad pueden verse amenazados por el sobrepeso, especialmente el infantil, así como por la disminución del gasto sanitario [6].

2.3.1. Avance del sobrepeso y la obesidad infantil

La progresión del sobrepeso y la obesidad en nuestro país ha sido una de las más rápidas desde el año 2000. En el año 2013 afectaba a más del 30% de los niños, por encima de la media de la OCDE: inferior al 25%, y muy por encima de países como Bélgica, Noruega o Alemania, donde se sitúa en torno al 15%.

Por suerte, la situación entre los adultos no es todavía tan preocupante, ya que la obesidad afecta al 16,6% de la población de nuestro país, situándose la media en un 19%. Además, se encuentra muy lejos de los países a los que más afecta este problema: México (32,4% de la población) y Estados Unidos (35,3%). Sin embargo, la tendencia de incremento en España es más pronunciada que en el resto de los países.

2.3.2. Disminución del gasto público en sanidad

La OCDE también alertó que en España el gasto sanitario cayó en 2013 por cuarto año consecutivo, situándose por debajo del nivel en el que se encontraba

antes de la crisis. Se debe fundamentalmente al dinero público destinado a los fármacos, que ha caído un 6,4% desde el año 2009, mientras que en el conjunto de la OCDE lo ha hecho un 50% menos: 3,2%. No obstante, otros países como Portugal, Dinamarca, Islandia, Grecia, Luxemburgo y la República Checa, han sufrido recortes más importantes en cuanto al gasto farmacéutico.

2.4. ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA FRENTE A LA DE OTROS PAÍSES.

España se situaba en el año 2012 como el país de la Unión Europea con la esperanza de vida más alta (82,5 años). Le seguían Italia (82,4 años), Francia (82,1), Suecia (81,8), Luxemburgo (81,5) y Holanda (81,1). Dos países europeos que no pertenecen a la Unión superaban a España: Islandia (83 años) y Suiza (82,8).

Además, nuestro país también se encontraba al frente en cuanto a la esperanza de vida de las mujeres: 85,5 años, por delante de las francesas (85,4), las italianas (84,8), las luxemburguesas (83,8) y las finlandesas (83,7). Sin embargo, en cuanto a los varones la esperanza de vida era ligeramente más baja que la de los suecos e italianos: 79,5 años frente a los 79,9 años de Suecia y 79,8 años de Italia.

Por otro lado, junto con Japón, España es el único país de la OCDE que ha logrado traspasar el listón de los 83 años de esperanza de vida en el año 2015. Sin embargo, es necesario recordar, que, aunque vivimos más, no lo hacemos con más salud que nuestros vecinos europeos, ya que la esperanza de vida saludable no se ha incrementado al mismo ritmo que la esperanza de vida al nacer. Véase [6, 7].

2.5. ANTECEDENTES BIBLIOGRÁFICOS

Son muchos los trabajos que ya han tratado de relacionar la esperanza de vida con diferentes magnitudes, o simplemente la han analizado con el objeto de conocer su evolución en el tiempo y las diferencias existentes entre sexos y espacios geográficos. Algunos de ellos, se presentan a continuación.

El trabajo: *Factores determinantes de la esperanza de vida en los países del Mercosur, 1979-2000* [1], pretendía analizar la evolución de este indicador en los países integrantes del Mercosur. El Mercado Común del Sur (Mercosur) está integrado por Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, y su principal objetivo es el rápido desarrollo económico de estos países, a través del incremento de la eficiencia y la competitividad de sus economías.

Con el objeto de conocer la evolución de la esperanza de vida también se plantea un modelo econométrico, aunque en este caso de datos de panel. Selecciona como factores determinantes un indicador económico: el PIB per cápita, y un indicador de educación: los años promedios de escolarización, puesto que esta última puede llegar a tener una mayor correlación con la salud que la ocupación o incluso el ingreso. Véase [2].

El método que se aplica para realizar la estimación es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios, consiguiendo realizar una regresión con un elevado nivel de bondad del ajuste, en la que se aprecia el impacto significativo de ambas variables explicativas sobre la endógena (coeficientes estimados positivos). Ello permite poner de manifiesto la conclusión del trabajo realizado: el papel fundamental que han tenido el crecimiento económico y la educación en el Mercado Común del Sur, ya que han permitido elevar el desarrollo del bienestar social de los países que lo integran.

Por otro lado, el trabajo: *La esperanza de vida en países subdesarrollados. El caso de la Provincia del Chaco en la República Argentina* [9] refleja la distribución de la esperanza de vida entre sexos en los veinticuatro distritos administrativos que la componen.

Esta Provincia se encuentra situada en el nordeste argentino y pertenece a un sector que se caracteriza por las graves deficiencias económicas, sociales y culturales a las que hace frente. De este modo, mientras en el año 1997, la esperanza de vida alcanzaba en la República Argentina un promedio de 72 años, en la Provincia del Chaco solo era de 69 años, situándose entre los territorios con menor esperanza de vida de Argentina. Estos contrastes son puestos de manifiesto en el trabajo, así como también las diferencias, aún más marcadas, a nivel departamental. Para ello, se parte de la construcción de las llamadas Tablas

de Mortalidad, que precisan conocer el número de defunciones por sexo y edad para distintos grupos de edad, así como la elaboración de una serie de operaciones matemáticas que se encuentran integrados en distintos programas informáticos.

Por lo general, los trabajos que estudian la esperanza de vida se centran en un determinado espacio geográfico, excluyendo de su análisis el contexto internacional. Sin embargo, en el trabajo: *La longevidad globalizada: Un análisis de la esperanza de vida en España (1900-2050)* [12] se analizan cuáles han sido las causas responsables del incremento de la esperanza de vida en nuestro país a lo largo del último siglo con el objetivo de inferir su comportamiento para las próximas décadas, sin perder de vista su pasado, pero considerando también la relación que guardan los datos de España con los de otras regiones desarrolladas.

Los autores señalan que, al situar las series españolas en un contexto internacional, se observa que las trayectorias seguidas se adaptan a una convergencia hacia la longevidad de las regiones líderes. La metodología seguida es algo más compleja puesto que, para evitar los errores habituales que se cometen al analizar la esperanza de vida considerando el contexto internacional de forma marginal u obviándolo del análisis, se ajustan sendos modelos logísticos a las series de máximos mundiales, adaptándolos después a las características más señaladas del caso de España.

El trabajo *Esperanza de vida y causas de muerte: Un análisis de descomposición (1975-2000)* [11], estudia cuáles son las diferencias en la esperanza de vida al nacer entre sexos y entre espacios geográficos, así como su evolución en el tiempo. Para ello se centra en dos orígenes fundamentales: las variaciones en las tasas de mortalidad específicas por edad a las distintas edades y las modificaciones en las tasas de mortalidad específicas por causa de la muerte.

La metodología seguida se basa en métodos de descomposición: desglosa el comportamiento de una serie de tiempo en tendencia, estacionalidad y ciclos; que permiten mostrar el fuerte impacto que sobre la evolución de la esperanza de vida tienen las mejoras en la mortalidad a edades más avanzadas. La causa

radica fundamentalmente en la tendencia decreciente a lo largo del tiempo de las enfermedades cardiovasculares.

3. METODOLOGÍA EMPLEADA Y RESULTADOS

Con el objeto de conocer el impacto de las variables explicativas: PIB per cápita y gasto sanitario sobre la esperanza de vida, se va a plantear un modelo de regresión general que no considerará las diferencias entre hombres y mujeres en términos de expectativa de vida. Se realizarán exhaustivos análisis con el objetivo de llegar al modelo que mejor recoja la relación entre las variables mencionadas.

3.1.HOMOGENEIDAD DE LAS SERIES Y POSIBLES CAMBIOS METODOLÓGICOS.

Se ha realizado un análisis para comprobar la existencia o no de cambios metodológicos en la obtención de los datos que se emplean, así como la homogeneidad o no de las series. A continuación, se recogen las principales conclusiones de dicho análisis, en lo que atañe a los objetivos de esta investigación.

El tratamiento estadístico de los datos requiere como condición básica que estos sean de la misma naturaleza, del mismo origen, y que se hayan obtenido siguiendo procedimientos semejantes. Podemos concluir que las series analizadas son homogéneas, ya que no se observan cambios bruscos en los valores y no se registra una modificación sistemática en los mismos.

En la Contabilidad Nacional de España se ha implementado el Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales 2010 (SEC 2010), nuevo estándar metodológico aprobado en la Unión Europea, que sustituía al estándar anterior: SEC 1995. De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística (INE) los cambios de base en las cuentas nacionales tienen dos finalidades: por un lado, actualizar las fuentes y procedimientos estadísticos utilizados en la medición de la actividad económica, y, por otro lado, aplicar las modificaciones registradas en las metodologías contables tomadas como referencia. No obstante, esto no afecta a los datos del PIB per cápita a los que se refiere la serie, puesto que los primeros datos de la Contabilidad Nacional de España en base 2010 no se notificaron

hasta el mes de septiembre de 2014, siendo el último dato de nuestra serie el del año 2013. Véase [13].

Por otro lado, el método de estimación del gasto sanitario público utilizado en la Estadística del Gasto Sanitario Público, se basa en el análisis de la demanda final, medida a través de todos los agentes públicos que incurren en gasto sanitario, ya sea prestando asistencia sanitaria o bien, financiando a otros agentes. No obstante, a partir del año 2002, dejó de utilizarse el criterio de caja (aquel que asienta los gastos en el momento que se pagan, y los ingresos en el momento que se perciben) pasándose a usar el criterio de devengo (aquel que asienta los gastos en el momento en que se generan, aunque aún no se haya producido el pago, y los ingresos en el momento en que se devengan, aunque aún no se hayan percibido). Para recoger este cambio metodológico, se ha generado una variable ficticia: variable dicotómica que toma el valor 1 hasta el año 2001 y el valor 0 del año 2002 hasta 2013. Véase [8, 20].

En cuanto al cálculo de la esperanza de vida, en España, éste siempre ha partido de un instrumento denominado tabla de mortalidad o tabla de vida. Este instrumento de carácter estadístico-matemático, permite medir las probabilidades de muerte o de vida de una población, en función de su edad. Por lo general, estas tablas se construyen utilizando generaciones simuladas ya que estudiar generaciones reales supone esperar a su extinción, lo que dificulta obtener la información necesaria [16].

3.2. ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES

Para cada una de las series que intervienen en el modelo se ha analizado si cumplen los requisitos necesarios para ser estacionarias y ergódicas, que son los siguientes:

- $E(Y_t) = \theta \forall t$, es decir, media constante. No existe tendencia determinista: la media no depende del tiempo
- $Cov(Y_t, Y_{t+s}) = Cov(Y_t, Y_{t-s}) = \gamma_s \forall t, s$. La covarianza solo depende de la separación entre los periodos.

- Del anterior supuesto se extiende que: $Var(Y_t) = Cov(Y_t, Y_t) = \gamma_0$. Las varianzas son homoscedásticas. No existe tendencia estocástica: la varianza no depende de t .
- $\lim_{s \rightarrow \infty} \gamma_s = 0$. La covarianza converge a 0 rápidamente. Aunque admitimos que pueda existir autocorrelación entre las series temporales, esta se caracteriza porque se puede encontrar una determinada separación entre los periodos: s , a partir de la cual la autocorrelación ya no existe.

3.2.1. Método gráfico

Se ha planteado una regresión de cada una de las series de datos frente a t , variable de tendencia o variable determinista, analizándose también los correlogramas de cada serie, y los resultados a los que se han llegado son los siguientes:

En cuanto a la *esperanza de vida al nacer global*, sin distinguir entre hombres y mujeres, la variable explicativa que se introduce en la regresión es significativa y el coeficiente que la acompaña es positivo.

Dependent Variable: ESPERANZAGLOBAL
 Method: Least Squares
 Date: 03/23/16 Time: 08:16
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.25486	0.077809	980.0203	0.0000
T	0.240609	0.005038	47.75543	0.0000

R-squared	0.989586	Mean dependent var	79.50308
Adjusted R-squared	0.989152	S.D. dependent var	1.849960
S.E. of regression	0.192680	Akaike info criterion	-0.381770
Sum squared resid	0.891012	Schwarz criterion	-0.284994
Log likelihood	6.963016	Hannan-Quinn criter.	-0.353902
F-statistic	2280.581	Durbin-Watson stat	1.210357
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 3.2.1.1: Regresión de la variable *esperanza de vida al nacer global* frente a t

Fuente: Elaboración propia.

Al observar el ajuste que realiza el programa informático Eviews podemos ver:

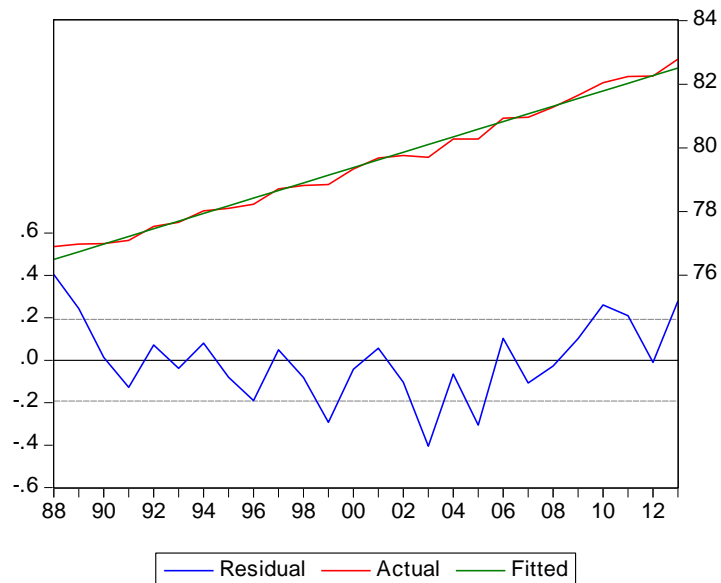


Gráfico 3.2.1.1: Valores reales y ajustados de la *esperanza de vida al nacer global* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

La serie presenta claramente una tendencia determinista creciente, como puede observarse en la trayectoria que sigue la línea verde. También, en cuanto a la varianza, se aprecia que las oscilaciones de la serie respecto de la media no parecen constantes, con lo que existiría tendencia estocástica.

Date: 03/23/16 Time: 08:22
Sample: 1988 2013
Included observations: 26

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.259	0.259	1.9566	0.162
		2	0.171	0.112	2.8462	0.241
		3	0.128	0.065	3.3665	0.338
		4	0.215	0.167	4.8966	0.298
		5	0.022	-0.092	4.9138	0.426
		6	-0.073	-0.122	5.1054	0.530
		7	-0.113	-0.104	5.5942	0.588
		8	-0.202	-0.192	7.2497	0.510
		9	0.041	0.200	7.3218	0.604
		10	-0.279	-0.282	10.861	0.368
		11	-0.313	-0.194	15.602	0.157
		12	0.016	0.328	15.615	0.210

Figura 3.2.1.2: Correlograma de la serie *esperanza de vida al nacer global*

Fuente: Elaboración propia.

Observando ambos correlogramas, puede llegarse a la conclusión de que se cumple la condición de ergodicidad, puesto que los coeficientes de correlación teóricos son nulos desde el principio y no existe autocorrelación.

Para las siguientes series puede seguirse el procedimiento utilizado en los Anexos, exponiéndose en este apartado únicamente los resultados obtenidos:

Al realizar la regresión del *PIB per cápita* frente al tiempo, puede observarse como la variable explicativa es significativa, con un parámetro asociado de signo positivo y elevado. La media depende claramente del tiempo, aumentando con el paso del mismo (tendencia determinista), y las varianzas parecen incrementarse con el paso del tiempo, con lo que también existiría tendencia estocástica.

En el caso del correlograma simple, el coeficiente de correlación teórico se hace 0 a partir del décimo retardo, con lo que no decrece rápidamente hacia este valor. Sí lo hace en cambio, en el caso del correlograma parcial: a partir del tercer retardo. No obstante, como no se cumple la condición en ambos correlogramas, la serie no es ergódica.

En cuanto a la última serie de datos, el *gasto sanitario*, la regresión presenta los mismos resultados que se han enunciado para las series de datos anteriores. El gráfico que proporciona el programa informático evidencia nuevamente la presencia de tendencia determinista y deja pensar que existe también tendencia estocástica, puesto que la varianza de las perturbaciones no es constante en el tiempo, sino que parece aumentar conforme avanza t .

La serie con la que se trabaja presenta autocorrelación. En el caso del correlograma simple los coeficientes teóricos convergen hacia 0 demasiado tarde: en el décimo retardo. Sin embargo, sí lo hacen rápidamente en el caso del correlograma parcial: tercer retardo. No obstante, la serie no es ergódica, puesto que no cumple los requisitos para ambos correlogramas.

3.2.2. Contraste de raíz unitaria

A continuación, se plantea el Test Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) para cada una de las series de datos. Bajo la hipótesis nula se contrasta que la serie tenga

una raíz unitaria o sea integrada de orden uno y bajo la hipótesis alternativa que sea integrada de orden cero o estacionaria.

Sabemos que el punto de partida para Dickey-Fuller es que nos encontremos ante un proceso estocástico AR(1). Si realmente la serie fuese un AR(1), bajo la hipótesis nula, ΔY_t no guardaría correlación serial:

$$\text{Punto de partida: } Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t .$$

Como bajo $H_0: \beta = 1$, el resultado es un paseo aleatorio: $Y_t = \alpha + Y_{t-1} + u_t$, luego $Y_t - Y_{t-1} = \alpha + u_t$, siendo α un número y u_t ruido blanco.

Por tanto, en el modelo transformado donde se plantea el contraste habitualmente: $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + u_t$, no debería existir autocorrelación. En el caso de que se detectase, los contrastes no serían válidos y se solucionaría el problema introduciendo más dinámica: retardos de las primeras diferencias, que en este caso es la variable dependiente. Para determinar si existe autocorrelación o no utilizaremos la d de Durbin-Watson, estableciendo un criterio exigente: no existirá si se encuentra comprendida entre 1,85 y 2,15. En definitiva, el objetivo será introducir el menor número de retardos tratando de que el último sea significativo. No obstante, siempre se considerará más grave el problema de autocorrelación que invalida la inferencia asintótica, que la no significación de un retardo que realmente es un problema de inclusión de variables irrelevantes y solo afecta a la potencia y precisión de los contrastes estadísticos.

En este caso introduciremos en la ecuación inicial la constante y la variable de tendencia determinista puesto que hemos comprobado que estaba presente en todas las series.

Al realizar el contraste para la variable *esperanza de vida al nacer global*, se observa que existe autocorrelación ($d_1=2,24$) y para solucionar este problema introducimos un retardo de la variable dependiente. A pesar de que se observa que este retardo no es significativo (p-valor de la t de Student=0,3458) sí solucionamos el problema de la autocorrelación ($d_2=2,04$), con lo que estamos en condiciones de interpretar el contraste de Dickey-Fuller: con un p-valor de 0,1622 no rechazamos la hipótesis nula y la serie tiene una raíz unitaria.

Null Hypothesis: ESPERANZAGLOBAL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.700515	0.0412
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ESPERANZAGLOBAL)
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 10:35
 Sample (adjusted): 1989 2013
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ESPERANZAGLOBAL(-1)	-0.698488	0.188754	-3.700515	0.0012
C	53.42734	14.39834	3.710661	0.0012
@TREND(1988)	0.172950	0.045132	3.832073	0.0009
R-squared	0.418412	Mean dependent var		0.235600
Adjusted R-squared	0.365540	S.D. dependent var		0.211917
S.E. of regression	0.168799	Akaike info criterion		-0.608055
Sum squared resid	0.626845	Schwarz criterion		-0.461790
Log likelihood	10.60069	Hannan-Quinn criter.		-0.567487
F-statistic	7.913731	Durbin-Watson stat		2.241266
Prob(F-statistic)	0.002575			

Figura 3.2.2.1: Test Simple de Dickey-Fuller para la variable esperanza de vida al nacer global

Fuente: Elaboración propia

Introducimos el retardo:

Null Hypothesis: ESPERANZAGLOBAL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.962939	0.1622
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ESPERANZAGLOBAL)
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 10:27
 Sample (adjusted): 1990 2013
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ESPERANZAGLOBAL(-1)	-0.717852	0.242277	-2.962939	0.0077
D(ESPERANZAGLOBAL(-1))	-0.188788	0.195514	-0.965601	0.3458
C	54.89724	18.44745	2.975872	0.0075
@TREND(1988)	0.180593	0.058380	3.093381	0.0057
R-squared	0.481944	Mean dependent var		0.242083
Adjusted R-squared	0.404235	S.D. dependent var		0.213928
S.E. of regression	0.165122	Akaike info criterion		-0.613256
Sum squared resid	0.545304	Schwarz criterion		-0.416913
Log likelihood	11.35907	Hannan-Quinn criter.		-0.561166
F-statistic	6.201948	Durbin-Watson stat		2.047041
Prob(F-statistic)	0.003744			

Figura 3.2.2.2: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable esperanza de vida al nacer global

Fuente: Elaboración propia

Los resultados numéricos para las otras dos series se encuentran detallados en los Anexos, exponiéndose las conclusiones en este apartado:

Al realizar el contraste para la serie *PIB per cápita* se observa que no existe autocorrelación ($d=1,90$) y, además, el retardo que introduce la selección automática del programa es significativo (p-valor de la t de Student =0,0004). La inferencia asintótica es válida y con un p-valor de 0,4937 no rechazamos la hipótesis nula y la serie tiene una raíz unitaria.

En la serie de *gasto sanitario* Eviews realiza una selección automática de cinco retardos donde existe autocorrelación ($d=2,40$) y no podemos interpretar los contrastes. Por ello, se ha seleccionado manualmente el mejor modelo: incluye dos retardos donde no existe autocorrelación ($d=2,05$), a pesar de que el último de ellos no es significativo (p-valor de la t de Student =0,3041). Podemos ver, por tanto, que a un nivel de significación del 5% la serie presenta una raíz unitaria.

3.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LAS SERIES

Como se ha observado anteriormente, tanto la variable endógena: *esperanza de vida al nacer global*, como las dos variables explicativas: *PIB per cápita* y *gasto sanitario*, tienen una raíz unitaria o son integradas de orden uno. Por tanto, como las series no son estacionarias no es válido aplicar la econometría convencional.

Cuando las series con las que se trabaja en un determinado modelo econométrico presentan el mismo orden de integración existen dos opciones. La primera de ellas es estimar el modelo a corto plazo en primeras diferencias, ya que éstas sí que son estacionarias. La segunda es el objeto de este apartado: analizar la cointegración. Si las variables cointegrasen existiría una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas y se podría plantear un modelo econométrico que la recogiese en una ecuación de regresión que, aunque pudiese presentar otros problemas, no sería espuria.

Para realizar el análisis de cointegración se comienza estimando por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación, donde se incluye la tendencia determinista al estar presente en todas las series:

$$Esperanza\ de\ vida_t = \alpha + \beta_1 PIBpercápita_t + \beta_2 GastoSanitario_t + \beta_3 t + \varepsilon_t$$

El siguiente paso es construir los residuos de esta ecuación para analizar su estacionariedad. Si se llega a la conclusión de que no son estacionarios, nos limitaríamos a estudiar la relación entre las variables a corto plazo, dado que, al no cointegrar las series no existiría relación de equilibrio a largo plazo y la regresión de la ecuación anterior sería espuria. Si, en cambio, se concluye que sí son estacionarios podríamos plantear la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables y, además, plantear el *modelo de corrección de error*, propuesto por Engle y Granger. Veamos a que resultados se llegan en nuestro caso:

Dependent Variable: ESPERANZAGLOBAL
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/16 Time: 10:43
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.73659	0.208689	367.7076	0.0000
T	0.233076	0.019352	12.04377	0.0000
PIBPERCAPITA	-8.65E-05	3.05E-05	-2.837380	0.0096
GASTOSANITARIO	2.71E-08	8.95E-09	3.023576	0.0062
R-squared	0.992981	Mean dependent var	79.50308	
Adjusted R-squared	0.992024	S.D. dependent var	1.849960	
S.E. of regression	0.165221	Akaike info criterion	-0.622423	
Sum squared resid	0.600558	Schwarz criterion	-0.428870	
Log likelihood	12.09150	Hannan-Quinn criter.	-0.566687	
F-statistic	1037.413	Durbin-Watson stat	1.832426	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.3.1: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente a las explicativas.

Fuente: Elaboración propia

El método escogido para estimar la ecuación en el contexto de la prueba de cointegración es Mínimos Cuadrados Ordinarios, ya que escoger otro no mejoraría la validez de dicha prueba. A continuación, se analiza la estacionariedad de los residuos mediante gráficos, correlogramas y el Test Aumentado de Dickey-Fuller:

Los residuos tienen media 0, de manera que nunca van a presentar tendencia determinista. Sí pueden presentar tendencia estocástica y, de hecho, en este caso es así, ya que, como se observa en el gráfico, la serie no presenta la misma dispersión respecto de la media a lo largo del tiempo, estando más alejada especialmente en los extremos. Cuando se realiza la regresión de los residuos frente al tiempo podemos constatar que, como no podía ser de otro modo, la variable de tendencia no es en absoluto significativa y posee un coeficiente nulo.

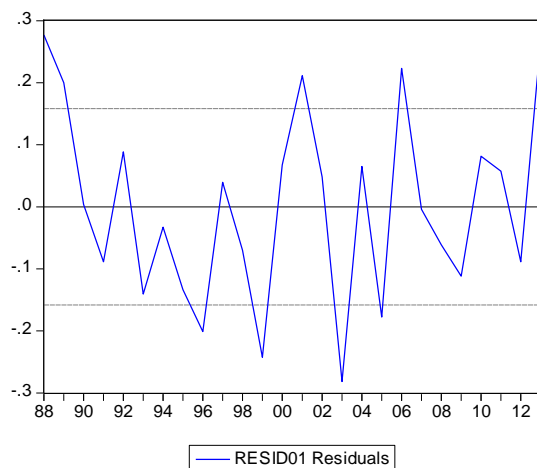


Gráfico 3.3.1: Serie de los residuos y su media

Fuente: Elaboración propia

Dependent Variable: RESID01
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/16 Time: 10:44
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.74E-15	0.063880	-1.06E-13	1.0000
T	2.99E-17	0.004136	7.23E-15	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-6.35E-15	
Adjusted R-squared	-0.041667	S.D. dependent var	0.154991	
S.E. of regression	0.158187	Akaike info criterion	-0.776269	
Sum squared resid	0.600558	Schwarz criterion	-0.679493	
Log likelihood	12.09150	Hannan-Quinn criter.	-0.748401	
Durbin-Watson stat	1.832426			

Figura 3.3.2: Regresión de los residuos MCO frente al tiempo

Fuente: Elaboración propia

En los correlogramas se observa que la serie es ergódica, dado que para todos los retardos, tanto de la FAS como de la FAP, los coeficientes de autocorrelación muestrales se encuentran dentro de las bandas de confianza. No se rechaza que los coeficientes de autocorrelación teóricos sean nulos, por lo tanto el decrecimiento hacia cero es tan rápido que se produce desde el principio.

Date: 05/07/16 Time: 09:31
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.041	-0.041	0.0493	0.824
		2	-0.071	-0.073	0.2021	0.904
		3	-0.030	-0.036	0.2299	0.973
		4	0.111	0.104	0.6390	0.959
		5	-0.042	-0.038	0.7013	0.983
		6	-0.013	-0.002	0.7074	0.994
		7	-0.099	-0.100	1.0807	0.993
		8	-0.238	-0.269	3.3722	0.909
		9	0.195	0.181	5.0072	0.834
		10	-0.162	-0.215	6.2043	0.798
		11	-0.218	-0.224	8.5003	0.668
		12	0.249	0.354	11.728	0.468

Figura 3.3.3: Correlogramas de los residuos

Fuente: Elaboración propia

Se finaliza el análisis mediante el Test de Dickey-Fuller. La d de Durbin-Watson es de 2,01 de forma que no existe autocorrelación en el modelo y son válidos los contrastes.

Para interpretar el Test, no se pueden emplear los valores críticos propuestos por Dickey-Fuller ya que están orientados a series originales y no estimadas, como en este caso. Se emplean, por tanto, los propuestos por Davidson y Mackinnon: para un nivel de significación del 5%, incluyendo en la ecuación de regresión constante, tendencia y dos variables explicativas, el valor crítico de referencia es de -4,12. Dado que el estadístico de Dickey-Fuller ADF es de -5,07, más pequeño que -4,12, se encuentra en la región de rechazo de la hipótesis nula, bajo la cual los residuos no serían estacionarios. Se concluye, por tanto, que la ecuación de regresión planteada al comienzo del apartado no es espuria, dado que las variables cointegran y por ello, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las mismas.

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.073362	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/16 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 1989 2013
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-1.052830	0.207521	-5.073362	0.0000
C	-0.011651	0.030137	-0.386602	0.7026
R-squared	0.528099	Mean dependent var		-0.000247
Adjusted R-squared	0.507581	S.D. dependent var		0.214134
S.E. of regression	0.150263	Akaike info criterion		-0.876241
Sum squared resid	0.519316	Schwarz criterion		-0.778731
Log likelihood	12.95301	Hannan-Quinn criter.		-0.849196
F-statistic	25.73900	Durbin-Watson stat		2.013472
Prob(F-statistic)	0.000039			

Figura 3.3.4: Test Simple de Dickey-Fuller para los residuos MCO

Fuente: Elaboración propia

3.4. MODELO PLANTEADO: ESPERANZA DE VIDA GLOBAL FRENTE AL PIB PER CÁPITA Y EL GASTO SANITARIO.

De acuerdo a los resultados alcanzados en el apartado anterior, donde se pone de manifiesto la cointegración de las variables, podemos plantear dos modelos. El primero de ellos es el que recoge la relación a largo plazo entre las variables y que fue especificado en la Figura 3.3.1 y el segundo es el *modelo de corrección de error*.

A pesar de que se especificó en el apartado 3.1 que se había generado una variable ficticia para recoger el cambio metodológico existente en la medición del gasto sanitario, no se ha tenido en cuenta finalmente ya que empeoraba la especificación del modelo que recoge la relación a largo plazo entre las variables.

Con el objeto de estudiar el primer modelo, se comenzará analizando si existe autocorrelación. Mediante los correlogramas expuestos en la Figura 3.3.3 parece que no se presenta este problema ya que los coeficientes de autocorrelación muestrales no sobrepasan las bandas de confianza, pudiendo afirmar entonces que los coeficientes de correlación poblacionales son cero. No obstante, lo confirmamos mediante el Test de Breusch y Godfrey con uno y dos retardos,

pudiéndose aceptar en ambos casos la hipótesis nula de incorrelación, al encontrarse el p-valor muy próximo a uno. Puede comprobarse también que los retardos que se introducen no son significativos. La ausencia de autocorrelación permite, por tanto, que los contrastes sean válidos asintóticamente.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.087678	Prob. F(2,20)	0.9164
Obs*R-squared	0.225982	Prob. Chi-Square(2)	0.8932

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/09/16 Time: 18:21

Sample: 1988 2013

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011145	0.220181	-0.050616	0.9601
PIBPERCAPITA	1.43E-06	3.21E-05	0.044640	0.9648
GASTOSANITARIO	5.82E-10	9.45E-09	0.061619	0.9515
T	-0.002744	0.021344	-0.128578	0.8990
RESID(-1)	-0.056001	0.246905	-0.226812	0.8229
RESID(-2)	-0.089993	0.246256	-0.365444	0.7186
R-squared	0.008692	Mean dependent var	6.29E-15	
Adjusted R-squared	-0.239135	S.D. dependent var	0.154991	
S.E. of regression	0.172531	Akaike info criterion	-0.477307	
Sum squared resid	0.595338	Schwarz criterion	-0.186977	
Log likelihood	12.20499	Hannan-Quinn criter.	-0.393702	
F-statistic	0.035071	Durbin-Watson stat	1.742932	
Prob(F-statistic)	0.999244			

Figura 3.4.1: Test de Breusch-Godfrey con dos retardos

Fuente: Elaboración propia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.043607	Prob. F(1,21)	0.8366
Obs*R-squared	0.053877	Prob. Chi-Square(1)	0.8164

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/20/16 Time: 12:15

Sample: 1988 2013

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005651	0.215088	-0.026275	0.9793
GASTOSANITARIO	1.34E-10	9.18E-09	0.014639	0.9885
PIBPERCAPITA	8.13E-07	3.14E-05	0.025875	0.9796
T	-0.001021	0.020382	-0.050070	0.9605
RESID(-1)	-0.050386	0.241289	-0.208822	0.8366

R-squared	0.002072	Mean dependent var	8.69E-16
Adjusted R-squared	-0.188009	S.D. dependent var	0.154991
S.E. of regression	0.168934	Akaike info criterion	-0.547574
Sum squared resid	0.599314	Schwarz criterion	-0.305633
Log likelihood	12.11847	Hannan-Quinn criter.	-0.477904
F-statistic	0.010902	Durbin-Watson stat	1.755622
Prob(F-statistic)	0.999744		

Figura 3.4.2: Test de Breusch-Godfrey con un retardo

Fuente: Elaboración propia

Al analizar el R^2 se observa que un 99,2981% de la variabilidad de la variable dependiente es explicada por los regresores del modelo; un porcentaje elevado por su proximidad al 100%. Dado que este coeficiente de determinación no permite comparar modelos al aumentar a medida que aumenta el número de regresores, aunque no sean significativos, se ha de observar el R^2 ajustado. Su valor es de 0,992024; también elevado. Dicho valor servirá de referencia para realizar la comparación con los modelos que se expondrán posteriormente.

En cuanto a la significación individual de las variables introducidas se observa mediante el contraste de la t de Student que todas ellas son significativas en el modelo, permitiendo los p-valores muy cercanos a 0 rechazar la hipótesis nula a cualquier nivel de significación. Por otro lado, el estadístico F pone de manifiesto que también son significativas de forma conjunta.

Al observar los signos de los estimadores puede apreciarse cierta incoherencia, quizá debida a la presencia de multicolinealidad entre los regresores. En el caso del *gasto sanitario* el signo que acompaña a su coeficiente es positivo y parece lógico pensar que al elevarse las partidas que el Estado destina a sanidad aumente la esperanza de vida. También es lógico el signo de la variable de tendencia *t*: de un año a otro, en el período muestral, ha aumentado permanente la esperanza de vida, como ya se dijo al analizar la serie. Dicha variable está recogiendo factores relevantes para la esperanza de vida, como el desarrollo humano, cuya mejoría ha sido indudable durante los años del período muestral. No obstante, el coeficiente que acompaña a la variable *PIB per capita* es negativo, siendo extraño que a medida que los habitantes de un país disponen, por término medio, de más riqueza, se reduzca el número de años que, por término medio, se espera que vivan. Para determinar el porqué de tal

incoherencia, se va a analizar la posible multicolinealidad entre las variables, empleando para ello los *coeficientes de correlación* y el *Factor de Inflación de la Varianza (FIV)*.

	PIBPERCA...	GASTOSA...
PIBPERCA...	1.000000	0.976805
GASTOSA...	0.976805	1.000000

Tabla 3.4.1: Correlación entre el PIB per capita y el gasto sanitario

Fuente: Elaboración propia

En este caso, no existe ninguna duda de que las dos variables están muy correlacionadas dado el altísimo valor del coeficiente de correlación, 0,976805. Por lo tanto, la multicolinealidad puede ser la causante de los problemas observados en el signo de uno de los estimadores.

En Factor de Inflación de la Varianza mide en qué medida la varianza de los coeficientes de regresión estimados ha sido inflada, en comparación con un contexto en el que las variables explicativas no están linealmente relacionadas. En este caso, ya que el Factor de Inflación de la Varianza es muy superior a diez puede concluirse que los regresores están altamente correlacionados.

Variance Inflation Factors
Date: 05/26/16 Time: 13:14
Sample: 1988 2013
Included observations: 26

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.043551	41.48019	NA
PIBPERCAPITA	9.30E-10	273.3382	25.34363
GASTOSANITARIO	8.02E-17	146.9015	28.11535
T	0.000375	85.07478	20.06481

Tabla 3.4.2: Factores de Inflación de la Varianza de los estimadores

Fuente: Elaboración propia

En algunas ocasiones, para evitar los problemas que ocasiona la multicolinealidad, se puede omitir una de las variables explicativas del modelo, siempre que ello no conlleve un error de omisión de variables relevantes. A continuación, se presentan los resultados alcanzados adoptando esta solución:

En la regresión que solo incluye al *PIB per capita* puede verse que han empeorado los resultados obtenidos anteriormente. El R^2 ajustado corregido desciende de 0,992024 a 0,989200 y los criterios de Akaike y Schwarz presentan un valor más elevado al eliminar como variable al *gasto sanitario*. Además, la variable introducida no es individualmente significativa y su signo sigue sin ser en absoluto coherente.

Dependent Variable: ESPERANZAGLOBAL
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/16 Time: 18:57
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.47186	0.220428	346.9241	0.0000
T	0.260789	0.019833	13.14917	0.0000
PIBPERCAPITA	-2.92E-05	2.78E-05	-1.051860	0.3038
R-squared	0.990064	Mean dependent var	79.50308	
Adjusted R-squared	0.989200	S.D. dependent var	1.849960	
S.E. of regression	0.192254	Akaike info criterion	-0.351831	
Sum squared resid	0.850118	Schwarz criterion	-0.206666	
Log likelihood	7.573802	Hannan-Quinn criter.	-0.310029	
F-statistic	1145.900	Durbin-Watson stat	1.248962	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.4.3: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al *PIB per capita*.

Fuente: Elaboración propia

En la regresión que solo incluye al *gasto sanitario* se llega a resultados similares. Se aprecia una disminución del R^2 ajustado prácticamente en la misma proporción, así como un incremento de los criterios de Akaike y Schwarz, que analizan la capacidad explicativa del modelo y permiten realizar comparaciones entre modelos anidados. Por otro lado, el regresor introducido tampoco es ahora significativo.

Dependent Variable: ESPERANZAGLOBAL
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/16 Time: 19:00
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.18805	0.089826	848.1728	0.0000
T	0.212570	0.020520	10.35903	0.0000
GASTOSANITARIO	1.13E-08	8.02E-09	1.407775	0.1726
R-squared	0.990412	Mean dependent var	79.50308	
Adjusted R-squared	0.989578	S.D. dependent var	1.849960	
S.E. of regression	0.188856	Akaike info criterion	-0.387502	
Sum squared resid	0.820327	Schwarz criterion	-0.242337	
Log likelihood	8.037525	Hannan-Quinn criter.	-0.345700	
F-statistic	1187.930	Durbin-Watson stat	1.336878	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.4.4: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al *gasto sanitario*

Fuente: Elaboración propia

Puede concluirse, por tanto, que cuando se elimina cualquiera de las dos variables del modelo incurrimos en el grave error de omisión de variables relevantes que invalida la inferencia estadística asintótica. Ante esta situación, dado que la correlación de la variable de tendencia t con cada uno de los regresores es muy alta, se va a plantear un modelo en el que no se tenga en cuenta dicha variable:

Dependent Variable: ESPERANZAGLOBAL
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/16 Time: 12:55
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.57361	0.498592	151.5740	0.0000
PIBPERCAPITA	5.06E-05	7.62E-05	0.664177	0.5132
GASTOSANITARIO	7.81E-08	2.13E-08	3.676946	0.0013
R-squared	0.946701	Mean dependent var	79.50308	
Adjusted R-squared	0.942066	S.D. dependent var	1.849960	
S.E. of regression	0.445275	Akaike info criterion	1.327919	
Sum squared resid	4.560213	Schwarz criterion	1.473084	
Log likelihood	-14.26295	Hannan-Quinn criter.	1.369721	
F-statistic	204.2631	Durbin-Watson stat	0.484374	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.4.5: Regresión mediante MCO de la variable dependiente frente al gasto sanitario y al PIB per capita.

Fuente: Elaboración propia

En la regresión anterior se observa que el R^2 ajustado ha disminuido de 0,992024 a 0,942066 y que los criterios de Akaike y Schwarz se han incrementado en una gran medida. Por otro lado, uno de los regresores, el PIB per capita, no es significativo. No obstante, los signos de los regresores sí que son ahora coherentes al ser ambos positivos.

Aunque en el último modelo los signos de los estimadores sí son coherentes, dicho modelo no es aceptable. Inicialmente, existe un error de omisión por variables relevantes, que genera graves consecuencias:

- Los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios pierden todas sus propiedades: son sesgados, ineficientes e inconsistentes.
- Los estadísticos de contraste habituales no siguen las distribuciones convencionales, es decir, queda invalidada la inferencia asintótica.

No obstante, los problemas del modelo no finalizan aquí. Como puede verse en los Anexos el Test de Breuch-Godfrey y los correlogramas ponen de manifiesto la existencia de autocorrelación. Esto también trae consigo que los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios dejen de ser los óptimos y que no sea válida la inferencia asintótica, puesto que los estadísticos de contraste no tienen ni la distribución finita ni la distribución asintótica habitual.

En definitiva, el signo erróneo de uno de los coeficientes que se observaba en la primera estimación se debe, sin duda, a la existencia de multicolinealidad entre las variables. No obstante, no puede solucionarse este problema sin cometer un error de omisión de variables relevantes. Podría abordarse otro planteamiento: en vez de introducir la variable de tendencia t , introducir dinámica en el modelo. No obstante, esto excede los objetivos de la investigación actual.

4. CONCLUSIONES

La esperanza de vida se incrementó en 40 años entre el año 1909 y el 2010 debido fundamentalmente a los avances introducidos en el tratamiento de las enfermedades y a la reducción de la mortalidad infantil, además de a la mejora en los hábitos nutricionales. En la actualidad España es uno de los países de la Unión Europea con la esperanza de vida más elevada. Sin embargo, no se pueden olvidar las amenazas a las que se enfrenta esta variable, debidas fundamentalmente al incremento del sobrepeso infantil y a la disminución del gasto sanitario. Además, es necesario tener en cuenta que, aunque vivimos más, no lo hacemos con más salud, ya que la esperanza de vida saludable no se ha incrementado al mismo ritmo que la esperanza de vida al nacer.

Es necesario señalar que no todas las comunidades autónomas de nuestro país presentan la misma esperanza de vida. A la cabeza se encuentran Madrid, La Rioja y Castilla y León (alrededor de los 84 años), mientras que los ceutíes y los melillenses son aquellos que disfrutan de una menor esperanza de vida (alrededor de los ochenta años). Estas diferencias en el territorio español son un reflejo de las que también existen en términos económicos y de acceso a los servicios entre las comunidades autónomas del país. No obstante, distintos estudios apuntan a que en los próximos años se producirá un proceso de

homogeneización entre las distintas comunidades autónomas reduciéndose las diferencias hoy existentes entre sus expectativas de vida.

En cuanto a las conclusiones propiamente estadísticas, se comprobó que las series eran integradas; no estacionarias, con lo que se analizó si la relación entre las variables era espuria y además, se observó que cointegraban, con lo que era posible plantear una relación a largo plazo entre las magnitudes. En este modelo, se observaba que el R^2 ajustado era elevado, que no existía autocorrelación y que las variables eran significativas individual y conjuntamente. A pesar de comprobarse que en 2002 se produjo un cambio metodológico en la medición del gasto sanitario la introducción de una variable ficticia que recogiese dicho cambio estructural empeoraba considerablemente la especificación del modelo, optándose por desechar su presencia en el mismo.

No obstante, se apreciaba la existencia de un problema que traía consigo la incoherencia en los signos de los coeficientes: la *multicolinealidad*. Aunque el modelo es significativo y los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios insesgados y consistentes, sus varianzas son muy grandes, lo que ocasiona una pérdida de precisión en las estimaciones. Además, no se pueden interpretar de forma correcta los coeficientes.

Las dos magnitudes seleccionadas en este modelo: el PIB per cápita y el gasto sanitario, junto con la tendencia, que recoge otros factores, explican prácticamente en su totalidad la variabilidad de la esperanza de vida. Además, el modelo tiene una excelente capacidad predictiva ya que el coeficiente U de Theil, de 0,000956, está muy próximo a cero, como puede observarse en los Anexos. De esta manera, el modelo podría ser utilizado para realizar predicciones futuras con alta fiabilidad.

Para terminar, recogeremos las líneas de investigación que se han dejado abiertas en este trabajo. Por problemas de espacio solo se han podido nombrar ciertos modelos que sería interesante desarrollar en una futura investigación:

- El *modelo de corrección de error* propuesto por Engle y Granger que plantea una relación a corto plazo entre los regresores, introduciendo

además el término de corrección de error que recoge la desviación que se produjo en los niveles respecto del equilibrio en el periodo anterior.

- Por otro lado, puesto que se observó que en el modelo final en el que no se tenía en cuenta la variable de tendencia t existía autocorrelación, podría plantearse un *modelo dinámico*. En dicho modelo se introducirían retardos de la variable dependiente y de las variables explicativas solucionándose así el problema de autocorrelación mediante la inclusión de dinámica.
- Por último, se podría plantear un modelo que recogiese la *brecha de género*. Aunque no se ha podido plantear un modelo econométrico diferenciado, las mujeres viven de media más que los hombres debido a una combinación de hábitos de vida saludables y factores biológicos. Si se recogiese en el modelo econométrico de forma diferenciada los datos de la esperanza de vida para hombres y mujeres, quizá se lograra solucionar el problema de la multicolinealidad, pudiéndose interpretar individualmente los coeficientes de los estimadores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] Aguayo, Eva., Lamelas, Nélica. (2003): “Factores determinantes de la esperanza de vida en los países del Mercosur, 1970-2000”. *Universidad de Santiago de Compostela*.
- [2] Christenson, B., Johnson, N. (1995): “Educational Inequality in Adult Mortality: An Assesment with Death Certificate Data from Michigan”. *Demography*. Vol. 32. Nº 2, pp. 215-229.
- [3] DatosMacro (2015): España-Esperanza de vida al nacer. Disponible en: <http://www.datosmacro.com/demografia/esperanza-vida/espana> [Consulta: 2/11/2015]
- [4] DatosMacro (2015): PIB de España: Producto Interior Bruto. Disponible en: <http://www.datosmacro.com/pib/espana> [Consulta: 2/11/2015]
- [5] Efe.: “Aumenta la esperanza de vida en España” (27/08/2015) en *ABC*. Disponible en <http://www.abc.es/sociedad/20150827/abci-esperanza-vida-espana-201508270122.html> Consulta [08/03/2016]
- [6] Efe.: “El sobrepeso amenaza el liderazgo mundial de España en la esperanza de vida” (05/11/2015) en *La Voz de Galicia*. Disponible en: <http://tinyurl.com/jk9xuhe> Consulta [08/03/2016]
- [7] Efe.: “España se ha convertido en el país de la UE con mayor esperanza de vida” (03/12/2015) en *El Periódico*. Disponible en <http://tinyurl.com/jqgtvkm> Consulta [08/03/2016]
- [8] Estadística del Gasto Sanitario Público 2013. Metodología. Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/docs/EGSP2008/egspMetodologiaGeneral.pdf> [Consulta: 2/11/2015]
- [9] Foschiatti, A.M. y Ramírez, L. (2000): “La esperanza de vida en países subdesarrollados. El caso de la Provincia del Chaco en la República Argentina”, en *Revista Geográfica del Instituto Panamericano de Geografía e Historia*, nº 127, México.

- [10] García González, J.M. (2014): “¿Por qué vivimos más? Descomposición por causa de la esperanza de vida española de 1980 a 2009” *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 148, pp: 39-60
- [11] Goerlich Gisbert, F.J. (2012): “Esperanza de vida y causas de muerte. Un análisis de descomposición (1975-2009)”. *Universidad de Valencia. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*.
- [12] Guijarro, M. y Peláez, O. (2007): “La longevidad globalizada: Un análisis de la esperanza de vida en España (1900-2050)”. *Departamento de Economía. Universidad de Cantabria*.
- [13] Implementación del Sistema Europeo de Cuentas 2010 (SEC 2010) en la Contabilidad Nacional de España. Nota metodológica. Avance de estimación provisional de efectos. Disponible en: <http://www.ine.es/prensa/np846.pdf> [consulta: 2/11/2015]
- [14] Instituto Nacional de Estadística (2015): Esperanza de vida. Introducción, definiciones y comentarios. Disponible en: http://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259926380048&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios/PYSLayo_ut [consulta: 2/11/2015]
- [15] Instituto Nacional de Estadística (2015): Evolución de la esperanza de vida al nacimiento. Brecha de género. España. Disponible en: http://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259926380048&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios/PYSLayo_ut [consulta: 2/11/2015]
- [16] Oficina Nacional de Estadísticas: La Esperanza de Vida ¿Cómo se calcula? ¿Qué significa? Disponible en: <http://www.one.cu/publicaciones/preguntasfrecuentes/Esperanza%20de%20Vida.pdf> [Consulta: 2/11/2015]
- [17] Prats, J: “La esperanza de vida aumenta más de 40 años en un siglo” en *El País* (26/02/2015). Disponible en: <http://tinyurl.com/zvgoa46> [Consulta: 2/11/2015]

- [18] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2011): “Informe sobre Desarrollo Humano 2011. Sostenibilidad y equidad: Un mejor futuro para todos.”
- [19] Rodríguez, J.A.: “¿Por qué ellas viven más?” en *La Vanguardia* (27/09/2013) Disponible en: <http://tinyurl.com/hplt2kr> Consulta [08/03/2016]
- [20] Series históricas (Gasto sanitario público según criterio de caja: Liquidaciones presupuestarias. Cuentas satélites). Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/gastoSanitario2005/home.htm> [Consulta: 2/11/2015]
- [21] Serie 2002-2013 (Gasto sanitario público según criterio de devengo: Gasto real). Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/gastoSanitario2005/home.htm> [Consulta: 2/11/2015]
- [22] Seyfferth, A.: “¿Qué esperar de la esperanza de vida?-Un poco de demografía.” Disponible en: <http://tinyurl.com/hx32wg7> Consulta [08/03/2016]
- [23] Valerio, M.: “¿Por qué las mujeres viven más que los hombres?” en *El Mundo* (11/02/2015) Disponible en: <http://tinyurl.com/4uhx83m> Consulta [08/03/2016]
- [24] Zarzosa Espina, P. [audiovisualesuva]. (2013, 6 de octubre). Test de cointegración de Engle y Granger. Disponible en: <http://youtu.be/Hozh0YxGkzs>
- [25] Zarzosa Espina, P. [audiovisualesuva]. (2013, 6 de octubre). Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller. Disponible en: <http://youtu.be/14Tks1IstOE>
- [26] Zarzosa Espina, P.: “Material docente de la asignatura. Complementos de Econometría. Curso 2015-2016”. *Universidad de Valladolid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.*

ANEXOS. TABLAS Y RESULTADOS

ÍNDICE

Tabla 1: Esperanza de vida global, esperanza de vida para hombres y mujeres, brecha de género, PIB per cápita y gasto sanitario público.....	39
Figura 1: Regresión de la variable <i>PIB per cápita</i> frente a <i>t</i>	40
Gráfico 1: Valores reales y ajustados del <i>PIB per cápita</i> y residuos de la regresión.	40
Figura 2: Correlograma de la serie <i>PIB per cápita</i>	41
Figura 3: Regresión de la variable <i>gasto sanitario</i> frente a <i>t</i>	41
Gráfico 2: Valores reales y ajustados del <i>gasto sanitario</i> y residuos de la regresión.	42
Figura 4: Correlograma de la serie <i>gasto sanitario</i>	42
Figura 5: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable PIB per capita.....	43
Figura 6: Test Aumentado de Dickey Fuller con cinco retardos para la variable gasto sanitario.	44
Figura 7: Test Aumentado de Dickey Fuller con dos retardos para la variable gasto sanitario.	45
Figura 8: Correlograma del modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia <i>t</i>	46
Figura 9: Test de Breuch y Godfrey con dos retardos para el modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia <i>t</i>	46
Figura 10: Test de Breuch y Godfrey con un retardo para el modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia <i>t</i>	47
Figura 11: Análisis de la capacidad predictiva del modelo	48

AÑO	ESPERANZA DE VIDA	E. VIDA (MUJER)	E. VIDA (VARÓN)	BRECHA GÉNERO	PIB PC (€)	GASTO SANITARIO (MILES DE €)
1988	76,90	80,30	73,50	6,80	7.800	12.120.646
1989	76,98	80,53	73,42	7,11	9.211	13.817.594
1990	76,99	80,59	73,39	7,20	10.331	16.412.833
1991	77,09	80,67	73,50	7,17	11.400	18.319.707
1992	77,53	81,16	73,90	7,25	11.800	20.697.105
1993	77,66	81,22	74,1	7,13	10.800	22.153.056
1994	78,02	81,58	74,5	7,13	10.800	22.861.673
1995	78,10	81,70	74,5	7,19	11.800	24.124.782
1996	78,23	81,84	74,6	7,22	12.700	25.686.038
1997	78,71	82,17	75,2	6,93	13.000	26.876.527
1998	78,82	82,26	75,4	6,89	13.700	28.615.931
1999	78,85	82,29	75,4	6,88	14.700	30.680.762
2000	79,34	82,73	75,9	6,79	15.935	32.672.786
2001	79,68	83,07	76,3	6,77	17.160	35.213.233
2002	79,76	83,14	76,4	6,76	18.088	38.563.045
2003	79,70	82,99	76,4	6,58	19.041	42.956.889
2004	80,28	83,58	77,0	6,60	20.099	46.348.681
2005	80,28	83,54	77,0	6,52	21.313	50.586.839
2006	80,93	84,16	77,7	6,45	22.722	55.683.290
2007	80,96	84,14	77,8	6,35	23.893	60.310.152
2008	81,28	84,34	78,2	6,11	24.274	66.857.644
2009	81,65	84,66	78,6	6,03	23.271	70.579.416
2010	82,05	85,05	79,1	5,99	23.214	69.417.368
2011	82,24	85,16	79,3	5,84	23.005	68.049.972
2012	82,26	85,13	79,4	5,75	22.562	64.152.775
2013	82,79	85,60	79,99	5,61	22.518	61.709.827

Tabla 1: Esperanza de vida global, esperanza de vida para hombres y mujeres, brecha de género, PIB per cápita y gasto sanitario público.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE), DatosMacro y Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad.

Dependent Variable: PIBPERCAPITA
 Method: Least Squares
 Date: 03/23/16 Time: 08:44
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7420.277	570.0071	13.01787	0.0000
T	690.0564	36.90932	18.69599	0.0000
R-squared	0.935750	Mean dependent var		16736.04
Adjusted R-squared	0.933073	S.D. dependent var		5456.104
S.E. of regression	1411.510	Akaike info criterion		17.41651
Sum squared resid	47816668	Schwarz criterion		17.51329
Log likelihood	-224.4146	Hannan-Quinn criter.		17.44438
F-statistic	349.5401	Durbin-Watson stat		0.264996
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 1: Regresión de la variable *PIB per cápita* frente a *t*

Fuente: Elaboración propia.

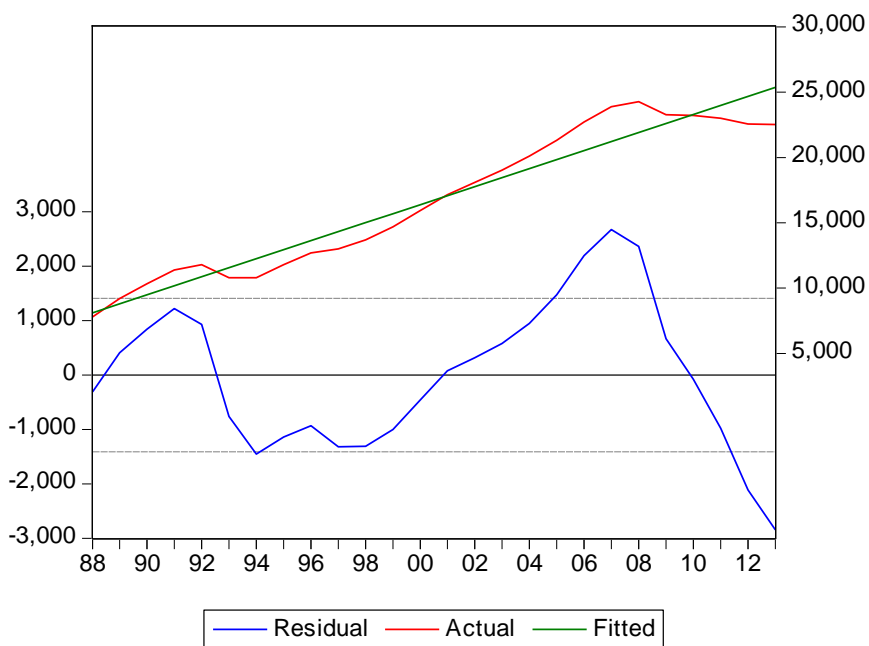


Gráfico 1: Valores reales y ajustados del *PIB per cápita* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 03/23/16 Time: 08:48
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.782	0.782	17.805	0.000
		2	0.453	-0.408	24.030	0.000
		3	0.148	-0.098	24.724	0.000
		4	-0.109	-0.168	25.119	0.000
		5	-0.317	-0.181	28.607	0.000
		6	-0.407	0.025	34.632	0.000
		7	-0.436	-0.188	41.907	0.000
		8	-0.426	-0.114	49.234	0.000
		9	-0.382	-0.119	55.496	0.000
		10	-0.318	-0.150	60.085	0.000
		11	-0.236	-0.080	62.781	0.000
		12	-0.138	-0.104	63.766	0.000

Figura 2: Correlograma de la serie *PIB per cápita*.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOSANITARIO
 Method: Least Squares
 Date: 03/23/16 Time: 08:54
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5917158.	1940952.	3.048586	0.0055
T	2483255.	125681.3	19.75835	0.0000
R-squared	0.942084	Mean dependent var		39441099
Adjusted R-squared	0.939671	S.D. dependent var		19568360
S.E. of regression	4806385.	Akaike info criterion		33.68259
Sum squared resid	5.54E+14	Schwarz criterion		33.77937
Log likelihood	-435.8737	Hannan-Quinn criter.		33.71046
F-statistic	390.3924	Durbin-Watson stat		0.254382
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3: Regresión de la variable *gasto sanitario* frente a *t*

Fuente: Elaboración propia.

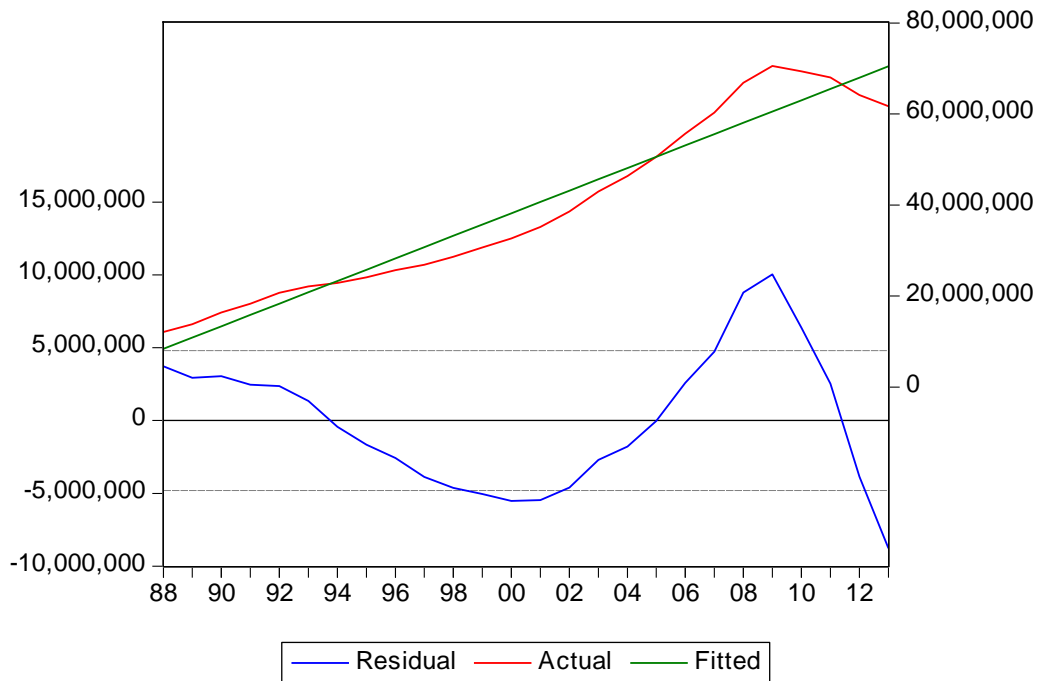


Gráfico 2: Valores reales y ajustados del *gasto sanitario* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

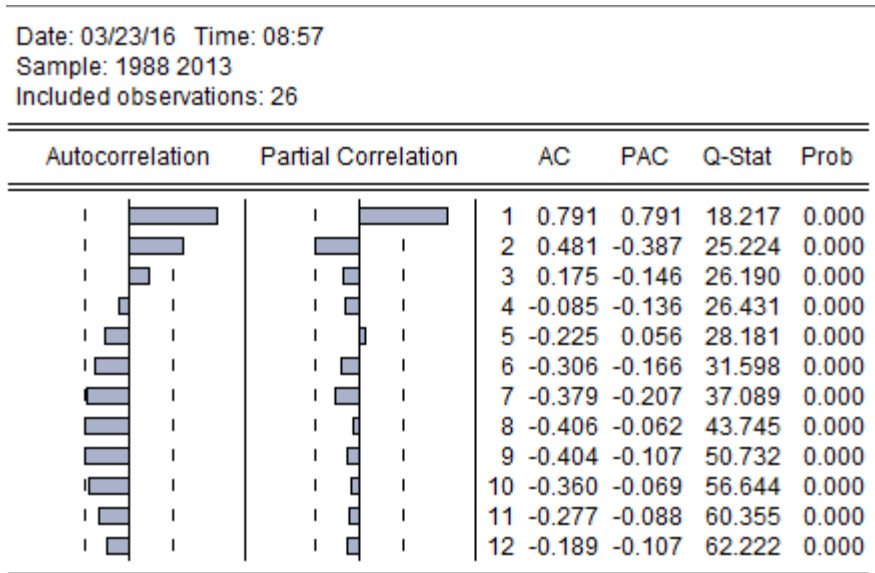


Figura 4: Correlograma de la serie *gasto sanitario*.

Fuente: Elaboración propia.

Null Hypothesis: PIBPERCAPITA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.150534	0.4937
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIBPERCAPITA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 10:32
 Sample (adjusted): 1990 2013
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBPERCAPITA(-1)	-0.209324	0.097336	-2.150534	0.0439
D(PIBPERCAPITA(-1))	0.764980	0.181365	4.217907	0.0004
C	1650.357	680.4598	2.425356	0.0249
@TREND(1988)	145.5068	74.08623	1.964020	0.0636
R-squared	0.508705	Mean dependent var		554.4583
Adjusted R-squared	0.435011	S.D. dependent var		713.5397
S.E. of regression	536.3374	Akaike info criterion		15.55842
Sum squared resid	5753157.	Schwarz criterion		15.75476
Log likelihood	-182.7010	Hannan-Quinn criter.		15.61051
F-statistic	6.902920	Durbin-Watson stat		1.901528
Prob(F-statistic)	0.002254			

Figura 5: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable PIB per capita

Fuente: Elaboración propia

Null Hypothesis: GASTOSANITARIO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.616835	0.0540
Test critical values: 1% level	-4.498307	
5% level	-3.658446	
10% level	-3.268973	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GASTOSANITARIO)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/16 Time: 08:59
 Sample (adjusted): 1994 2013
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GASTOSANITARIO(-1)	-0.607717	0.168025	-3.616835	0.0035
D(GASTOSANITARIO(-1))	1.282671	0.196536	6.526406	0.0000
D(GASTOSANITARIO(-2))	0.040478	0.294939	0.137241	0.8931
D(GASTOSANITARIO(-3))	0.830918	0.283027	2.935823	0.0125
D(GASTOSANITARIO(-4))	-0.338780	0.452671	-0.748401	0.4686
D(GASTOSANITARIO(-5))	1.736676	0.466886	3.719704	0.0029
C	109562.0	709782.5	0.154360	0.8799
@TREND(1988)	1277368.	345303.1	3.699267	0.0030
R-squared	0.915229	Mean dependent var		1977839.
Adjusted R-squared	0.865779	S.D. dependent var		2654679.
S.E. of regression	972573.0	Akaike info criterion		30.70245
Sum squared resid	1.14E+13	Schwarz criterion		31.10075
Log likelihood	-299.0245	Hannan-Quinn criter.		30.78020
F-statistic	18.50822	Durbin-Watson stat		2.417830
Prob(F-statistic)	0.000015			

Figura 6: Test Aumentado de Dickey Fuller con cinco retardos para la variable gasto sanitario.

Fuente: Elaboración propia

Null Hypothesis: GASTOSANITARIO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.320583	0.0879
Test critical values:		
1% level	-4.416345	
5% level	-3.622033	
10% level	-3.248592	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GASTOSANITARIO)
 Method: Least Squares
 Date: 04/26/16 Time: 18:00
 Sample (adjusted): 1991 2013
 Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GASTOSANITARIO(-1)	-0.248351	0.074791	-3.320583	0.0038
D(GASTOSANITARIO(-1))	0.814764	0.196707	4.142028	0.0006
D(GASTOSANITARIO(-2))	0.296244	0.280049	1.057831	0.3041
C	1243724.	687062.9	1.810205	0.0870
@TREND("1988")	596334.1	194758.1	3.061923	0.0067
R-squared	0.790131	Mean dependent var		1969435.
Adjusted R-squared	0.743493	S.D. dependent var		2471055.
S.E. of regression	1251503.	Akaike info criterion		31.10725
Sum squared resid	2.82E+13	Schwarz criterion		31.35409
Log likelihood	-352.7334	Hannan-Quinn criter.		31.16933
F-statistic	16.94193	Durbin-Watson stat		2.055984
Prob(F-statistic)	0.000006			

Figura 7: Test Aumentado de Dickey Fuller con dos retardos para la variable gasto sanitario.

Fuente: Elaboración propia

Date: 05/26/16 Time: 10:25
 Sample: 1988 2013
 Included observations: 26

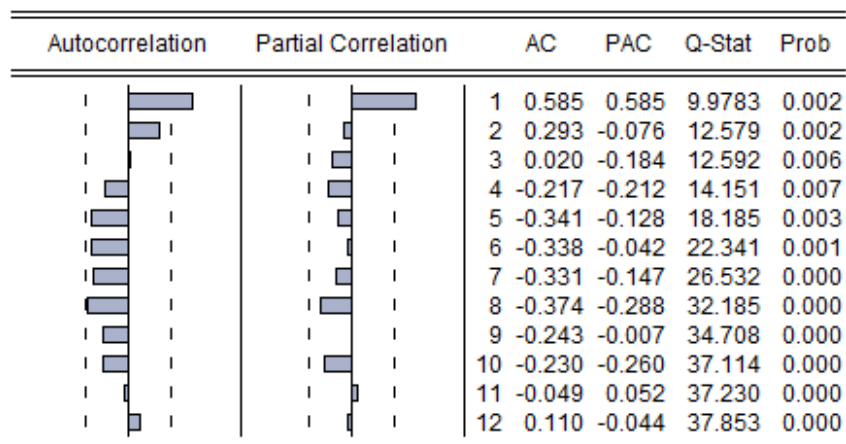


Figura 8: Correlograma del modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia t

Fuente: Elaboración propia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	19.76300	Prob. F(2,21)	0.0000	
Obs*R-squared	16.97908	Prob. Chi-Square(2)	0.0002	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/16 Time: 10:28				
Sample: 1988 2013				
Included observations: 26				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.690509	0.380287	1.815757	0.0837
PIBPERCAPITA	-0.000135	6.31E-05	-2.135806	0.0446
GASTOSANITARIO	4.12E-08	1.82E-08	2.264663	0.0342
RESID(-1)	1.053393	0.225862	4.663870	0.0001
RESID(-2)	0.124357	0.303440	0.409823	0.6861
R-squared	0.653042	Mean dependent var	-1.61E-14	
Adjusted R-squared	0.586954	S.D. dependent var	0.427093	
S.E. of regression	0.274487	Akaike info criterion	0.423215	
Sum squared resid	1.582204	Schwarz criterion	0.665156	
Log likelihood	-0.501790	Hannan-Quinn criter.	0.492885	
F-statistic	9.881500	Durbin-Watson stat	2.102663	
Prob(F-statistic)	0.000117			

Figura 9: Test de Breuch y Godfrey con dos retardos para el modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia t

Fuente: Elaboración propia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	40.90508	Prob. F(1,22)	0.0000
Obs*R-squared	16.90694	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/26/16 Time: 10:30

Sample: 1988 2013

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.607762	0.316107	1.922648	0.0676
PIBPERCAPITA	-0.000119	4.97E-05	-2.400956	0.0252
GASTOSANITARIO	3.66E-08	1.41E-08	2.602389	0.0163
RESID(-1)	1.110857	0.173688	6.395708	0.0000
R-squared	0.650267	Mean dependent var	-1.61E-14	
Adjusted R-squared	0.602576	S.D. dependent var	0.427093	
S.E. of regression	0.269246	Akaike info criterion	0.354258	
Sum squared resid	1.594858	Schwarz criterion	0.547811	
Log likelihood	-0.605349	Hannan-Quinn criter.	0.409994	
F-statistic	13.63503	Durbin-Watson stat	2.211939	
Prob(F-statistic)	0.000031			

Figura 10: Test de Breuch y Godfrey con un retardo para el modelo que no tiene en cuenta la variable de tendencia t .

Fuente: Elaboración propia

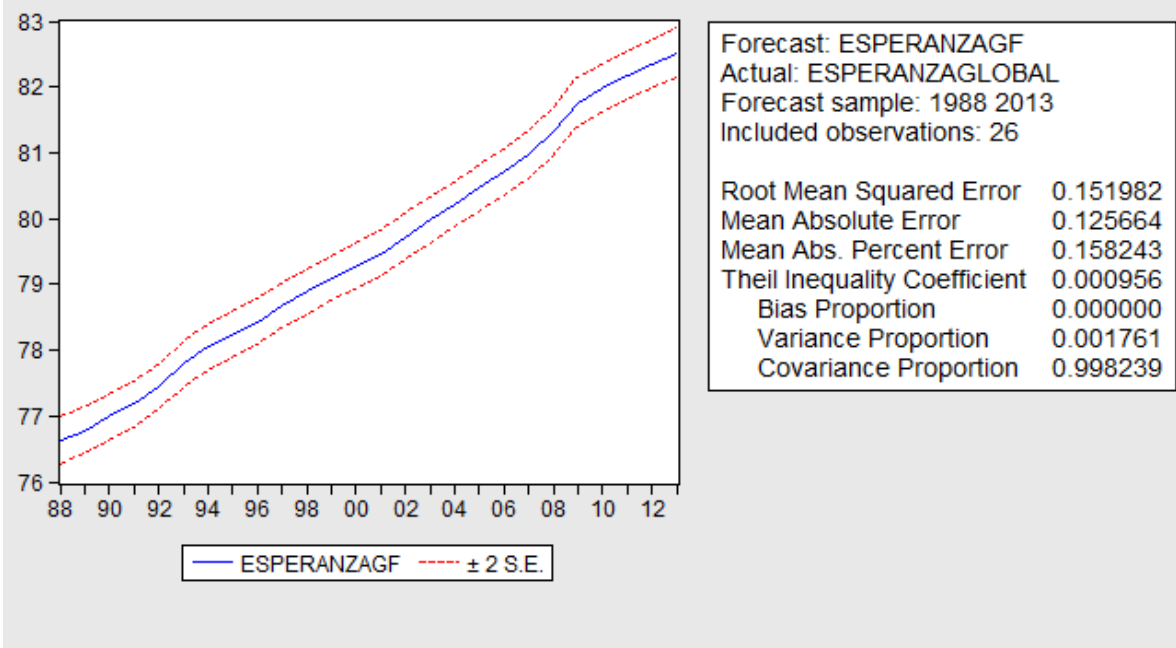


Figura 11: Análisis de la capacidad predictiva del modelo

Fuente: Elaboración propia