



Universidad de Valladolid

**Facultad de Ciencias
Económicas y Empresariales**

Trabajo de Fin de Grado

Grado en Economía

**Modelo econométrico para
estudiar el gasto público**

Presentado por:

Iván Alcalá Cuaresma

Tutelado por:

Pilar Zarzosa Espina

Valladolid, 29 de junio de 2017

ÍNDICE DE CONTENIDOS

1.	INTRODUCCIÓN	1
2.	CONSIDERACIONES SOBRE EL GASTO PÚBLICO	1
2.1.	Evolución del gasto público	2
2.2.	Revisiones bibliográficas	5
3.	METODOLOGÍA EMPLEADA Y RESULTADOS	6
3.1.	Homogeneidad de las series y posibles cambios metodológicos	6
3.2.	Análisis de la estacionariedad de las series	8
3.2.1.	Métodos gráficos	8
3.2.2.	Contraste de raíz unitaria	12
3.3.	Análisis de cointegración de las series	15
3.3.1.	Estudio de cambio estructural	19
3.4.	Modelos planteados	27
3.4.1.	Modelo de largo plazo	28
3.4.2.	Modelo de Corrección de Error	34
4.	CONCLUSIONES	36
	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	39
	ANEXOS	41

ÍNDICE DE TABLAS, FIGURAS Y GRÁFICOS

Gráfico 2.1.1: Gasto público (% PIB) para el periodo 1980-2015.....	3
Tabla 2.1.1: Evolución de la ratio Gasto Público/PIB (%) para España y la Media de la UE-15.....	4
Figura 3.2.1.1: Regresión de la variable gasto público frente a t.....	9
Gráfico 3.2.1.1: Valores reales y ajustados del gasto público y residuos de la regresión.	10
Figura 3.2.1.2: Correlograma de la serie gasto público.	10
Figura 3.2.2.1: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable gasto público.....	14
Figura 3.3.1: Regresión por MCO del gasto público frente al PIB, déficit público, tasa de paro, desigualdad y tendencia determinista.	16
Gráfico 3.3.1: Serie de residuos y su media.....	17
Figura 3.3.2: Regresión de la serie de residuos frente a t.	17
Figura 3.3.3: Correlograma de la serie de residuos.....	18
Figura 3.3.4: Test Simple de Dickey-Fuller para la serie de residuos.	19
Gráfico 3.3.2: Representación de la serie de residuos recursivos.	20
Gráfico 3.3.1.1: Representación de los coeficientes recursivos del término constante (C(1)), PIB (C(2)), déficit público (C(3)), tasa de paro (C(4)), desigualdad (C(5)) y tendencia (C(6)).	21
Figura 3.3.5: Test de cambio estructural de Chow para el año 2001.	22
Figura 3.3.1.1: Test de cambio estructural de Chow para el año 2005.	22
Figura 3.3.1.2: Estimación por MCO del modelo con la variable ficticia que introduce un cambio estructural a partir de 2001.	23
Figura 3.3.1.3: Estimación por MCO del modelo con la variable ficticia que introduce un cambio estructural a partir de 2001 (sin interacción con la variable <i>déficit público</i>)	24
Gráfico 3.3.1.2: Serie de residuos del modelo con variable ficticia y su media.	25

Figura 3.3.1.4: Correlograma de la serie de residuos del modelo con variable ficticia.	25
Figura 3.3.1.5: Test Simple de Dickey-Fuller para la serie de residuos del modelo con variable ficticia.	26
Figura 3.3.1.6: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la serie de residuos del modelo con variable ficticia.	27
Figura 3.4.1: Test de Breusch-Godfrey con un retardo.	28
Figura 3.4.2: Test de Breusch-Godfrey con dos retardos.	29
Figura 3.4.3: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación ARMA(1,1).	30
Figura 3.4.4: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA (1,1).	31
Figura 3.4.5: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA (1,1).	32
Figura 3.4.6: Modelo de largo plazo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA(1,1).	33
Tabla 3.4.1: Coeficientes estimados de las variables del modelo.	34
Figura 3.4.2.1: Modelo de Corrección de Error.	35

RESUMEN

Se analiza la evolución experimentada por el gasto público español en las últimas décadas, explicando los cambios que se han ido produciendo a lo largo de los años y comparando nuestro país con el entorno europeo. Por otra parte, se analiza el comportamiento del gasto público en el periodo 1984-2012 a través de su relación con el PIB, el déficit público, la tasa de paro y la desigualdad de renta. Para ello se recurre al empleo de técnicas econométricas, que permiten especificar y analizar un modelo que explica la relación entre las variables.

ABSTRACT

This study analyzes the evolution experienced by the Spanish public expenditure in the last decades, explaining the changes produced along the years and comparing our country with the European environment. On the other hand, it analyzes the public expenditure behavior in the period 1984-2012 through their relation with GDP, general government deficit, unemployment rate and income inequality. Econometric techniques are used for that, as these allow specify and analyze a model that explain the relation between the variables.

PALABRAS CLAVES

Gasto público, evolución, modelo econométrico, modelo de corrección de error, PIB, déficit público, tasa de paro, desigualdad, coeficiente de Gini

KEYWORDS

Public expenditure, evolution, econometric model, error correction model, GDP, general government deficit, unemployment rate, inequality, Gini coefficient

JEL CLASSIFICATION (JOURNAL ECONOMIC OF LITERATURE)

C32, C51, H50

1. INTRODUCCIÓN

El gasto público es una de las variables más importantes dentro del ámbito macroeconómico y su manejo por parte de las autoridades gubernamentales puede tener efectos muy diversos en el funcionamiento económico de un país. Por ello, me ha parecido interesante estudiar cuáles son los factores que pueden influir a la hora de determinar cuál es el gasto que realizará el sector público. Esta variable se puede definir como el conjunto de erogaciones realizadas por las instituciones, entidades y organismos que integran el sector público de una economía [4].

Durante las últimas décadas, el gasto público ha experimentado grandes transformaciones y ha ido adquiriendo una mayor importancia económica. Los objetivos de esta investigación son, por un lado, analizar cómo ha evolucionado el gasto público en nuestro país, y por otro lado, estudiar a través de un modelo econométrico cuáles, son las variables que determinan su comportamiento.

Por otra parte, se puede encontrar una gran variedad de trabajos que relacionan el gasto público con elementos de muy diversa índole, que van desde el ámbito fiscal y económico, hasta el terreno demográfico e institucional. De esta forma, se ha examinado la literatura existente a fin de determinar cuáles son los factores que tienen una mayor influencia en la delimitación del gasto realizado por la Administración. Así, este análisis teórico ha llevado a que se seleccionen dos variables asociadas a factores económicos: el PIB y el déficit público, una asociada a factores demográficos: la tasa de paro, y otra vinculada a factores sociales: la desigualdad de renta.

Las variables escogidas para construir el modelo vienen recogidas en series de datos anuales que abarcan el periodo comprendido desde el año 1984 hasta el 2012. De esta manera, se llevará a cabo un análisis completo de las series que intervendrán en el modelo con la finalidad de establecer una relación lo más exacta posible entre el gasto público y las variables explicativas.

2. CONSIDERACIONES SOBRE EL GASTO PÚBLICO

El gasto público en España es una de las variables económicas que mayores transformaciones ha sufrido en las últimas décadas. A continuación se

pasará a comentar la evolución que ha experimentado durante el periodo 1980-2015, tratando de explicar los motivos de los cambios que se han ido produciendo y de ofrecer una perspectiva comparada, equiparando las cifras españolas a las de otros países de la Unión Europea.

2.1. Evolución del gasto público

Tradicionalmente, el gasto público en España ha sido una variable de escasa relevancia en lo que a términos cuantitativos se refiere, situándose siempre por debajo de la media europea.

En los años 80 se produjeron importantes cambios en la dimensión y en la composición del gasto realizado por la administración. La llegada de la democracia a nuestro país trajo consigo la configuración del llamado Estado del Bienestar y con éste, se comenzó a llevar a cabo políticas sociales orientadas a mejorar la calidad de vida de los ciudadanos y a favorecer la igualdad de oportunidades. El aumento de los servicios y las prestaciones (sanidad, educación, pensiones, prestaciones por desempleo) ligado a este desarrollo, tuvo su reflejo en la expansión del gasto público y permitió realizar avances en materia de convergencia con los demás países europeos. En este sentido, el Gráfico 2.1.1. muestra un crecimiento de gran intensidad de la ratio Gasto Público/PIB hasta el año 1985 en comparación con el resto de países.

Durante los años siguientes (1986-1989) se puede distinguir un periodo de estabilización, donde se produce una moderación en el crecimiento del gasto caracterizado por la búsqueda de una reducción del déficit público en aras de alcanzar una mayor estabilidad presupuestaria.

Sin embargo, esta tendencia se vería interrumpida: las fuertes presiones sindicales y la huelga general de diciembre 1988 surtieron efecto, y a partir de 1989 se inicia de nuevo una etapa de expansión del gasto público. Pese a la fuerte fase recesiva que se inicia en el año 1991, el gasto público sigue aumentando, y en el año 1994 llega a representar el 45,20% del Producto Interior Bruto, llegando a superar a Gran Bretaña.

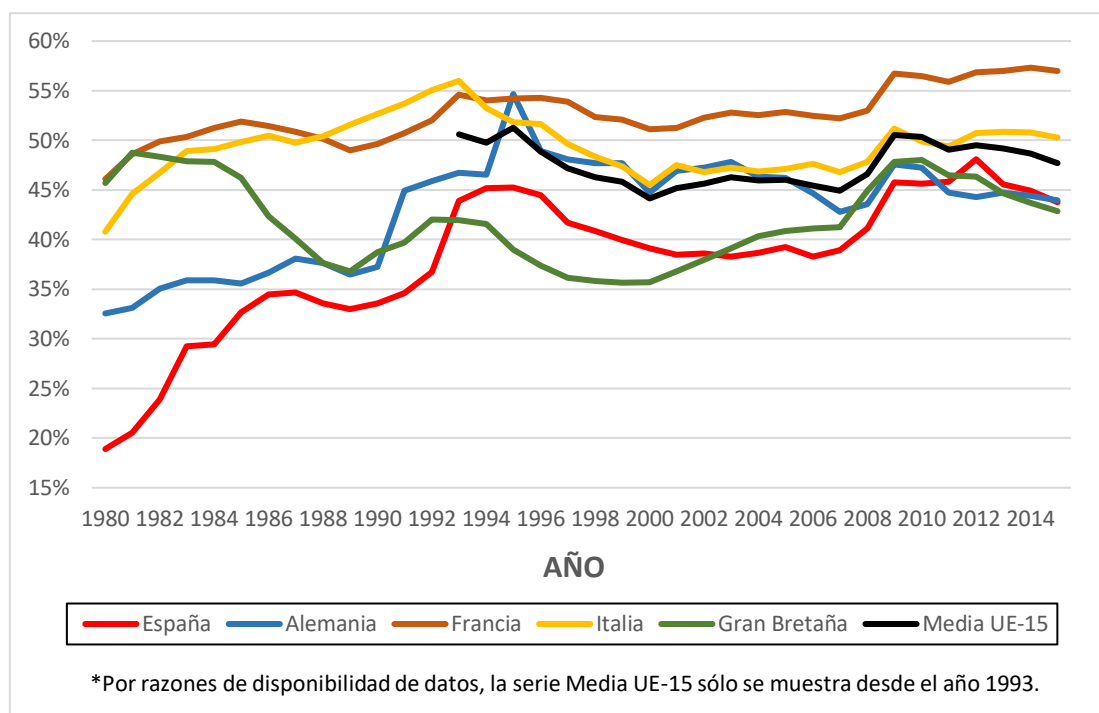


Gráfico 2.1.1: Gasto público (% PIB) para el periodo 1980-2015

Fuente: Elaboración propia a partir de Datosmacro.

Desde 1996, con la llegada de los populares al gobierno, se produce un claro cambio de dinámica. Los objetivos de convergencia establecidos en el Tratado de Maastricht hicieron que se comenzara a llevar a cabo una política presupuestaria restrictiva, orientada a cumplir con los criterios establecidos en el plazo previsto.

La reducción del déficit se tornaba como un objetivo fundamental, y para ello se aprobó la *Ley de Medidas de Disciplina Presupuestaria* (ley 11/1996, de 27 de diciembre) en la que se limitaban las modificaciones de gasto y se reforzaba la disciplina y el control en la ejecución presupuestaria. En este aspecto también destaca la aprobación en 1996 de un recorte del gasto en una cuantía de 200.000 millones de pesetas.

En los años posteriores esta política de consolidación presupuestaria y de contención del gasto se mantuvo. Si a esto le unimos el favorable ciclo de crecimiento que la economía española atravesó desde 1995 hasta la llegada de la crisis, podemos ver cómo el peso del sector público en términos de PIB se redujo considerablemente, pasando de representar un 44,49% en 1996 a un 39,09% en el año 2000 y sólo un 38,27% en 2006. Estas cifras situaban a España en torno a 7 puntos porcentuales por debajo de la media la UE-15, siendo uno de los países europeos con menor gasto público en relación al PIB.

Año	1980	1983	1986	1989	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012
España	18,90	29,24	34,47	32,99	34,59	45,20	41,73	39,09	38,27	38,27	45,77	48,09
Media UE-15						49,74	47,16	44,14	46,27	45,46	50,53	49,53

Tabla 2.1.1: Evolución de la ratio Gasto Público/PIB (%) para España y la Media de la UE-15.

Fuente: Elaboración propia a partir de Datosmacro.

El estallido de la crisis en el año 2007 supuso un nuevo punto de inflexión. Entre los años 2007 y 2009 se puede apreciar en el gráfico un incremento de la ratio Gasto Público/PIB no solo para España, sino también para el resto de países. Esta expansión del gasto en nuestro país responde a las actuaciones llevadas a cabo desde el Gobierno para tratar de mitigar los efectos de la incipiente crisis e impulsar la actividad económica. En este sentido, cabe destacar los incentivos fiscales aplicados sobre el IRPF y el Impuesto de Sociedades, así como la eliminación del Impuesto del Patrimonio, y las medidas de impulso del gasto (Plan E).

Estas intervenciones trajeron consigo un aumento del déficit público, obligando a tomar medidas de consolidación fiscal, entre las que destacan el aumento del IVA, modificaciones en el IRPF, una bajada del salario del funcionariado o la reducción de la inversión pública. En lo que a esto se refiere, en la serie de España se puede apreciar que a partir de 2009 se frena la tendencia seguida durante los años anteriores.

2.2. Revisiones bibliográficas

Son varios los trabajos que se han dedicado al estudio del gasto público en los diferentes países y regiones con el objetivo de conocer las variables que influyen en su comportamiento, o bien simplemente para analizar su evolución en el tiempo. Algunos de ellos son los que presentan a continuación:

El trabajo *Evolución del Gasto Público por Funciones durante la crisis (2007-2014): España vs UE* [1] estudia cómo ha evolucionado el gasto público en España en comparación con la UE y algunos países de nuestro entorno durante el periodo 1995-2015.

Para llevar a cabo este análisis, se emplean diferentes tablas y gráficos en los que se muestran los cambios a nivel agregado y por partidas del gasto público. Además, se diferencia claramente entre dos etapas: una primera etapa pre-crisis que comprende hasta el año 2007 y una segunda etapa que incluye los años de la crisis y que iría del año 2007 al 2014. Es en esta segunda fase donde se centra la mayor parte del estudio y donde a su vez se distingue entre una fase expansiva (2007-2009) y una fase de consolidación fiscal (2009-2014).

En el artículo *Un modelo sobre los determinantes del crecimiento del gasto público en España (1964-1991)* [3] se pretende conocer cuáles son los factores que determinan el crecimiento de esta variable en nuestro país durante el periodo considerado.

Así, se trata de plantear y estimar un modelo empírico que explique la evolución del gasto público a partir de un conjunto de variables explicativas relacionadas con factores estructurales (nivel de educación, tasa de asalarización...), demográficos (población total, población dependiente...), institucionales (descentralización fiscal, proporción de impuestos directos...) y económicos (PIB, renta per cápita...).

La metodología aplicada se basa en técnicas de cointegración: una vez se ha identificado el orden de integración de las diferentes variables propuestas, se busca establecer relaciones de cointegración entre las mismas, de forma que se puedan obtener modelos que permitan realizar análisis a largo y también a corto plazo, a través del modelo de corrección de error.

José L. Raymond en su trabajo *Gasto público y crecimiento económico: Un análisis de los efectos del tamaño del sector público en España y en la Europa Comunitaria* [8] examina a través de un modelo econométrico los efectos que el gasto público tiene sobre el crecimiento de la economía.

Tras plantear la ecuación de regresión, estima el modelo para el conjunto de países de la UE-12, para posteriormente concretar en el caso de España. Las conclusiones a las que llega en ambos casos es que la expansión del sector público a través del gasto público ejerce un efecto de ralentización del crecimiento económico.

Por su parte, el trabajo *Evidencia empírica de los determinantes del gasto público provincial* [11] centra su estudio en las provincias del territorio argentino con el fin de conocer cuáles son las variables que influyen en el comportamiento del gasto público.

La metodología empleada consiste en especificar un modelo econométrico con datos de panel, que trata de relacionar el gasto público con variables vinculadas a factores fiscales, demográficos e institucionales.

3. METODOLOGÍA EMPLEADA Y RESULTADOS

Se tratará de recoger en un modelo econométrico los efectos del PIB, el déficit público, la tasa de paro y la desigualdad sobre el gasto público. Se llevará a cabo un estudio íntegro con el fin de obtener un modelo que permita explicar el comportamiento del gasto público de la forma más precisa posible.

3.1. Homogeneidad de las series y posibles cambios metodológicos

La información estadística recogida para llevar a cabo esta investigación ha sido previamente analizada a fin de detectar posibles cambios metodológicos o problemas en la homogeneidad de los datos. Las conclusiones a las que se han llegado se exponen a continuación.

Antes de proceder a trabajar con las series recolectadas, se debe estudiar su homogeneidad, es decir, verificar si presentan cambios bruscos en sus valores o en su variabilidad. De este modo, y tras haber hecho las

comprobaciones oportunas, se puede concluir que las series sí son homogéneas.

En lo que respecta a las estadísticas que se recogen en la Contabilidad Nacional, es decir, a las series del gasto público, el PIB y el déficit público, los datos han sido tomados siguiendo el estándar metodológico del Sistema Europeo de Cuentas de 2010 (SEC-2010) con base 2010. Este sistema de contabilización vino a sustituir el SEC-1995 con el fin de adecuar las cuentas nacionales al contexto económico, a los progresos en la investigación metodológica y a las necesidades de los usuarios. También cabe señalar que introduce cambios en la confección de las cuentas de las AAPP que favorecen la comparación entre países. En cuanto a los cambios de año base, el Instituto Nacional de Estadística (INE) señala que responden al propósito de, por una parte, actualizar las fuentes y procedimientos estadísticos empleados en la medición de la actividad económica, y por otra, al de aplicar las modificaciones en las metodologías contables. [6]

Los datos de la serie tasa de paro que se han utilizado en este trabajo han sido calculados con base poblacional 2001 y con metodología EPA-2005. La Encuesta de Población Activa (EPA) se trata de un estudio estadístico por muestreo de periodicidad trimestral que se utiliza con la finalidad de cosechar datos relativos al mercado de trabajo (ocupados, parados, activos, inactivos). En este caso, y de acuerdo al INE, los cambios de metodología y de contenido de la EPA se deben a la necesidad de ajustarse a los cambios del mercado laboral, de incluir avances en la recogida y tratamiento de la información y de seguir las normas internacionales para este tipo de encuestas. [10]

En cuanto a la desigualdad, ésta viene medida por el coeficiente de Gini. Este indicador recoge en nuestro caso la disparidad de renta, tomando el valor 0 cuando existe perfecta igualdad y el valor 1 cuando hay completa desigualdad. Los datos han sido calculados a partir del Panel de Declarantes del IRPF proporcionado por el Instituto de Estudios Fiscales. [2]

3.2. Análisis de la estacionariedad de las series

Cuando se trabaja con series de datos temporales, va a existir un orden cronológico natural que impone el tiempo. Así, es muy habitual encontrarse con este tipo de series en muy diversas áreas, desde la economía (PIB, índices de precios, ventas de una empresa...) hasta la demografía (tasas de natalidad, esperanza de vida...) o la meteorología (temperaturas, índices de precipitaciones...).

Normalmente, el comportamiento de este tipo de datos está influido por el tiempo, y es muy común encontrarnos con series temporales que presentan tendencias, componentes estacionales, etc. De esta manera, la teoría asintótica, que requiere del cumplimiento de ciertos supuestos de estacionariedad y ergodicidad, no sería válida.

Así, las condiciones que se requieren para que una serie sea estacionaria y ergódica, son las siguientes:

- La media no depende del tiempo y es constante, de modo que $E(Y_t) = \theta \forall t$.
- Las covarianzas dependen únicamente de la separación de los periodos (s) de tal forma que $Cov(Y_t, Y_{t+s}) = Cov(Y_t, Y_{t-s}) = \gamma_s \forall t, s$
- De lo anterior resulta: $Var(Y_t) = Cov(Y_t, Y_t) = \gamma_0$. La varianza no depende del tiempo (constante) y existe homoscedasticidad.
- Las covarianzas tienden a cero rápidamente: $\lim_{s \rightarrow \infty} \gamma_s = 0$. La correlación serial disminuye a medida que aumentan los periodos de separación entre las variables.

3.2.1. Métodos gráficos

En este apartado se procederá a interpretar los datos y a analizar los gráficos que resultan de plantear una regresión de cada variable frente a t (variable de tendencia o variable determinista) con el fin de determinar si las series de datos presentan algún tipo de tendencia determinista y/o estocástica. Además, también se examinarán los correlogramas de cada una de las series para comprobar su ergodicidad.

En lo que respecta al *gasto público*, cuando se plantea su regresión frente a la tendencia *t*, se puede comprobar que la variable explicativa es significativa y su parámetro asociado es de signo positivo y de elevado valor (16224,18). Además, el coeficiente de determinación R^2 toma un valor muy elevado: un 96,65% de la variabilidad del gasto público viene explicada por la tendencia determinista.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
Method: Least Squares
Date: 03/25/17 Time: 19:17
Sample: 1984 2012
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	16224.18	581.1142	27.91909	0.0000
C	16379.10	9980.963	1.641034	0.1124
R-squared	0.966521	Mean dependent var		259741.8
Adjusted R-squared	0.965281	S.D. dependent var		140516.1
S.E. of regression	26182.40	Akaike info criterion		23.25003
Sum squared resid	1.85E+10	Schwarz criterion		23.34433
Log likelihood	-335.1255	Hannan-Quinn criter.		23.27957
F-statistic	779.4755	Durbin-Watson stat		0.160366
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.2.1.1: Regresión de la variable *gasto público* frente a *t*.

Fuente: Elaboración propia.

Cuando se observa el gráfico que realiza el programa informático Eviews, se puede ver claramente cómo la media va aumentando a medida que pasan los años, lo cual indica que existe una tendencia determinista creciente. En cuanto a su varianza, se puede apreciar que sus oscilaciones respecto a la media no son constantes, por lo que existiría además tendencia estocástica.

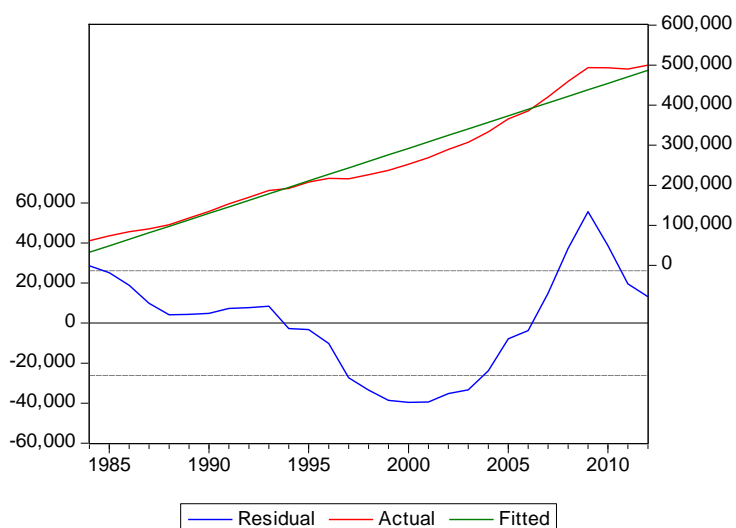


Gráfico 3.2.1.1: Valores reales y ajustados del *gasto público* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

En lo relativo a los correlogramas, se ve cómo los coeficientes muestrales de la Función de Autocorrelación Simple (FAS) decrecen lentamente y no entran en las bandas de confianza hasta el sexto retardo. Por su parte, solo el primer coeficiente de la Función de Autocorrelación Parcial (FAP) sale fuera de las bandas de confianza, de modo que los coeficientes teóricos convergen a cero rápidamente. No obstante, no se puede asegurar que la serie sea ergódica, dado que los coeficientes de correlación simples no se hacen nulos hasta el sexto retardo, de un total de doce que considera el programa.

Date: 04/01/17 Time: 02:06
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.903	0.903	26.193	0.000	
2	0.800	-0.086	47.503	0.000	
3	0.686	-0.117	63.761	0.000	
4	0.561	-0.123	75.073	0.000	
5	0.443	-0.037	82.421	0.000	
6	0.337	-0.008	86.871	0.000	
7	0.244	-0.013	89.311	0.000	
8	0.159	-0.049	90.388	0.000	
9	0.086	-0.018	90.719	0.000	
10	0.023	-0.022	90.745	0.000	
11	-0.035	-0.055	90.807	0.000	
12	-0.086	-0.027	91.194	0.000	

Figura 3.2.1.2: Correlograma de la serie *gasto público*.

Fuente: Elaboración propia.

Los gráficos y figuras correspondientes al resto de series se presentan en los Anexos, exponiéndose a continuación únicamente las conclusiones obtenidas:

Cuando se plantea una regresión con t como variable endógena del *PIB*, se llegan a resultados similares a los enunciados en el caso anterior: el regresor es individualmente significativo y su coeficiente asociado de signo positivo. Además, a través del gráfico se puede ver cómo la media crece con el transcurso del tiempo (tendencia determinista creciente), mientras que las fluctuaciones de la varianza no parecen constantes, siendo mucho más pronunciadas en los últimos años de la serie (tendencia estocástica).

Por su parte, los correlogramas muestran que la serie no es ergódica: pese a que en el correlograma parcial los coeficientes teóricos se hacen cero rápidamente (en el segundo retardo), en el correlograma simple los coeficientes decrecen lentamente hasta hacerse cero en el séptimo retardo.

En relación al *déficit público*, el regresor introducido en la regresión es individualmente significativo y el signo de su parámetro negativo. Los gráficos proporcionados por Eviews muestran una media que decrece con el tiempo (tendencia determinista decreciente) y una varianza que no oscila de forma constante alrededor de la media y que parece incrementarse a lo largo de los años (tendencia estocástica).

En cuanto a sus correlogramas, parecen indicar que la serie es ergódica, ya que tanto los coeficientes simples como los parciales convergen a cero rápidamente: en el tercer y segundo retardo, respectivamente.

La estimación de la *tasa de paro* frente a la variable determinista nos muestra que ésta es individualmente significativa y su coeficiente es de signo negativo y reducido. La representación gráfica de los valores reales y ajustados de la serie y de los residuos de la regresión revela que la serie tiene tendencia determinista creciente y tendencia estocástica (la varianza oscila de forma irregular alrededor de la media).

En esta serie parece que las condiciones de ergodicidad sí que se cumplen: tanto los coeficientes de correlación simples como los parciales tienden a cero rápidamente y en el tercer retardo, de los doce contemplados por el programa, entran en las bandas de confianza.

Finalmente, la regresión realizada para nuestra última serie de datos, la *desigualdad*, arroja los siguientes resultados: el regresor es significativo, con un parámetro asociado positivo de valor muy reducido (0,0027), mientras que el gráfico evidencia la presencia de tendencia determinista y estocástica.

Por su parte, los correlogramas dejan pensar que la serie es ergódica: en el correlograma de autocorrelación simple los coeficientes teóricos son nulos a partir del cuarto retardo y en el parcial a partir del segundo.

3.2.2. Contraste de raíz unitaria

Tras efectuar el análisis gráfico de las series de tiempo, a continuación se procederá a plantear el Test Aumentado de Dickey Fuller (ADF) para cada una de éstas.

El Test ADF permite dilucidar entre un proceso no estacionario (Integrado de orden uno) o un proceso estacionario (Integrado de orden cero). Para ello, se parte de un modelo que previamente ha sido transformado:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t \rightarrow [\beta = (1 + \gamma)] \rightarrow Y_t = \alpha + (1 + \gamma)Y_{t-1} + u_t \rightarrow \\ \rightarrow Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + u_t, \text{ donde } \alpha \text{ es una constante y } u_t \text{ un ruido blanco.}$$

De este modo, las hipótesis que se manejan en el contraste serían que bajo la hipótesis nula $H_0: |\gamma| = 0$, por lo que el proceso sería un paseo aleatorio, que no es estacionario, mientras que bajo la hipótesis alternativa $H_1: |\gamma| < 0$, la serie sí sería estacionaria.

- $H_0: |\beta| = 1 \rightarrow |\gamma| = 0 \rightarrow$ El proceso tiene raíz unitaria $I(1) \rightarrow$ No estacionario
- $H_1: |\beta| < 1 \rightarrow |\gamma| < 0 \rightarrow$ El proceso no tiene raíz unitaria $I(0) \rightarrow$ Estacionario

Tras ver cuáles son las hipótesis que plantea el contraste, se advierte que bajo la hipótesis nula, el modelo considerado $\Delta Y_t = \alpha + u_t$, no debería presentar autocorrelación. Para comprobar si el modelo presenta este problema, se empleará el estadístico d de Durbin-Watson, de manera que el criterio que se establecerá en este trabajo será que si su valor se encuentra en el intervalo $[1,85 - 2,15]$ se considerará que no existe autocorrelación. En el caso de que se sí se detectase, se tratará de solucionar introduciendo retardos de las primeras diferencias ΔY_t , procurando incluir el menor número de retardos posible e intentando que estos sean significativos. Además, se debe tener en cuenta que el problema de la autocorrelación es más restrictivo que el error de inclusión de variable irrelevante, ya que mientras que la autocorrelación invalida la inferencia asintótica, la inclusión de una variable irrelevante solo afecta a la precisión y la potencia de los contrastes.

Como se ha podido comprobar con anterioridad, todas las series de datos que se manejan en este trabajo tienen tendencia determinista. Así, a la hora de realizar el contraste, se introducirá en la regresión la variable de tendencia t , además del término constante.

Cuando se realiza el contraste para la serie *gasto público*, se puede ver cómo el programa Eviews realiza automáticamente una regresión en la que solo introduce un retardo de las primeras diferencias. En el modelo considerado no se observa presencia de autocorrelación, tomando el estadístico de d de Durbin un valor de 1,90. Además, el retardo considerado es individualmente significativo (p -valor = $0,0013 < 0,05 = \alpha$). De esta forma, se está en condiciones de interpretar el contraste: para un nivel de significación del 5%, el valor crítico del contraste es -3,58, que para un valor del estadístico de contraste de -2,21 hace que se no rechace la hipótesis nula. Por lo tanto, la serie no sería estacionaria y tendría una raíz unitaria. Alternativamente, también se podría interpretar el p -valor (0,4631) que conduciría a los mismos resultados.

Null Hypothesis: GASTOPUBLICO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.214621	0.4631
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GASTOPUBLICO)
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/17 Time: 19:31
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GASTOPUBLICO(-1)	-0.143107	0.064619	-2.214621	0.0370
D(GASTOPUBLICO(-1))	0.607278	0.166165	3.654667	0.0013
C	6622.541	3887.265	1.703651	0.1019
@TREND(1984)	2430.556	1067.802	2.276223	0.0325
R-squared	0.449042	Mean dependent var		15781.81
Adjusted R-squared	0.377178	S.D. dependent var		10653.46
S.E. of regression	8407.606	Akaike info criterion		21.04761
Sum squared resid	1.63E+09	Schwarz criterion		21.23959
Log likelihood	-280.1428	Hannan-Quinn criter.		21.10470
F-statistic	6.248498	Durbin-Watson stat		1.905365
Prob(F-statistic)	0.002921			

Figura 3.2.2.1: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable *gasto público*.

Fuente: Elaboración propia.

En los Anexos se ofrecen los resultados numéricos alcanzados para las siguientes series, exponiéndose a continuación un corolario de los análisis realizados:

Al realizar el test para la variable *PIB*, en la estimación propuesta solo se incluye un retardo individualmente significativo y no se detecta autocorrelación ($d=1,94$), de forma que la inferencia asintótica es válida y se puede interpretar el contraste. La conclusión a la que se llega, es que para un nivel de significación del 5% y un p-valor igual a 0,3850, la serie es integrada de orden uno y tiene una raíz unitaria.

Para la serie *déficit público*, el programa informático incluye de forma automática tres retardos, y pese a que el segundo de ellos es no significativo ($p\text{-valor} = 0,8607 > 0,05 = \alpha$), en la regresión considerada no existe autocorrelación ($d=1,97$). De este modo, se puede interpretar el contraste para llegar a la conclusión de que para un nivel de significación del 5% y un p -valor igual a 0,3575 no se rechazará la hipótesis nula y la serie tendrá raíz unitaria.

Para el contraste de la variable *tasa de paro*, el programa incorpora de nuevo un solo retardo individualmente significativo. No se observa existencia de autocorrelación, tomando el estadístico d de Durbin un valor de 1,90. La inferencia asintótica es válida, el contraste puede ser interpretado, y para una significación del 5% y un p -valor de 0,8085 no se rechaza H_0 y la serie presenta raíz unitaria.

Finalmente, cuando se realiza el contraste para la serie *desigualdad*, los resultados a los que se llegan coinciden con los enunciados anteriormente: Eviews solo considera un retardo que resulta ser significativo, en el modelo no hay presencia de autocorrelación ($d=1,93$) y para una significación del 5% no se rechaza la hipótesis nula, por lo que la serie será integrada de orden uno.

3.3. Análisis de cointegración de las series

Como se ha podido comprobar, todas las series de datos que se manejan son integradas de orden uno (no estacionarias). De este modo, la utilización de variables integradas en el modelo podría llevar a cometer errores en la estimación.

Ante esta situación, una posible solución es diferenciar las series hasta lograr que éstas sean estacionarias, para posteriormente trabajar con un modelo en diferencias que ofrecería una relación a corto plazo entre las variables. Sin embargo, dado que todas las series que intervienen en el modelo son integradas del mismo orden, podría ocurrir que las variables cointegrasen y que por lo tanto existiese una relación de equilibrio a largo plazo entre las mismas, lo que permitiría expresar un modelo econométrico que recogiera una relación no espuria. Así, en el presente apartado se procederá a analizar si las variables consideradas cointegran.

Para llevar a cabo este análisis, en primera instancia se procede a estimar el modelo por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Dado que, como se ha comprobado con anterioridad, todas las series tienen tendencia determinista, en la ecuación planteada se incluye la variable de tendencia t :

$$\text{Gasto Público}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{PIB}_t + \beta_2 \text{Déficit Público}_t + \beta_3 \text{Tasa de Paro}_t + \beta_4 \text{Desigualdad}_t + \beta_5 t + \varepsilon_t$$

El cuadro de la estimación que proporciona Eviews es el siguiente:

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/17 Time: 18:55
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-131025.5	30794.76	-4.254798	0.0003
PIB	0.399516	0.018888	21.15220	0.0000
DEFICITPUBLICO	-0.189907	0.057041	-3.329312	0.0029
TASADEPARO	3905.317	518.8406	7.527007	0.0000
DESIGUALDAD	63540.01	64000.40	0.992806	0.3311
T	2513.406	589.6855	4.262283	0.0003

R-squared	0.999146	Mean dependent var	259741.8
Adjusted R-squared	0.998961	S.D. dependent var	140516.1
S.E. of regression	4529.510	Akaike info criterion	19.85661
Sum squared resid	4.72E+08	Schwarz criterion	20.13950
Log likelihood	-281.9208	Hannan-Quinn criter.	19.94520
F-statistic	5384.766	Durbin-Watson stat	1.730037
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 3.3.1: Regresión por MCO del gasto público frente al *PIB*, *déficit público*, *tasa de paro*, *desigualdad* y tendencia determinista.

Fuente: Elaboración propia.

Tras esto, el siguiente paso es generar los residuos de la regresión para analizar su estacionariedad a través de gráficos, correlogramas y el Test de Dickey-Fuller.

En el gráfico se observa que la serie de residuos no presenta tendencia determinista, siendo su media igual a cero. No obstante, sí que presenta tendencia estocástica, dado que la varianza no fluctúa de forma constante y

parece incrementarse especialmente en los últimos años considerados en la serie.

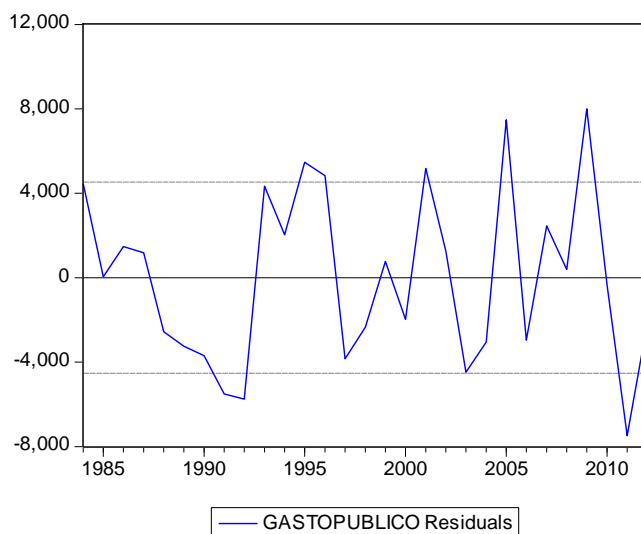


Gráfico 3.3.1: Serie de residuos y su media.

Fuente: Elaboración propia.

Cuando se realiza una regresión de la serie de residuos frente a la variable de tendencia, se evidencia que efectivamente los residuos no dependen en absoluto del tiempo: la variable explicativa es individualmente no significativa y el coeficiente que la acompaña es nulo.

Dependent Variable: RESIDUOS
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/17 Time: 17:48
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.40E-10	1593.662	8.77E-14	1.0000
T	-5.92E-12	92.78659	-6.38E-14	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		5.12E-11
Adjusted R-squared	-0.037037	S.D. dependent var		4105.217
S.E. of regression	4180.548	Akaike info criterion		19.58074
Sum squared resid	4.72E+08	Schwarz criterion		19.67504
Log likelihood	-281.9208	Hannan-Quinn criter.		19.61028
Durbin-Watson stat	1.730037			

Figura 3.3.2: Regresión de la serie de residuos frente a t.

Fuente: Elaboración propia

Al observar los correlogramas, se puede ver claramente que la serie es ergódica, puesto que todos los coeficientes, tanto de la función de autocorrelación simple como de la parcial, entran en las bandas de confianza desde el principio, lo que permite afirmar que los coeficientes teóricos son nulos desde el primer retardo.

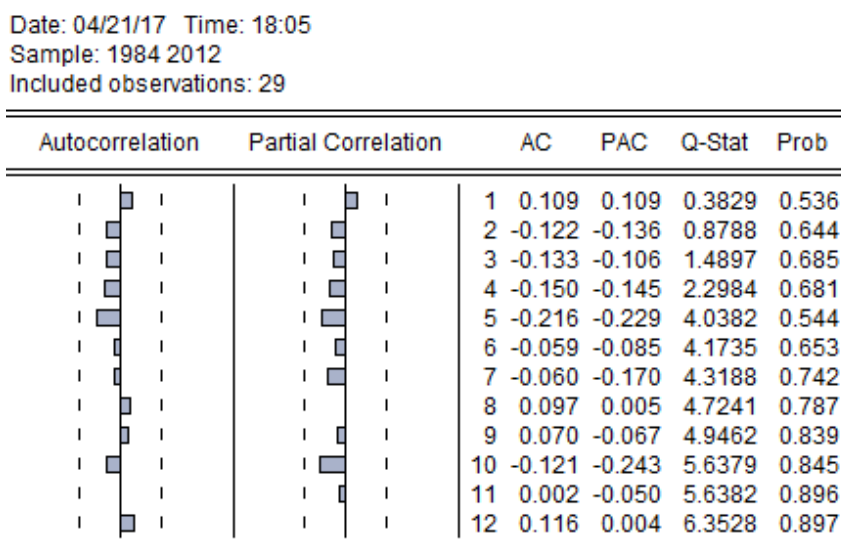


Figura 3.3.3: Correlograma de la serie de residuos.

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, cuando realizamos el test de Dickey-Fuller, el valor que toma la d de Durbin-Watson indica que en el modelo planteado no hay autocorrelación, por lo que se puede proceder a su interpretación.

Por su parte, dado que el contraste se está empleando en un contexto de análisis de cointegración entre un conjunto de variables y se está aplicando sobre una serie que no es original, si no que se ha generado a partir de una regresión, los valores críticos ofrecidos por Dickey-Fuller dejan de tener validez. Por ello, los valores críticos que se utilizarán para comentar el contraste serán los propuestos por Davidson y Mackinnon. Así, para una significación del 5% y una ecuación de cointegración en la que se incluyen cuatro variables explicativas, tendencia y término constante, el valor crítico de referencia es -4,72. Puesto que el estadístico ADF es -4,64, se caería en la región de no rechazo de la hipótesis nula, por lo que se deduce que los residuos no son estacionarios (serían integrados de orden uno y tendrían una raíz unitaria).

Finalmente, se concluye que la ecuación planteada recoge una regresión espuria entre *gasto público*, *PIB*, *déficit público*, *tasa de paro* y *desigualdad*. Dichas variables no cointegrarían y, por lo tanto, no existiría una relación de equilibrio a largo plazo entre las mismas.

Null Hypothesis: RESIDUOS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.641790	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESIDUOS)
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/17 Time: 18:32
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.888983	0.191517	-4.641790	0.0001
C	-167.4602	782.4734	-0.214014	0.8322

R-squared	0.453164	Mean dependent var	-234.7101
Adjusted R-squared	0.432131	S.D. dependent var	5493.514
S.E. of regression	4139.750	Akaike info criterion	19.56341
Sum squared resid	4.46E+08	Schwarz criterion	19.65857
Log likelihood	-271.8877	Hannan-Quinn criter.	19.59250
F-statistic	21.54622	Durbin-Watson stat	1.961221
Prob(F-statistic)	0.000087		

Figura 3.3.4: Test Simple de Dickey-Fuller para la serie de residuos.

Fuente: Elaboración propia

3.3.1. Estudio de cambio estructural

Ante esta circunstancia, se ha estudiado si la ecuación de cointegración propuesta presenta algún error de falta de permanencia estructural, es decir, si a partir de algún periodo se produce un cambio en los valores de los parámetros que intervienen en el modelo. Para ello, en primer lugar, se ha empleado la estimación recursiva para determinar en qué periodo se podría dar este posible cambio.

A la vista del gráfico de los residuos recursivos, se observan tres años (1999, 2001 y 2005) en los que los valores salen de las bandas de confianza, es decir, que a partir de alguno de estos periodos se podría producir un cambio estructural.¹

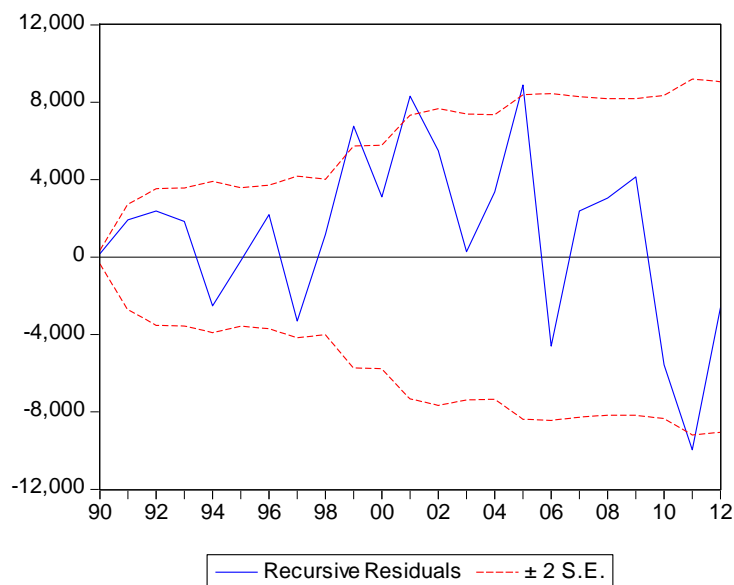


Gráfico 3.3.2: Representación de la serie de residuos recursivos.

Fuente: Elaboración propia

Por su parte, los gráficos de los coeficientes recursivos muestran que varios parámetros del modelo podrían verse afectados por una falta de estabilidad estructural, puesto que algunos de los coeficientes no presentan una evolución constante en el tiempo. Así, si se presta atención a la tendencia de los coeficientes recursivos correspondientes a las variables *PIB*, *déficit público* y *tasa de paro*, se puede advertir que en el año 2001 se produce un cambio brusco

¹ Pese a que en 2011 también se aprecia una salida de los residuos recursivos de las bandas de confianza, no se tomará en consideración ese año como posible periodo de cambio estructural dado que el programa informático Eviews no realiza el Test de Chow para dicho periodo muestral, pues $T_2 = \text{número de datos después del cambio estructural} = 2 < K + 1 = \text{regresores del modelo}$, aunque en teoría se podría aproximar a 0 los dos residuos correspondientes para poder efectuar el contraste.

en la pendiente de los mismos. De igual forma, si se atiende a los coeficientes en el año 2005, se pueden apreciar de nuevo variaciones en las pendientes.

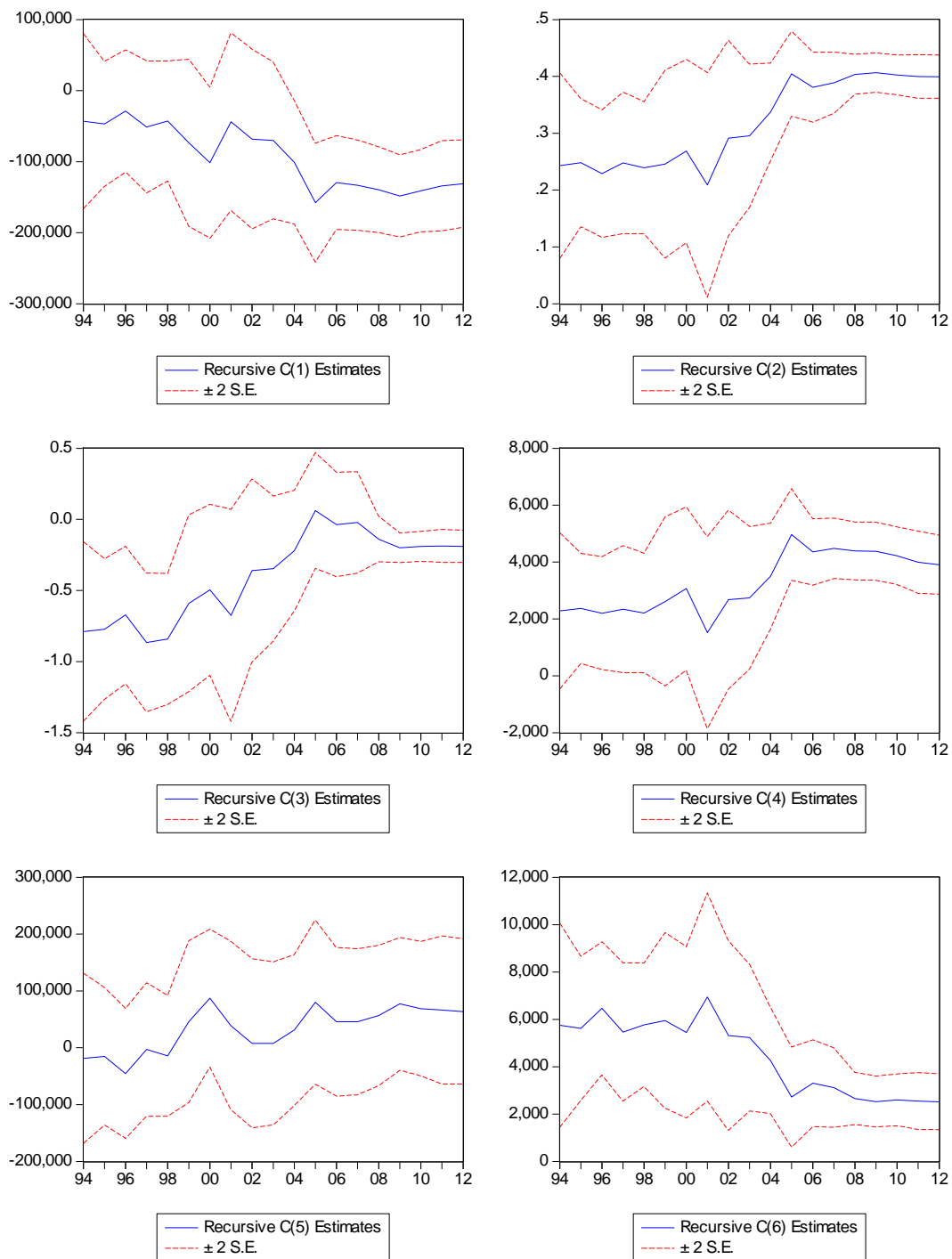


Gráfico 3.3.1.1: Representación de los coeficientes recursivos del término constante (C(1)), PIB (C(2)), déficit público (C(3)), tasa de paro (C(4)), desigualdad (C(5)) y tendencia (C(6)).

Fuente: Elaboración propia.

Una vez se ha visto a partir de qué periodos se podrían dar problemas en la estabilidad de las variables del modelo, y considerando los años 2001 y 2005 como posibles puntos de cambio estructural, se recurre al test de Chow para confirmar si realmente a partir de alguno de estos años existe cambio estructural. A continuación se exponen las salidas que ofrece Eviews al realizar el contraste:

Chow Breakpoint Test: 2001
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1984 2012

F-statistic	2.895029	Prob. F(6,17)	0.0393
Log likelihood ratio	20.41530	Prob. Chi-Square(6)	0.0023
Wald Statistic	17.37017	Prob. Chi-Square(6)	0.0080

Figura 3.3.5: Test de cambio estructural de Chow para el año 2001.

Fuente: Elaboración propia.

Chow Breakpoint Test: 2005
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1984 2012

F-statistic	1.978448	Prob. F(6,17)	0.1255
Log likelihood ratio	15.35879	Prob. Chi-Square(6)	0.0176
Wald Statistic	11.87069	Prob. Chi-Square(6)	0.0649

Figura 3.3.1.1: Test de cambio estructural de Chow para el año 2005.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados para el año 2005 hacen que para un p-valor de la F de Snedecor igual a 0,1255 no se rechace la hipótesis nula de permanencia estructural. Por el contrario, para el año 2001 sí que se rechaza la hipótesis nula (p-valor = 0,0393 < 0,05 = α), por lo que se podría considerar que a partir ese periodo se produce un cambio en los parámetros del modelo.

Confirmada la existencia de un cambio estructural en 2001, se debe incluir en el modelo la variable ficticia que introduce dicho cambio. Se considerará un modelo donde la variable ficticia solo interactuará con las variables *PIB*, *déficit público* y *tasa de paro*, dado que como se ha visto anteriormente con los gráficos de los coeficientes recursivos, el cambio estructural no afecta a todos los regresores de la ecuación.

$$Gasto\ Público_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PIB_t D2001_t + \beta_3 Déficit\ Público_t + \beta_4 Déficit\ Público_t D2001_t + \beta_5 Tasa\ de\ Paro_t + \beta_6 Tasa\ de\ Paro_t D2001_t + \beta_7 Desigualdad + \beta_8 t + \varepsilon_t$$

$$D2001_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq 2001 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

El resultado de estimar la anterior ecuación es el siguiente:

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
Method: Least Squares
Date: 05/27/17 Time: 20:57
Sample: 1984 2012
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-132639.6	24592.97	-5.393395	0.0000
PIB	0.297031	0.029148	10.19051	0.0000
PIB*D2001	0.049076	0.011985	4.094895	0.0006
DEFICITPUBLICO	-0.413568	0.185345	-2.231342	0.0373
DEFICITPUBLICO*D2001	0.039303	0.180482	0.217768	0.8298
TASADEPARO	3709.708	455.8123	8.138675	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2130.519	666.4837	-3.196655	0.0045
DESIGUALDAD	124108.4	54692.04	2.269222	0.0345
T	4746.258	766.9369	6.188591	0.0000

R-squared	0.999561	Mean dependent var	259741.8
Adjusted R-squared	0.999385	S.D. dependent var	140516.1
S.E. of regression	3484.580	Akaike info criterion	19.39921
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	19.82354
Log likelihood	-272.2885	Hannan-Quinn criter.	19.53210
F-statistic	5688.903	Durbin-Watson stat	2.548098
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 3.3.1.2: Estimación por MCO del modelo con la variable ficticia que introduce un cambio estructural a partir de 2001.

Fuente: Elaboración propia.

Al observar los resultados de la estimación, se puede comprobar que el regresor que recoge la interacción entre el déficit público y la variable ficticia es individualmente no significativo (p-valor de la t de Student = 0.8298 > 0,05 = α). A fin de mejorar la especificación del modelo, se elimina de la ecuación dicho regresor.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 05/23/17 Time: 10:59
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-131487.7	23466.32	-5.603250	0.0000
PIB	0.295631	0.027778	10.64272	0.0000
PIB*D2001	0.049781	0.011274	4.415411	0.0002
DEFICITPUBLICO	-0.375687	0.062514	-6.009616	0.0000
TASADEPARO	3753.052	400.6513	9.367377	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2216.775	523.7153	-4.232787	0.0004
DESIGUALDAD	120495.1	50918.70	2.366421	0.0277
T	4815.360	682.1934	7.058644	0.0000

R-squared	0.999560	Mean dependent var	259741.8
Adjusted R-squared	0.999413	S.D. dependent var	140516.1
S.E. of regression	3404.631	Akaike info criterion	19.33261
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	19.70980
Log likelihood	-272.3229	Hannan-Quinn criter.	19.45074
F-statistic	6810.528	Durbin-Watson stat	2.554588
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 3.3.1.3: Estimación por MCO del modelo con la variable ficticia que introduce un cambio estructural a partir de 2001 (sin interacción con la variable *déficit público*).

Fuente: Elaboración propia.

Tras haber eliminado el regresor no significativo, se puede comprobar que el R^2 ajustado aumenta, mientras que los estadísticos de Akaike y de Schwarz disminuyen con respecto a los del modelo anterior. Por lo tanto, la ecuación de cointegración que se planteará finalmente será la siguiente:

$$\text{Gasto Público}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{PIB}_t + \beta_2 \text{PIB}_t D2001_t + \beta_3 \text{Déficit Público}_t + \beta_4 \text{Tasa de Paro}_t + \beta_5 \text{Tasa de Paro}_t D2001_t + \beta_6 \text{Desigualdad} + \beta_7 t + \varepsilon_t$$

$$D2001_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq 2001 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

El siguiente paso sería construir los residuos de esta regresión para analizar su estacionariedad. De nuevo, se recurrirá, en primer lugar, a técnicas gráficas, y posteriormente, al Test de Dickey Fuller Aumentado, para llevar a cabo el análisis.

Las conclusiones a las que se llegan cuando se analizan los gráficos y correlogramas de los residuos son las siguientes:

- La serie no presenta tendencia determinista de ningún tipo. Por su parte, sí que presenta tendencia estocástica, ya que la dispersión de los datos con respecto de la media parece aumentarse en los últimos años.
- Los correlogramas indican que la serie es ergódica, ya que todos los coeficientes muestrales, tanto de la FAS como de la FAP se encuentran dentro de los límites de las bandas de confianza.

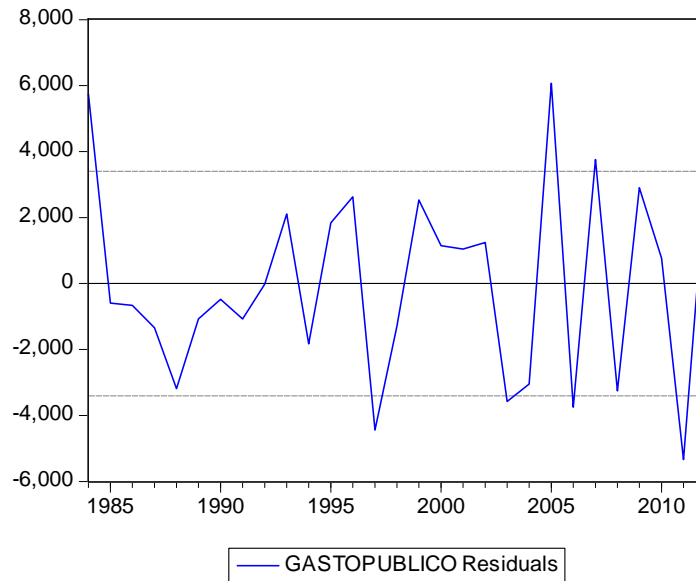


Gráfico 3.3.1.2: Serie de residuos del modelo con variable ficticia y su media.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 05/30/17 Time: 22:11
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.366	-0.366	4.2949	0.038
		2 -0.031	-0.190	4.3268	0.115
		3 0.064	-0.023	4.4679	0.215
		4 -0.226	-0.254	6.2966	0.178
		5 0.092	-0.114	6.6161	0.251
		6 -0.063	-0.156	6.7720	0.342
		7 0.068	-0.023	6.9627	0.433
		8 -0.107	-0.206	7.4489	0.489
		9 0.126	0.005	8.1669	0.517
		10 -0.059	-0.099	8.3302	0.597
		11 -0.009	-0.046	8.3339	0.683
		12 0.033	-0.093	8.3911	0.754

Figura 3.3.1.4: Correlograma de la serie de residuos del modelo con variable ficticia.

Fuente: Elaboración propia.

Cuando se aplica el Test de Dickey Fuller a la serie, Eviews plantea un modelo en el que no tiene en cuenta ningún retardo de la variable dependiente y en el que además se detecta autocorrelación ($d=2,25$). Para solventar este problema se introduce más dinámica en el modelo.

Null Hypothesis: RESID has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.154878	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID)
 Method: Least Squares
 Date: 05/30/17 Time: 22:29
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.384870	0.169821	-8.154878	0.0000
C	-248.7687	490.2718	-0.507410	0.6161

R-squared	0.718925	Mean dependent var	-91.97551
Adjusted R-squared	0.708115	S.D. dependent var	4798.169
S.E. of regression	2592.279	Akaike info criterion	18.62721
Sum squared resid	1.75E+08	Schwarz criterion	18.72237
Log likelihood	-258.7810	Hannan-Quinn criter.	18.65630
F-statistic	66.50203	Durbin-Watson stat	2.250511
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 3.3.1.5: Test Simple de Dickey-Fuller para la serie de residuos del modelo con variable ficticia.

Fuente: Elaboración propia.

Pese a que el retardo introducido es no significativo ($p\text{-valor}= 0,2766$), el problema de la autocorrelación se ve corregido, lo cual permite interpretar el contraste. Con un nivel de significación del 5% y una regresión de cointegración que incorpora término constante, tendencia y cinco variables aleatorias, Davidson y Mackinnon proponen un valor crítico igual a $-4,72$. Puesto que el estadístico de Dickey-Fuller toma un valor igual a $-5,38$, menor que $-4,72$, se

situaría en la región de rechazo de la hipótesis nula, lo cual indica que los residuos son estacionarios y que las variables cointegran.

Null Hypothesis: RESID has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.380190	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID)
 Method: Least Squares
 Date: 05/30/17 Time: 23:00
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.736823	0.322818	-5.380190	0.0000
D(RESID(-1))	0.216332	0.194318	1.113285	0.2766
C	-345.2378	503.9093	-0.685119	0.4998
R-squared	0.721074	Mean dependent var		139.4422
Adjusted R-squared	0.697831	S.D. dependent var		4727.654
S.E. of regression	2598.788	Akaike info criterion		18.66792
Sum squared resid	1.62E+08	Schwarz criterion		18.81190
Log likelihood	-249.0169	Hannan-Quinn criter.		18.71073
F-statistic	31.02223	Durbin-Watson stat		2.023800
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.3.1.6: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la serie de residuos del modelo con variable ficticia.

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, se puede concluir que tras considerar un cambio estructural en el año 2001 e incluir en la ecuación de cointegración la variable ficticia que introduce dicho cambio, se consigue obtener una regresión no espuria que recoge una relación de equilibrio a largo plazo entre *gasto público*, *PIB*, *déficit público*, *tasa de paro* y *desigualdad*.

3.4. Modelos planteados

Tras haber realizado el análisis de cointegración y confirmar que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables, se pueden plantear

dos modelos: un primer modelo, que explicaría el comportamiento del gasto público en el largo plazo, y que se correspondería con el especificado anteriormente en la Figura 3.3.1.3., y un segundo modelo, el *Modelo de Corrección de Error*, que permitiría recoger la relación a corto plazo entre las variables.

3.4.1. Modelo de largo plazo

Se comenzará estudiando si este primer modelo presenta autocorrelación. Cuando se observan los correlogramas expuestos anteriormente en la Figura 3.3.1.3., parece que no existe este problema, pues ninguno de los coeficientes muestrales sobrepasa las bandas de confianza, lo que permitiría afirmar que los coeficientes teóricos son nulos desde el principio. Para cerciorar que esto es así, se recurre al Test de Breusch-Godfrey con uno y dos retardos.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.630552	Prob. F(1,20)	0.0712
Obs*R-squared	4.455504	Prob. Chi-Square(1)	0.0348

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/15/17 Time: 18:40

Sample: 1984 2012

Included observations: 29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5206.621	22289.79	-0.233588	0.8177
PIB	-0.007107	0.026450	-0.268679	0.7909
PIB*D2001	0.004891	0.010934	0.447334	0.6594
DEFICITPUBLICO	-0.012422	0.059292	-0.209514	0.8362
TASADEPARO	53.03119	378.7174	0.140028	0.8900
TASADEPARO*D2001	-228.5142	508.0632	-0.449775	0.6577
DESIGUALDAD	14886.50	48632.63	0.306101	0.7627
T	117.1769	646.0362	0.181378	0.8579
RESID(-1)	-0.420074	0.220465	-1.905401	0.0712
R-squared	0.153638	Mean dependent var		3.39E-12
Adjusted R-squared	-0.184907	S.D. dependent var		2948.497
S.E. of regression	3209.540	Akaike info criterion		19.23477
Sum squared resid	2.06E+08	Schwarz criterion		19.65910
Log likelihood	-269.9041	Hannan-Quinn criter.		19.36766
F-statistic	0.453819	Durbin-Watson stat		1.956825
Prob(F-statistic)	0.873726			

Figura 3.4.1: Test de Breusch-Godfrey con un retardo.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.269405	Prob. F(2,19)	0.1307
Obs*R-squared	5.591850	Prob. Chi-Square(2)	0.0611

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/15/17 Time: 18:42

Sample: 1984 2012

Included observations: 29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4222.900	22356.66	-0.188888	0.8522
PIB	-0.013538	0.027335	-0.495266	0.6261
PIB*D2001	0.008111	0.011457	0.707943	0.4876
DEFICITPUBLICO	-0.015410	0.059489	-0.259043	0.7984
TASADEPARO	84.78998	380.8929	0.222608	0.8262
TASADEPARO*D2001	-322.0815	518.2916	-0.621429	0.5417
DESIGUALDAD	14085.23	48734.45	0.289020	0.7757
T	257.5892	663.5998	0.388169	0.7022
RESID(-1)	-0.506025	0.238335	-2.123165	0.0471
RESID(-2)	-0.250224	0.260544	-0.960392	0.3489
R-squared	0.192822	Mean dependent var		3.39E-12
Adjusted R-squared	-0.189525	S.D. dependent var		2948.497
S.E. of regression	3215.788	Akaike info criterion		19.25633
Sum squared resid	1.96E+08	Schwarz criterion		19.72781
Log likelihood	-269.2168	Hannan-Quinn criter.		19.40399
F-statistic	0.504312	Durbin-Watson stat		1.804581
Prob(F-statistic)	0.853414			

Figura 3.4.2: Test de Breusch-Godfrey con dos retardos.

Fuente: Elaboración propia.

Mientras que con dos retardos no se rechaza la hipótesis nula de incorrelación, con un retardo sí se rechazaría, por lo que la perturbación podría seguir bien un esquema autorregresivo, o bien de medias móviles, de orden uno.

Puesto que la autocorrelación es debida en ocasiones a la omisión de variables relevantes, cabría pensar que periodos pasados de ciertos regresores, así como de la propia variable dependiente, pudieran tener efecto sobre la variable endógena (por ejemplo, si las cuentas de la Administración acumularon en el año anterior un déficit público considerable, sería razonable pensar que el gasto público de este año se verá disminuido). Por ello, como se puede comprobar en el Anexo, se ha probado a introducir variables retardadas en el modelo. No obstante, dado que en ningún caso se mejoraba la especificación

del modelo, finalmente no se ha tenido en cuenta ninguna de las regresiones planteadas.

Para corregir la autocorrelación, se ha vuelto a estimar el modelo considerando en un primer momento, que la perturbación sigue un esquema AR(1), y posteriormente, que sigue un MA(1). Sin embargo, como se puede comprobar en los anexos presentados al final de este documento, en ninguno de los dos casos se resuelve el problema.

Finalmente se ha analizado si considerando un esquema autorregresivo ARMA(1,1) se da solución a esta cuestión.

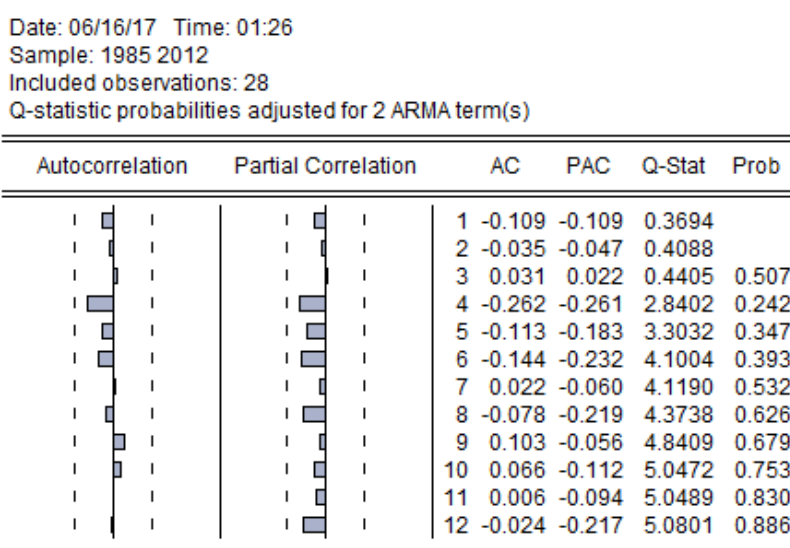


Figura 3.4.3: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación ARMA(1,1).

Fuente: Elaboración propia.

A la vista de los correlogramas, parece no detectarse autocorrelación, puesto que ninguno de los coeficientes muestrales sale de las bandas de confianza. Sin embargo, se emplea de nuevo el Test de Breuch-Godfrey con uno y dos retardos para asegurar que esto es así.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	39.69601	Prob. F(1,17)	0.0000
Obs*R-squared	19.60303	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/16/17 Time: 01:33

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3508.593	9696.269	-0.361850	0.7219
PIB	-0.040219	0.011940	-3.368350	0.0036
PIB*D2001	0.018118	0.005086	3.562514	0.0024
DEFICITPUBLICO	-0.061149	0.026769	-2.284301	0.0355
TASADEPARO	36.83882	146.4923	0.251473	0.8045
TASADEPARO*D2001	-838.1524	225.8380	-3.711300	0.0017
DESIGUALDAD	19974.34	21145.95	0.944594	0.3581
T	1019.796	263.2637	3.873665	0.0012
AR(1)	0.401219	0.163001	2.461445	0.0248
MA(1)	-1.232221	0.213914	-5.760366	0.0000
RESID(-1)	-0.252065	0.203086	-1.241172	0.2314
R-squared	0.700108	Mean dependent var	-831.5030	
Adjusted R-squared	0.523701	S.D. dependent var	1851.490	
S.E. of regression	1277.795	Akaike info criterion	17.43038	
Sum squared resid	27756900	Schwarz criterion	17.95375	
Log likelihood	-233.0253	Hannan-Quinn criter.	17.59038	
F-statistic	3.968712	Durbin-Watson stat	2.603912	
Prob(F-statistic)	0.006192			

Figura 3.4.4: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA (1,1).

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	18.74673	Prob. F(2,16)	0.0001
Obs*R-squared	19.62383	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/16/17 Time: 01:54

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3072.652	10219.08	-0.300678	0.7675
PIB	-0.040586	0.012429	-3.265291	0.0049
PIB*D2001	0.018353	0.005367	3.419774	0.0035
DEFICITPUBLICO	-0.061137	0.027559	-2.218405	0.0413

TASADEPARO	40.09688	151.6968	0.264323	0.7949
TASADEPARO*D2001	-846.6775	236.4011	-3.581530	0.0025
DESIGUALDAD	18832.08	22511.36	0.836559	0.4152
T	1031.487	277.3037	3.719700	0.0019
AR(1)	0.397574	0.168803	2.355251	0.0316
MA(1)	-1.225392	0.222874	-5.498147	0.0000
RESID(-1)	-0.262846	0.215960	-1.217104	0.2412
RESID(-2)	-0.041185	0.206623	-0.199326	0.8445
<hr/>				
R-squared	0.700851	Mean dependent var	-831.5030	
Adjusted R-squared	0.495186	S.D. dependent var	1851.490	
S.E. of regression	1315.488	Akaike info criterion	17.49933	
Sum squared resid	27688146	Schwarz criterion	18.07028	
Log likelihood	-232.9906	Hannan-Quinn criter.	17.67387	
F-statistic	3.407734	Durbin-Watson stat	2.581526	
Prob(F-statistic)	0.013109			

Figura 3.4.5: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA (1,1).

Fuente: Elaboración propia.

Tras realizar el test, se ve que en ambos casos no se rechaza la hipótesis nula, por lo que se podría decir que el esquema autorregresivo que seguirían las perturbaciones es un ARMA(1,1). Una vez se ha corregido la autocorrelación, se podría proceder a analizar los resultados de la estimación.

$$Gasto\ Público_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PIB_t D2001_t + \beta_3 Déficit\ Público_t + \beta_4 Tasa\ de\ Paro_t + \beta_5 Tasa\ de\ Paro_t D2001_t + \beta_6 Desigualdad + \beta_7 t + \varepsilon_t$$

$$con\ D2001_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq 2001 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases} \quad y \quad \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t - \theta u_{t-1}$$

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
Method: Least Squares
Date: 06/15/17 Time: 10:47
Sample (adjusted): 1985 2012
Included observations: 28 after adjustments
Failure to improve SSR after 9 iterations
MA Backcast: 1984

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-148236.8	16581.29	-8.940003	0.0000
PIB	0.288030	0.020980	13.72866	0.0000
PIB*D2001	0.051621	0.008964	5.758709	0.0000
DEFICITPUBLICO	-0.385412	0.047292	-8.149667	0.0000
TASADEPARO	3846.249	241.7075	15.91282	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2369.068	401.1069	-5.906326	0.0000
DESIGUALDAD	159543.4	36666.66	4.351184	0.0004
T	5058.610	461.0838	10.97113	0.0000
AR(1)	0.039655	0.292309	0.135662	0.8936
MA(1)	-0.999942	0.320182	-3.123042	0.0059
<hr/>				
R-squared	0.999819	Mean dependent var	266832.3	

Adjusted R-squared	0.999729	S.D. dependent var	137710.1
S.E. of regression	2267.781	Akaike info criterion	18.56344
Sum squared resid	92570914	Schwarz criterion	19.03923
Log likelihood	-249.8882	Hannan-Quinn criter.	18.70890
F-statistic	11060.43	Durbin-Watson stat	2.194405
Prob(F-statistic)	0.000000		
<hr/>			
Inverted AR Roots	.04		
Inverted MA Roots	1.00		
<hr/>			

Figura 3.4.6: Modelo de largo plazo en el que la perturbación sigue un esquema ARMA(1,1).

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a los contrastes de significación, los p-valores de la t de Student indican que todos los regresores incluidos en el modelo son individualmente significativos, mientras que el p-valor de la F de Snedecor permite afirmar que la regresión es además significativa de forma conjunta.

Por otro lado, cuando se observa el parámetro correspondiente al componente autorregresivo de la estructura ARMA(1,1) seguida por la perturbación, se advierte que éste resulta ser no significativo. No obstante, como ya se ha mencionado anteriormente, la especificación de un proceso de medias móviles MA(1) para la perturbación no corrige la autocorrelación del modelo.

Los signos positivos que acompañan a los estimadores del PIB, de la tasa de paro y de la desigualdad sugieren que un incremento en alguna de estas variables supone también un incremento en la cuantía del gasto público realizado por la Administración, lo cual es coherente con la teoría económica. Así, parece razonable pensar un crecimiento del PIB permite efectuar mayores gastos, que un aumento de la tasa de paro implica un mayor desembolso del Estado en protección social, y que si la desigualdad se acentúa, ésta se tratará de corregir mediante políticas de gasto redistributivas. El coeficiente asociado a la variable tendencia t , como no podía ser de otra forma, presenta también signo positivo, ya que como se ha indicado al examinar la serie gasto público, el nivel de gasto se ha ido incrementando con el paso de los años.

Los estimadores de la constante y del déficit público presentan valores negativos. En el caso del déficit público, su signo es congruente con la lógica económica, pues el total de gasto será menor cuanto mayor sea el nivel de déficit, sin embargo, no ocurre lo mismo con el término constante de la regresión.

El parámetro constante representa el gasto público autónomo, es decir, el gasto mínimo que realizan las autoridades independientemente del resto de variables, por lo que resulta complicado entender el porqué de su negatividad. Este sería un aspecto que habría que estudiar en detalle y tener en cuenta de cara a futuras investigaciones.

Finalmente, la variable ficticia, que refleja el cambio estructural que se produce en el año 2001, actúa sobre el PIB y la tasa de paro. Los coeficientes β_2 y β_5 recogerían la diferencia de efectos que tienen estos dos regresores sobre la variable endógena a partir de 2001. De esta forma, a través de la Tabla 3.4.1 se puede observar que la influencia que tiene el PIB sobre el gasto público es mayor a partir del 2001, mientras que el impacto de la tasa de paro se ve considerablemente reducido desde dicho año.

Variable	Término constante	PIB	Déficit Público	Tasa de Paro	Desigualdad	Tendencia
Hasta el año 2000	$\beta_0 =$ -148236,8	$\beta_1 =$ 0,288030	$\beta_3 =$ -0,385412	$\beta_4 =$ 3846,249	$\beta_6 =$ 159543,4	$\beta_7 =$ 5058,610
Desde el año 2001	$\beta_0 =$ -148236,8	$\beta_1 + \beta_2 =$ 0,339651	$\beta_3 =$ -0,385412	$\beta_4 + \beta_5 =$ 1477,181	$\beta_6 =$ 159543,4	$\beta_7 =$ 5058,610

Tabla 3.4.1: Coeficientes estimados de las variables del modelo.

Fuente: Elaboración propia.

3.4.2. Modelo de Corrección de Error

El Modelo de Corrección de Error (MCE), introducido por primera vez por Sargan, fue popularizado y desarrollado por Engle y Granjer.

Este modelo permite establecer una relación a corto plazo entre los regresores y la variable endógena, a través de una regresión en la que se toman las series de la ecuación de cointegración en primeras diferencias y en la que además se incorpora el *término de corrección de error*. El término de corrección de error, que no es otra cosa que los residuos de la ecuación de largo plazo retardados un periodo multiplicados por su parámetro correspondiente, permite

recoger la desviación respecto al equilibrio entre las variables en niveles en el periodo anterior. Así, el MCE quedaría formulado de la siguiente manera:

$$\Delta GastoPúblico_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta PIB_t + \beta_2 \Delta(PIB_t D2001_t) + \beta_3 \Delta DéficitPúblico_t + \beta_4 \Delta TasadeParo_t + \beta_5 \Delta(TasadeParo D2001_t) + \beta_6 \Delta Desigualdad_t + \beta_7 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$con D2001_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq 2001 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases} \quad y \quad \beta_7 e_{t-1} = \text{término de corrección de error}$$

Dependent Variable: D(GASTOPUBLICO)
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/17 Time: 11:09
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6004.777	1220.723	4.919034	0.0001
D(PIB)	0.265249	0.033090	8.015983	0.0000
D(PIB*D2001)	0.044108	0.009728	4.534294	0.0002
D(DEFICITPUBLICO)	-0.370083	0.045201	-8.187471	0.0000
D(TASADEPARO)	3390.730	491.0303	6.905336	0.0000
D(TASADEPARO*D2001)	-1997.660	555.3001	-3.597442	0.0019
D(DESIGUALDAD)	120837.3	37462.61	3.225543	0.0045
RESID04(-1)	-2.171568	0.273933	-7.927363	0.0000
R-squared	0.955588	Mean dependent var	15781.81	
Adjusted R-squared	0.939226	S.D. dependent var	10653.46	
S.E. of regression	2626.327	Akaike info criterion	18.82576	
Sum squared resid	1.31E+08	Schwarz criterion	19.20971	
Log likelihood	-246.1477	Hannan-Quinn criter.	18.93992	
F-statistic	58.40224	Durbin-Watson stat	1.650240	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 3.4.2.1: Modelo de Corrección de Error.

Fuente: Elaboración propia.

Con objeto de determinar si en el modelo hay autocorrelación, se han estudiado los correlogramas y el test de Breuch-Godfrey, exponiéndose en el Anexo las figuras correspondientes a las conclusiones alcanzadas y relatadas a continuación:

- Los correlogramas muestran una FAS en la que los todos los coeficientes estimados entran en las bandas de confianza y una FAP en la que solamente el cuarto coeficiente sobrepasa las mismas. Por esto, no se podría afirmar con seguridad que no existiese autocorrelación.

- El test de Breuch-Godfrey con un retardo, sin embargo, permite aceptar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación con un p-valor mayor que 0,05.

Estos resultados permitirían establecer que el modelo no presenta autocorrelación, y proseguir con el análisis. De este modo, la Figura 3.4.2.1. muestra una estimación con un R^2 elevado, en la cual los variables explicativas son significativas de forma individual y conjunta. Además, los signos de las pendientes de los regresores (efecto que tiene un cambio a corto plazo en alguna de las variables sobre los cambios a corto plazo del gasto público) son coherentes con la lógica económica. En este último aspecto, resulta interesante hacer una interpretación del sentido que adquiere el parámetro β_7 : su valor absoluto determina lo rápido que se restaura el equilibrio.

4. CONCLUSIONES

El gasto público en España se ha visto notablemente incrementado durante los últimos decenios, pasando de significar menos del 20% del Producto Interior Bruto en 1980, a suponer en 2012 prácticamente la mitad del mismo, con un 48,09%. El establecimiento y la consolidación del Estado del Bienestar es quizás el factor que más relevancia tiene en este espectacular aumento del nivel de gasto. Sin embargo, y pese a que esta considerable evolución permitió acercar a nuestro país a las cifras de algunos países europeos como Gran Bretaña o Alemania, en ningún momento ha logrado situar la ratio Gasto Público/PIB a la altura de la media europea.

Además, cabe señalar que el gasto ejecutado por la Administración siempre está condicionado a las circunstancias de cada momento: presiones sociales y sindicales, huelgas, consecución de objetivos macroeconómicos o crisis, son solo algunos de los elementos que repercuten en la fijación de su cuantía.

En lo referido a los resultados estadísticos, se ha comprobado que las series elegidas para conformar el modelo econométrico son integradas de orden uno (no estacionarias), por lo que posteriormente se procedió a analizar la cointegración de las mismas. En un primer momento, se concluyó que las

variables no cointegraban, y que la ecuación planteada era espuria. Sin embargo, tras evaluar la presencia de un posible cambio estructural que afectase al modelo y confirmar su existencia, se introdujo en el modelo la variable ficticia pertinente, que permitió mejorar los resultados y llegar a una regresión no espuria que ofrecía una relación de equilibrio a largo plazo entre el gasto público y los regresores.

En el modelo de largo plazo propuesto se pudo comprobar que existía autocorrelación. Este inconveniente se trató de solucionar por medio del planteamiento de modelos dinámicos en los que se introducían retardos tanto de las variables explicativas como de la variable endógena. Dado que el problema no se vio corregido, se volvió a estimar el modelo, en primer lugar, suponiendo que la perturbación presentaba una estructura autorregesiva de orden 1 (AR(1)), y en segundo lugar, una estructura de medias móviles de orden 1 (MA(1)), pero, sin embargo, en ambos casos se seguía detectando autocorrelación. Finalmente, modelizando el comportamiento de la perturbación con un esquema ARMA(1,1) se consiguió eliminar la autocorrelación.

En este modelo y las variables introducidas en eran significativas de forma conjunta e individual. No obstante, pese a que la mayoría de los signos de los coeficientes estimados eran acordes a la teoría económica, se apreciaba cierta incoherencia en el signo negativo ligado al término constante de la regresión.

Por su parte, el *Modelo de Corrección de Error*, que permite explicar el comportamiento de la variable endógena en el corto plazo

Para concluir, cabe mencionar algunos aspectos que han quedado abiertos en este trabajo, y que sería interesante estudiar en posteriores investigaciones:

- En lo que respecta a la evolución del gasto público, se podría realizar un desglose por funciones con el objetivo de conocer cuáles han sido los cambios que se han ido produciendo en su composición, así como de averiguar cuáles son sus principales partidas.
- En el modelo de largo plazo se comprobó que existía autocorrelación, la cual se pudo solucionar introduciendo un esquema ARMA(1,1) para

la perturbación y estimando por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles. Otra opción que se podría plantear, sería estimar el modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios con la corrección de Newey-West.

- En ese mismo modelo, se observó que el gasto público autónomo, es decir, el término constante de la regresión, tenía asociado un signo negativo, lo cual es paradójico. Por ello, sería conveniente reflexionar sobre cuál podría ser el sentido de este resultado y analizar las causas del mismo.
- Finalmente, aunque en esta investigación se ha podido plantear y analizar brevemente el Modelo de Corrección de Error, en el futuro se podría tener en cuenta para desarrollarlo con mayor detalle y profundizar en su estudio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] Conde-Ruiz, J. I., Díaz, M., Marín, C. y Rubio-Ramírez, J. (2016): “Evolución del gasto público por funciones durante la crisis (2007-2014): España vs. UE”, Fedea, 2016/09, Madrid.
- [2] Díaz Caro, C. y Onrubia Fernández, J. (2016): “Desigualdad y rentas altas en España: análisis por fuentes 1984-2012”, Fedea, *Estudios sobre economía española*, 2016/13, Madrid
- [3] Gadea Rivas, M. D. (1993): “Un modelo sobre los determinantes del crecimiento del gasto público en España (1964-1991)”, *Revista de Economía Aplicada*, 2, pp.31-65.
- [4] Gerencie (2010): “Definición o concepto de gasto público”. Disponible en: <https://www.gerencie.com/definicion-o-concepto-de-gasto-publico.html> [consulta: 27/05/2017]
- [5] Gujarati, Damodar N. (2007): *Econometría*. Editorial McGrawHill.
- [6] 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: 13/05/2017]
- [7] Molero García, J. C. (2002): *Gasto público y Federalismo Fiscal en España*. Editorial Colección Estudios, Madrid.
- [8] Raymond Bara, J. L. (1992): “Gasto público y crecimiento económico: Un análisis de los efectos del tamaño del sector público en España y en la Europa Comunitaria”, *Papeles de economía española*, 52-53, pp. 180-198.
- [9] Sáenz Rodríguez, E. (2008): “La evolución del sector público español en el periodo 1960-2000”, *Acciones e Investigaciones Sociales*, 26, pp. 45-60.
- [10] Instituto Nacional de Estadística (2017): Encuesta de Población Activa, Metodología 2005. Descripción general de la encuesta. Disponible en:

<http://www.ine.es/inebaseDYN/epa30308/docs/resumetepa.pdf> [consulta: 13/05/2017]

- [11] Vega, J. A. y Diblasi, J. V. (2013): “Evidencia empírica de los determinantes del gasto público provincial”. *Universidad Nacional de Cuyo. Facultad de Ciencias Económicas*.
- [12] Zarzosa Espina, P. [audiovisualesuva]. (2013, 6 de octubre). Test de cointegración de Engle y Granger. Disponible en: <http://youtu.be/Hozh0YxGkzs>
- [13] Zarzosa Espina, P. [audiovisualesuva]. (2013, 6 de octubre). Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller. Disponible en: <http://youtu.be/14Tks1IstOE>
- [14] Zarzosa Espina, P.: “Material docente de la asignatura. Complementos de Econometría. Curso 2015-2016”. *Universidad de Valladolid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales*.

ANEXOS

Índice

Tabla 1: PIB, gasto público, déficit público, tasa de paro e índice de Gini.....	44
Figura 1: Regresión de la variable PIB frente a t.....	45
Gráfico 1: Valores reales y ajustados del PIB y residuos de la regresión.	45
Figura 2: Correlograma de la serie PIB.	46
Figura 3: Regresión de la variable déficit público frente a t.....	46
Gráfico 2: Valores reales y ajustados del déficit público y residuos de la regresión.	47
Figura 4: Correlograma de la serie déficit público.	47
Figura 5: Regresión de la variable tasa de paro frente a t.....	48
Gráfico 4: Valores reales y ajustados de la tasa de paro y residuos de la regresión.	48
Figura 6: Correlograma de la serie tasa de paro.....	49
Figura 7: Regresión de la variable desigualdad frente a t.....	49
Gráfico 5: Valores reales y ajustados del desigualdad y residuos de la regresión.	50
Figura 8: Correlograma de la serie desigualdad.....	50
Figura 9: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable PIB.	51
Figura 10: Test Aumentado de Dickey-Fuller con tres retardos para la variable déficit público.....	52
Figura 11: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable tasa de paro.	53
Figura 12: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable desigualdad.....	54

Figura 15: Modelo autorregresivo de largo plazo con el gasto público retardado un periodo como regresor.	55
Figura 16: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo autorregresivo de largo plazo con el gasto público retardado un periodo como regresor.	56
Figura 17: Modelo dinámico de largo plazo con el PIB retardado un periodo.	57
Figura 18: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con el PIB retardado un periodo.	58
Figura 19: Modelo dinámico de largo plazo con el déficit público retardado un periodo.	59
Figura 20: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con el déficit público retardado un periodo.	60
Figura 21: Modelo dinámico de largo plazo con la tasa de paro retardada un periodo.	61
Figura 22: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con la tasa de paro retardada un periodo.	62
Figura 23: Modelo dinámico de largo plazo con la desigualdad retardada un periodo.	63
Figura 24: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con la desigualdad retardada un periodo.	64
Figura 25: Modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).	65
Figura 26: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación AR(1).	65
Figura 27: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).	66
Figura 28: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).	67
Figura 29: Modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).	68
Figura 30: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación MA(1).	68

Figura 31: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).....	69
Figura 32: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).....	70
Figura 33: Correlograma de la serie de residuos del Modelo de Corrección de Error.	71
Figura 34: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el Modelo de Corrección de Error.	71

Año	Gasto Público (Millones de euros)	PIB (Millones de euros)	Déficit público (Millones de euros)	Tasa de paro (%)	Coefficiente de Gini
1984	61.207	207.776	-9.283	20,08	0,3474
1985	73.962	226.288	-12.985	21,45	0,3662
1986	83.882	243.382	-12.972	20,98	0,3821
1987	91.158	263.138	-8.229	20,22	0,3979
1988	101.591	302.674	-9.454	19,24	0,3897
1989	118.054	357.882	-9.421	17,24	0,3957
1990	134.797	401.686	-13.494	16,24	0,4008
1991	153.470	443.715	-17.273	16,31	0,4035
1992	170.115	463.263	-17.415	18,35	0,381
1993	187.051	425.936	-28.758	22,64	0,3866
1994	192.119	425.089	-28.003	24,12	0,3798
1995	207.858	459.337	-32.327	22,90	0,3804
1996	217.125	487.992	-26.216	22,08	0,3851
1997	216.188	518.049	-20.272	20,61	0,3866
1998	226.241	554.042	-16.338	18,61	0,3903
1999	237.335	594.316	-7.861	15,64	0,4307
2000	252.608	646.250	-6.608	13,87	0,4605
2001	269.026	699.528	-3.839	10,55	0,4441
2002	289.390	749.288	-3.106	11,48	0,4194
2003	307.526	803.472	-2.960	11,48	0,415
2004	333.269	861.420	-364	10,97	0,4328
2005	365.470	930.566	11.229	9,16	0,4454
2006	385.793	1.007.974	22.144	8,51	0,476
2007	420.680	1.080.807	21.620	8,26	0,456
2008	459.294	1.116.207	-49.385	11,34	0,4326
2009	493.865	1.079.034	-118.237	18,01	0,4353
2010	493.106	1.080.913	-101.445	20,06	0,4276
2011	490.261	1.070.413	-102.908	21,64	0,4201
2012	500.071	1.039.785	-108.903	25,03	0,4168

Tabla 1: PIB, gasto público, déficit público, tasa de paro e índice de Gini.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE), DatosMacro y Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA)

Dependent Variable: PIB
 Method: Least Squares
 Date: 03/26/17 Time: 22:30
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	35090.48	1443.086	24.31628	0.0000
C	112960.8	24785.82	4.557479	0.0001
R-squared	0.956331	Mean dependent var		639318.0
Adjusted R-squared	0.954713	S.D. dependent var		305530.3
S.E. of regression	65018.99	Akaike info criterion		25.06922
Sum squared resid	1.14E+11	Schwarz criterion		25.16351
Log likelihood	-361.5037	Hannan-Quinn criter.		25.09875
F-statistic	591.2813	Durbin-Watson stat		0.237154
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

Fuente: Elaboración propia.

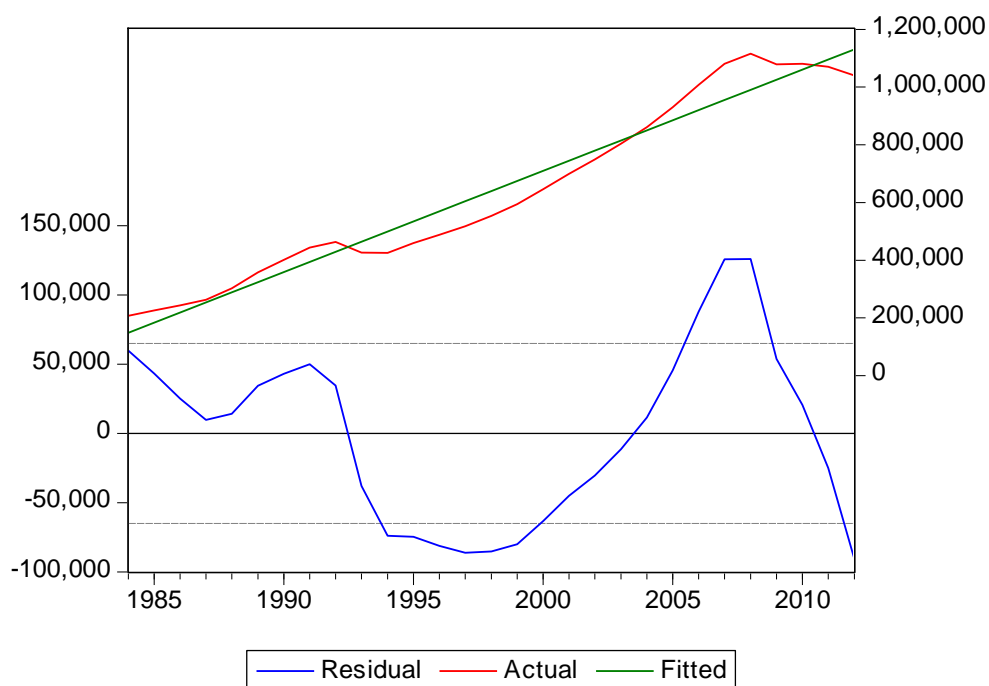


Gráfico 1: Valores reales y ajustados del *PIB* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 04/03/17 Time: 21:07
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.924	27.409	0.000
		2	0.830	50.353	0.000
		3	0.725	68.512	0.000
		4	0.612	81.962	0.000
		5	0.491	90.978	0.000
		6	0.377	96.524	0.000
		7	0.274	99.594	0.000
		8	0.184	101.05	0.000
		9	0.103	101.52	0.000
		10	0.019	101.54	0.000
		11	-0.062	101.73	0.000
		12	-0.134	102.68	0.000

Figura 2: Correlograma de la serie *PIB*.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: DEFICITPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 03/27/17 Time: 20:01
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	-1971.818	745.1194	-2.646312	0.0134
C	4988.894	12797.85	0.389823	0.6997
R-squared	0.205952	Mean dependent var		-24588.38
Adjusted R-squared	0.176542	S.D. dependent var		36995.87
S.E. of regression	33571.74	Akaike info criterion		23.74723
Sum squared resid	3.04E+10	Schwarz criterion		23.84153
Log likelihood	-342.3348	Hannan-Quinn criter.		23.77676
F-statistic	7.002967	Durbin-Watson stat		0.343904
Prob(F-statistic)	0.013408			

Figura 3: Regresión de la variable *déficit público* frente a *t*

Fuente: Elaboración propia.

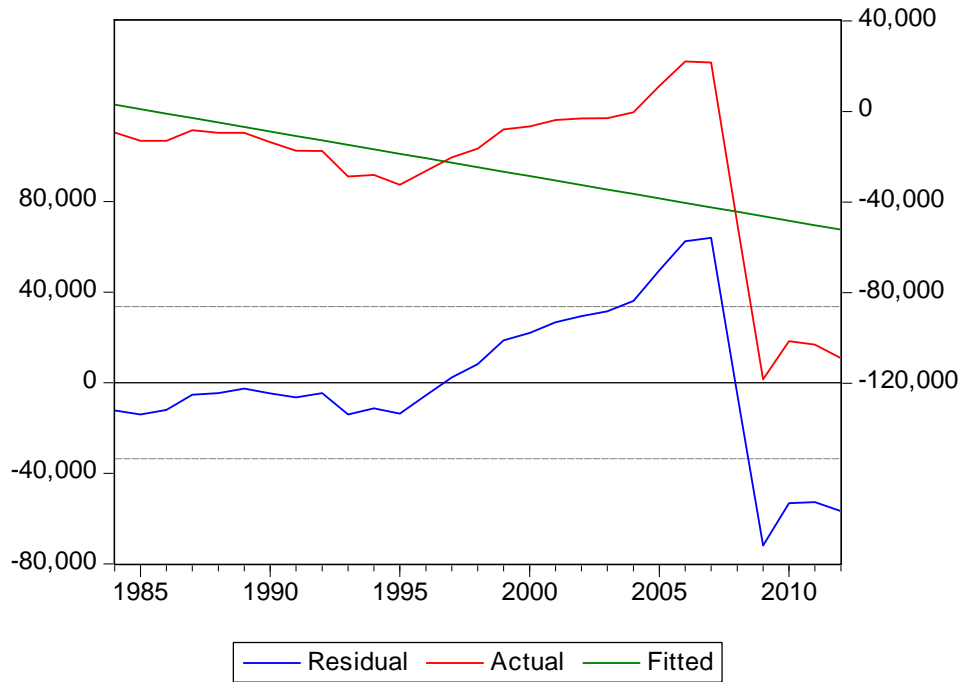


Gráfico 2: Valores reales y ajustados del *déficit público* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 04/04/17 Time: 13:27
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.764	0.764	1	0.764	18.738	0.000
0.439	-0.349	2	-0.349	25.141	0.000
0.162	-0.065	3	-0.065	26.046	0.000
-0.127	-0.321	4	-0.321	26.627	0.000
-0.253	0.196	5	0.196	29.034	0.000
-0.225	0.030	6	0.030	31.015	0.000
-0.190	-0.098	7	-0.098	32.482	0.000
-0.171	-0.176	8	-0.176	33.733	0.000
-0.172	-0.104	9	-0.104	35.062	0.000
-0.160	0.109	10	0.109	36.270	0.000
-0.127	0.008	11	0.008	37.075	0.000
-0.077	-0.024	12	-0.024	37.386	0.000

Figura 4: Correlograma de la serie *déficit público*.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: TASADEPARO
 Method: Least Squares
 Date: 04/01/17 Time: 17:35
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	-0.218894	0.105774	-2.069451	0.0482
C	20.42350	1.816728	11.24191	0.0000

R-squared	0.136901	Mean dependent var	17.14009
Adjusted R-squared	0.104934	S.D. dependent var	5.037320
S.E. of regression	4.765703	Akaike info criterion	6.027239
Sum squared resid	613.2219	Schwarz criterion	6.121535
Log likelihood	-85.39497	Hannan-Quinn criter.	6.056772
F-statistic	4.282627	Durbin-Watson stat	0.236777
Prob(F-statistic)	0.048198		

Figura 5: Regresión de la variable *tasa de paro* frente a *t*

Fuente: Elaboración propia.

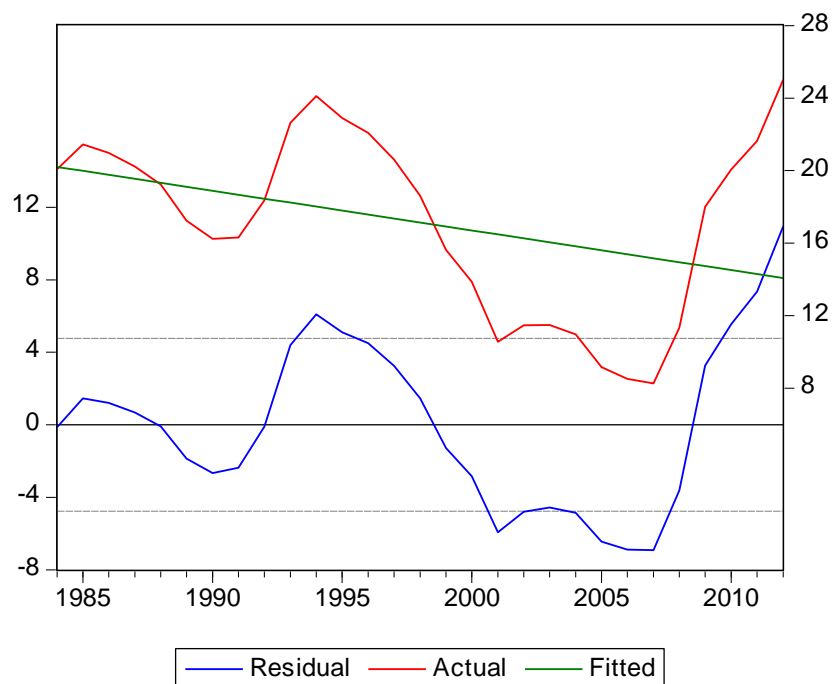


Gráfico 4: Valores reales y ajustados de la *tasa de paro* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 04/04/17 Time: 13:47
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

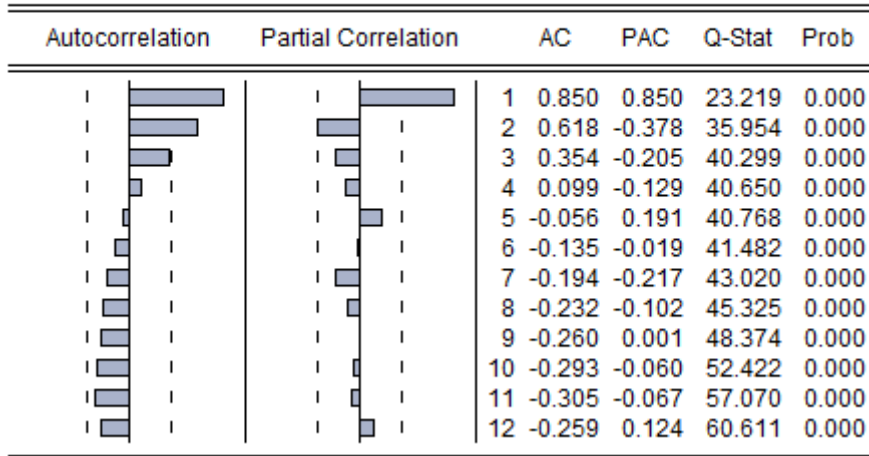


Figura 6: Correlograma de la serie *tasa de paro*.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: DESIGUALDAD
 Method: Least Squares
 Date: 04/01/17 Time: 17:35
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.002706	0.000458	5.913141	0.0000
C	0.369249	0.007860	46.97572	0.0000
R-squared	0.564272	Mean dependent var		0.409841
Adjusted R-squared	0.548134	S.D. dependent var		0.030675
S.E. of regression	0.020620	Akaike info criterion		-4.858665
Sum squared resid	0.011480	Schwarz criterion		-4.764369
Log likelihood	72.45064	Hannan-Quinn criter.		-4.829133
F-statistic	34.96524	Durbin-Watson stat		0.640781
Prob(F-statistic)	0.000003			

Figura 7: Regresión de la variable *desigualdad* frente a *t*

Fuente: Elaboración propia.

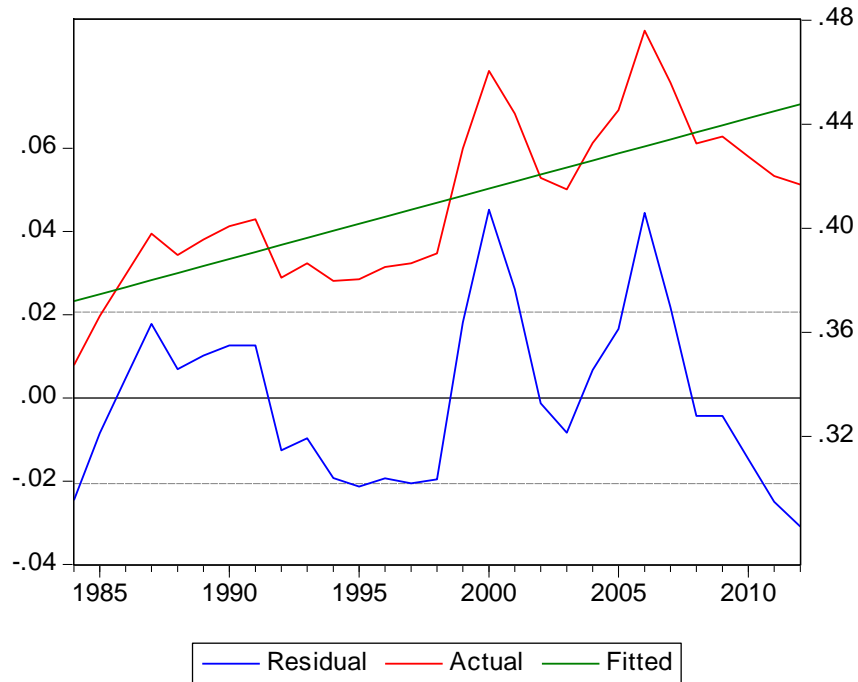


Gráfico 5: Valores reales y ajustados del *desigualdad* y residuos de la regresión.

Fuente: Elaboración propia.

Date: 04/04/17 Time: 14:13
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
[Bar]	[Bar]	1	0.782	0.782	19.647	0.000
[Bar]	[Bar]	2	0.534	-0.202	29.124	0.000
[Bar]	[Bar]	3	0.384	0.107	34.214	0.000
[Bar]	[Bar]	4	0.347	0.152	38.555	0.000
[Bar]	[Bar]	5	0.314	-0.040	42.247	0.000
[Bar]	[Bar]	6	0.278	0.048	45.257	0.000
[Bar]	[Bar]	7	0.182	-0.144	46.616	0.000
[Bar]	[Bar]	8	0.108	0.028	47.120	0.000
[Bar]	[Bar]	9	0.048	-0.065	47.222	0.000
[Bar]	[Bar]	10	0.004	-0.048	47.223	0.000
[Bar]	[Bar]	11	-0.093	-0.183	47.654	0.000
[Bar]	[Bar]	12	-0.172	-0.030	49.226	0.000

Figura 8: Correlograma de la serie *desigualdad*.

Fuente: Elaboración propia.

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.371228	0.3850
Test critical values: 1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/17 Time: 20:31
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.169538	0.071498	-2.371228	0.0265
D(PIB(-1))	0.801667	0.150789	5.316480	0.0000
C	29047.71	11736.84	2.474917	0.0211
@TREND(1984)	5603.532	2650.694	2.113987	0.0456
R-squared	0.570035	Mean dependent var		30129.52
Adjusted R-squared	0.513952	S.D. dependent var		31701.65
S.E. of regression	22101.48	Akaike info criterion		22.98063
Sum squared resid	1.12E+10	Schwarz criterion		23.17261
Log likelihood	-306.2385	Hannan-Quinn criter.		23.03771
F-statistic	10.16423	Durbin-Watson stat		1.941929
Prob(F-statistic)	0.000187			

Figura 9: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable *PIB*.

Fuente: Elaboración propia

Null Hypothesis: DEFICITPUBLICO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.428082	0.3575
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(DEFICITPUBLICO)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/17 Time: 19:29
 Sample (adjusted): 1988 2012
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEFICITPUBLICO(-1)	-0.856884	0.352906	-2.428082	0.0253
D(DEFICITPUBLICO(-1))	1.269708	0.395717	3.208629	0.0046
D(DEFICITPUBLICO(-2))	-0.045556	0.256043	-0.177922	0.8607
D(DEFICITPUBLICO(-3))	1.135491	0.507467	2.237565	0.0374
C	-10315.36	11199.10	-0.921088	0.3686
@TREND(1984)	-241.0243	565.4745	-0.426234	0.6747
R-squared	0.460223	Mean dependent var		-4026.960
Adjusted R-squared	0.318177	S.D. dependent var		20724.01
S.E. of regression	17112.35	Akaike info criterion		22.53855
Sum squared resid	5.56E+09	Schwarz criterion		22.83108
Log likelihood	-275.7319	Hannan-Quinn criter.		22.61969
F-statistic	3.239947	Durbin-Watson stat		1.973601
Prob(F-statistic)	0.027796			

Figura 10: Test Aumentado de Dickey-Fuller con tres retardos para la variable *déficit público*.

Fuente: Elaboración propia

Null Hypothesis: TASADEPARO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.488537	0.8085
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TASADEPARO)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/17 Time: 20:07
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASADEPARO(-1)	-0.137360	0.092279	-1.488537	0.1502
D(TASADEPARO(-1))	0.684260	0.181597	3.768020	0.0010
C	2.149134	2.195557	0.978856	0.3378
@TREND(1984)	0.016207	0.057376	0.282472	0.7801
R-squared	0.464075	Mean dependent var		0.132500
Adjusted R-squared	0.394172	S.D. dependent var		2.314920
S.E. of regression	1.801818	Akaike info criterion		4.151423
Sum squared resid	74.67057	Schwarz criterion		4.343398
Log likelihood	-52.04420	Hannan-Quinn criter.		4.208507
F-statistic	6.638812	Durbin-Watson stat		1.907854
Prob(F-statistic)	0.002155			

Figura 11: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable *tasa de paro*.

Fuente: Elaboración propia

Null Hypothesis: DESIGUALDAD has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.080896	0.1307
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DESIGUALDAD)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/17 Time: 20:48
 Sample (adjusted): 1986 2012
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESIGUALDAD(-1)	-0.493055	0.160036	-3.080896	0.0053
D(DESIGUALDAD(-1))	0.486395	0.189367	2.568528	0.0172
C	0.185287	0.058821	3.150024	0.0045
@TREND(1984)	0.001224	0.000598	2.046842	0.0523
R-squared	0.347874	Mean dependent var		0.001874
Adjusted R-squared	0.262814	S.D. dependent var		0.016500
S.E. of regression	0.014167	Akaike info criterion		-5.539909
Sum squared resid	0.004616	Schwarz criterion		-5.347933
Log likelihood	78.78877	Hannan-Quinn criter.		-5.482824
F-statistic	4.089748	Durbin-Watson stat		1.935292
Prob(F-statistic)	0.018269			

Figura 12: Test Aumentado de Dickey-Fuller con un retardo para la variable *desigualdad*.

Fuente: Elaboración propia

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:13
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-174774.9	36106.63	-4.840521	0.0001
PIB	0.321999	0.044193	7.286135	0.0000
PIB*D2001	0.054097	0.010704	5.054076	0.0001
DEFICITPUBLICO	-0.403199	0.060758	-6.636126	0.0000
TASADEPARO	4515.836	795.6579	5.675600	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2403.491	488.4916	-4.920230	0.0001
DESIGUALDAD	187238.8	57966.78	3.230105	0.0044
T	5675.263	909.8546	6.237549	0.0000
GASTOPUBLICO(-1)	-0.116914	0.122973	-0.950731	0.3537
R-squared	0.999635	Mean dependent var		266832.3
Adjusted R-squared	0.999482	S.D. dependent var		137710.1
S.E. of regression	3134.893	Akaike info criterion		19.19367
Sum squared resid	1.87E+08	Schwarz criterion		19.62188
Log likelihood	-259.7114	Hannan-Quinn criter.		19.32458
F-statistic	6510.306	Durbin-Watson stat		3.076954
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 15: Modelo autorregresivo de largo plazo con el *gasto público* retardado un periodo como regresor.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11.50949	Prob. F(1,18)	0.0032
Obs*R-squared	10.92075	Prob. Chi-Square(1)	0.0010

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:16

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24792.72	29879.76	0.829750	0.4175
PIB	-0.049265	0.038319	-1.285645	0.2149
PIB*D2001	0.001546	0.008601	0.179704	0.8594
DEFICITPUBLICO	0.010116	0.048844	0.207115	0.8382
TASADEPARO	-763.8497	676.9816	-1.128317	0.2740
TASADEPARO*D2001	-216.7085	397.1410	-0.545671	0.5920
DESIGUALDAD	-13622.68	46686.09	-0.291793	0.7738
T	-684.1606	757.4162	-0.903282	0.3783
GASTOPUBLICO(-1)	0.149533	0.108072	1.383650	0.1834
RESID(-1)	-0.710561	0.209447	-3.392564	0.0032
R-squared	0.390027	Mean dependent var	1.28E-11	
Adjusted R-squared	0.085040	S.D. dependent var	2629.769	
S.E. of regression	2515.467	Akaike info criterion	18.77076	
Sum squared resid	1.14E+08	Schwarz criterion	19.24655	
Log likelihood	-252.7906	Hannan-Quinn criter.	18.91621	
F-statistic	1.278833	Durbin-Watson stat	2.290014	
Prob(F-statistic)	0.312821			

Figura 16: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo autorregresivo de largo plazo con el gasto público retardado un periodo como regresor.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-142431.6	23641.60	-6.024619	0.0000
PIB	0.247793	0.048599	5.098707	0.0001
PIB*D2001	0.049080	0.010769	4.557305	0.0002
DEFICITPUBLICO	-0.355946	0.065002	-5.475935	0.0000
TASADEPARO	3705.953	398.1625	9.307639	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2264.297	498.2203	-4.544771	0.0002
DESIGUALDAD	152822.1	50533.97	3.024146	0.0070
T	4985.744	641.3664	7.773629	0.0000
PIB(-1)	0.044747	0.045962	0.973571	0.3425
R-squared	0.999636	Mean dependent var		266832.3
Adjusted R-squared	0.999483	S.D. dependent var		137710.1
S.E. of regression	3131.438	Akaike info criterion		19.19146
Sum squared resid	1.86E+08	Schwarz criterion		19.61967
Log likelihood	-259.6805	Hannan-Quinn criter.		19.32237
F-statistic	6524.687	Durbin-Watson stat		2.986892
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 17: Modelo dinámico de largo plazo con el *PIB* retardado un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.906491	Prob. F(1,18)	0.0115
Obs*R-squared	8.545416	Prob. Chi-Square(1)	0.0035

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:25

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6830.932	20391.70	-0.334986	0.7415
PIB	0.005217	0.041661	0.125233	0.9017
PIB*D2001	0.004451	0.009358	0.475619	0.6401
DEFICITPUBLICO	-0.024265	0.056332	-0.430747	0.6718
TASADEPARO	51.23560	341.4696	0.150044	0.8824
TASADEPARO*D2001	-261.7733	436.7101	-0.599421	0.5564
DESIGUALDAD	17069.72	43700.58	0.390606	0.7007
T	89.40075	550.1804	0.162494	0.8727
PIB(-1)	-0.010913	0.039552	-0.275913	0.7858
RESID(-1)	-0.590503	0.210005	-2.811848	0.0115
R-squared	0.305193	Mean dependent var	-1.05E-10	
Adjusted R-squared	-0.042210	S.D. dependent var	2626.871	
S.E. of regression	2681.738	Akaike info criterion	18.89877	
Sum squared resid	1.29E+08	Schwarz criterion	19.37456	
Log likelihood	-254.5828	Hannan-Quinn criter.	19.04422	
F-statistic	0.878499	Durbin-Watson stat	2.526084	
Prob(F-statistic)	0.561032			

Figura 18: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con el *PIB* retardado un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:36
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-147866.4	25298.49	-5.844871	0.0000
PIB	0.287569	0.027735	10.36849	0.0000
PIB*D2001	0.052018	0.012415	4.190073	0.0005
DEFICITPUBLICO	-0.385592	0.060083	-6.417701	0.0000
TASADEPARO	3836.740	459.9986	8.340764	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2384.276	641.4588	-3.716959	0.0015
DESIGUALDAD	159200.7	52042.52	3.059050	0.0065
T	5064.066	669.4012	7.565068	0.0000
DEFICITPUBLICO(-1)	-0.002262	0.058130	-0.038909	0.9694
R-squared	0.999618	Mean dependent var		266832.3
Adjusted R-squared	0.999457	S.D. dependent var		137710.1
S.E. of regression	3208.467	Akaike info criterion		19.24007
Sum squared resid	1.96E+08	Schwarz criterion		19.66827
Log likelihood	-260.3609	Hannan-Quinn criter.		19.37097
F-statistic	6215.042	Durbin-Watson stat		2.988104
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 19: Modelo dinámico de largo plazo con el *déficit público* retardado un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.831342	Prob. F(1,18)	0.0082
Obs*R-squared	9.215998	Prob. Chi-Square(1)	0.0024

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:41

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2962.669	21312.08	-0.139014	0.8910
PIB	-0.013148	0.023755	-0.553489	0.5867
PIB*D2001	0.009292	0.010905	0.852099	0.4054
DEFICITPUBLICO	-0.027614	0.051406	-0.537169	0.5977
TASADEPARO	-73.94980	387.8891	-0.190647	0.8509
TASADEPARO*D2001	-539.0856	569.4556	-0.946668	0.3563
DESIGUALDAD	17170.05	44173.42	0.388696	0.7021
T	243.4851	569.2305	0.427744	0.6739
DEFICITPUBLICO(-1)	-0.027860	0.049807	-0.559367	0.5828
RESID(-1)	-0.632596	0.212869	-2.971757	0.0082
R-squared	0.329143	Mean dependent var	-8.97E-11	
Adjusted R-squared	-0.006286	S.D. dependent var	2691.489	
S.E. of regression	2699.934	Akaike info criterion	18.91230	
Sum squared resid	1.31E+08	Schwarz criterion	19.38808	
Log likelihood	-254.7721	Hannan-Quinn criter.	19.05775	
F-statistic	0.981260	Durbin-Watson stat	2.361361	
Prob(F-statistic)	0.486944			

Figura 20: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con el *déficit público* retardado un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:49
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-149617.0	23170.73	-6.457157	0.0000
PIB	0.284495	0.026425	10.76603	0.0000
PIB*D2001	0.050482	0.010647	4.741190	0.0001
DEFICITPUBLICO	-0.370867	0.061228	-6.057129	0.0000
TASADEPARO	4154.915	554.3980	7.494462	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2308.266	497.7432	-4.637464	0.0002
DESIGUALDAD	166337.3	51341.06	3.239850	0.0043
T	5174.756	661.4793	7.823005	0.0000
TASADEPARO(-1)	-338.9654	449.7265	-0.753714	0.4603
R-squared	0.999629	Mean dependent var		266832.3
Adjusted R-squared	0.999473	S.D. dependent var		137710.1
S.E. of regression	3161.677	Akaike info criterion		19.21068
Sum squared resid	1.90E+08	Schwarz criterion		19.63889
Log likelihood	-259.9496	Hannan-Quinn criter.		19.34159
F-statistic	6400.428	Durbin-Watson stat		3.070631
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 21: Modelo dinámico de largo plazo con la *tasa de paro* retardada un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	9.918283	Prob. F(1,18)	0.0055
Obs*R-squared	9.947314	Prob. Chi-Square(1)	0.0016

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:51

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9180.678	19335.91	-0.474799	0.6406
PIB	-0.006253	0.021890	-0.285656	0.7784
PIB*D2001	0.003815	0.008867	0.430215	0.6721
DEFICITPUBLICO	-0.013709	0.050698	-0.270399	0.7899
TASADEPARO	144.0163	459.6362	0.313327	0.7576
TASADEPARO*D2001	-243.7957	417.8511	-0.583451	0.5668
DESIGUALDAD	24975.18	43090.31	0.579601	0.5694
T	115.0162	546.9141	0.210300	0.8358
TASADEPARO(-1)	-105.5343	372.5163	-0.283301	0.7802
RESID(-1)	-0.638558	0.202760	-3.149331	0.0055
R-squared	0.355261	Mean dependent var	-6.81E-11	
Adjusted R-squared	0.032892	S.D. dependent var	2652.238	
S.E. of regression	2608.255	Akaike info criterion	18.84320	
Sum squared resid	1.22E+08	Schwarz criterion	19.31899	
Log likelihood	-253.8048	Hannan-Quinn criter.	18.98866	
F-statistic	1.102031	Durbin-Watson stat	2.621229	
Prob(F-statistic)	0.408764			

Figura 22: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con la *tasa de paro* retardada un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:55
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-153657.1	28519.02	-5.387879	0.0000
PIB	0.287411	0.026388	10.89181	0.0000
PIB*D2001	0.051722	0.010635	4.863166	0.0001
DEFICITPUBLICO	-0.383468	0.059130	-6.485117	0.0000
TASADEPARO	3890.821	401.5272	9.690057	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2374.313	497.4248	-4.773211	0.0001
DESIGUALDAD	155253.1	52755.80	2.942863	0.0084
T	5057.375	650.8439	7.770489	0.0000
DESIGUALDAD(-1)	16767.69	50549.53	0.331708	0.7437
R-squared	0.999620	Mean dependent var		266832.3
Adjusted R-squared	0.999460	S.D. dependent var		137710.1
S.E. of regression	3199.345	Akaike info criterion		19.23437
Sum squared resid	1.94E+08	Schwarz criterion		19.66258
Log likelihood	-260.2812	Hannan-Quinn criter.		19.36528
F-statistic	6250.550	Durbin-Watson stat		2.980508
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 23: Modelo dinámico de largo plazo con la *desigualdad* retardada un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.357515	Prob. F(1,18)	0.0097
Obs*R-squared	8.878319	Prob. Chi-Square(1)	0.0029

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:58

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9526.979	24436.82	-0.389862	0.7012
PIB	-0.007329	0.022547	-0.325040	0.7489
PIB*D2001	0.005635	0.009238	0.609991	0.5495
DEFICITPUBLICO	-0.017273	0.050558	-0.341647	0.7366
TASADEPARO	80.75086	342.0522	0.236078	0.8160
TASADEPARO*D2001	-313.6795	436.0458	-0.719373	0.4811
DESIGUALDAD	26344.45	45709.01	0.576351	0.5715
T	126.8183	554.3264	0.228779	0.8216
DESIGUALDAD(-1)	-2011.713	42923.86	-0.046867	0.9631
RESID(-1)	-0.612725	0.211947	-2.890937	0.0097
R-squared	0.317083	Mean dependent var		3.18E-11
Adjusted R-squared	-0.024376	S.D. dependent var		2683.836
S.E. of regression	2716.349	Akaike info criterion		18.92442
Sum squared resid	1.33E+08	Schwarz criterion		19.40021
Log likelihood	-254.9419	Hannan-Quinn criter.		19.06987
F-statistic	0.928613	Durbin-Watson stat		2.467193
Prob(F-statistic)	0.524102			

Figura 24: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo dinámico de largo plazo con la *desigualdad* retardada un periodo.

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/17 Time: 23:59
 Sample (adjusted): 1985 2012
 Included observations: 28 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-146233.2	17366.76	-8.420296	0.0000
PIB	0.284660	0.019597	14.52536	0.0000
PIB*D2001	0.054694	0.007981	6.853214	0.0000
DEFICITPUBLICO	-0.400793	0.045365	-8.834790	0.0000
TASADEPARO	3802.919	277.4005	13.70913	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2524.906	370.0266	-6.823581	0.0000
DESIGUALDAD	159364.1	38078.17	4.185182	0.0005
T	5078.282	462.8560	10.97162	0.0000
AR(1)	-0.421531	0.191308	-2.203416	0.0401

R-squared	0.999695	Mean dependent var	266832.3
Adjusted R-squared	0.999567	S.D. dependent var	137710.1
S.E. of regression	2865.626	Akaike info criterion	19.01405
Sum squared resid	1.56E+08	Schwarz criterion	19.44226
Log likelihood	-257.1967	Hannan-Quinn criter.	19.14496
F-statistic	7791.730	Durbin-Watson stat	2.422461
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	-.42
-------------------	------

Figura 25: Modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).

Fuente: Elaboración propia.

Date: 06/23/17 Time: 22:00
 Sample: 1985 2012
 Included observations: 28
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.270	-0.270	2.2757	
		2 -0.129	-0.218	2.8132	0.093
		3 0.074	-0.031	2.9971	0.223
		4 -0.224	-0.269	4.7578	0.190
		5 -0.002	-0.179	4.7580	0.313
		6 -0.064	-0.269	4.9138	0.426
		7 0.114	-0.059	5.4365	0.489
		8 -0.105	-0.283	5.9028	0.551
		9 0.089	-0.121	6.2494	0.619
		10 0.120	-0.070	6.9171	0.646
		11 0.017	0.080	6.9321	0.732
		12 -0.144	-0.203	8.0171	0.712

Figura 26: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación AR(1).

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.861961	Prob. F(1,18)	0.0407
Obs*R-squared	5.954647	Prob. Chi-Square(1)	0.0147

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:01

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7390.560	16183.00	-0.456687	0.6534
PIB	-0.008665	0.018293	-0.473659	0.6414
PIB*D2001	0.004032	0.007502	0.537446	0.5975
DEFICITPUBLICO	-0.006914	0.041475	-0.166697	0.8695
TASADEPARO	81.71210	255.5881	0.319702	0.7529
TASADEPARO*D2001	-175.6348	346.6050	-0.506729	0.6185
DESIGUALDAD	18508.77	35713.77	0.518253	0.6106
T	205.9310	432.1665	0.476508	0.6394
AR(1)	0.477030	0.277885	1.716644	0.1032
RESID(-1)	-0.786318	0.356609	-2.204985	0.0407
R-squared	0.212666	Mean dependent var		6.05E-08
Adjusted R-squared	-0.181001	S.D. dependent var		2403.889
S.E. of regression	2612.399	Akaike info criterion		18.84638
Sum squared resid	1.23E+08	Schwarz criterion		19.32217
Log likelihood	-253.8493	Hannan-Quinn criter.		18.99183
F-statistic	0.540218	Durbin-Watson stat		2.140154
Prob(F-statistic)	0.826565			

Figura 27: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.432731	Prob. F(2,17)	0.1177
Obs*R-squared	6.230508	Prob. Chi-Square(2)	0.0444

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:02

Sample: 1985 2012

Included observations: 28

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6450.504	16671.15	-0.386926	0.7036
PIB	-0.010944	0.019339	-0.565901	0.5789
PIB*D2001	0.005347	0.008178	0.653879	0.5219
DEFICITPUBLICO	-0.005683	0.042492	-0.133751	0.8952
TASADEPARO	106.8044	266.8804	0.400196	0.6940
TASADEPARO*D2001	-210.8144	362.4294	-0.581670	0.5684
DESIGUALDAD	16123.08	36878.48	0.437195	0.6675
T	259.0181	456.4670	0.567441	0.5778
AR(1)	0.389338	0.341227	1.140995	0.2697
RESID(-1)	-0.747022	0.374344	-1.995550	0.0623
RESID(-2)	-0.158780	0.342098	-0.464136	0.6484
R-squared	0.222518	Mean dependent var		6.05E-08
Adjusted R-squared	-0.234824	S.D. dependent var		2403.889
S.E. of regression	2671.265	Akaike info criterion		18.90522
Sum squared resid	1.21E+08	Schwarz criterion		19.42858
Log likelihood	-253.6730	Hannan-Quinn criter.		19.06521
F-statistic	0.486546	Durbin-Watson stat		2.052424
Prob(F-statistic)	0.876289			

Figura 28: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema autorregresivo AR(1).

Fuente: Elaboración propia.

Dependent Variable: GASTOPUBLICO
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/17 Time: 10:47
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29
 Convergence achieved after 15 iterations
 MA Backcast: 1983

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-131494.3	16159.50	-8.137275	0.0000
PIB	0.297754	0.014812	20.10233	0.0000
PIB*D2001	0.047402	0.006156	7.699934	0.0000
DEFICITPUBLICO	-0.384513	0.039598	-9.710476	0.0000
TASADEPARO	3649.985	240.6417	15.16772	0.0000
TASADEPARO*D2001	-2232.082	281.7549	-7.922070	0.0000
DESIGUALDAD	120492.6	34341.72	3.508637	0.0022
T	4881.352	314.6705	15.51258	0.0000
MA(1)	-0.999828	0.104580	-9.560444	0.0000
R-squared	0.999822	Mean dependent var		259741.8
Adjusted R-squared	0.999750	S.D. dependent var		140516.1
S.E. of regression	2219.865	Akaike info criterion		18.49741
Sum squared resid	98556004	Schwarz criterion		18.92174
Log likelihood	-259.2124	Hannan-Quinn criter.		18.63030
F-statistic	14021.34	Durbin-Watson stat		2.064825
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	1.00			

Figura 29: Modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).

Fuente: Elaboración propia.

Date: 06/23/17 Time: 22:04
 Sample: 1984 2012
 Included observations: 29
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

























Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.033	-0.033	0.0359	
		2 -0.089	-0.090	0.3000	0.584
		3 -0.075	-0.082	0.4956	0.781
		4 -0.283	-0.303	3.3837	0.336
		5 -0.048	-0.107	3.4711	0.482
		6 -0.054	-0.154	3.5867	0.610
		7 0.052	-0.045	3.6990	0.717
		8 -0.054	-0.215	3.8246	0.800
		9 0.054	-0.054	3.9573	0.861
		10 0.000	-0.138	3.9573	0.914
		11 -0.017	-0.093	3.9712	0.949
		12 -0.022	-0.187	3.9965	0.970

Figura 30: Correlograma de la serie de residuos del modelo con perturbación MA(1).

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	30.86803	Prob. F(1,19)	0.0000
Obs*R-squared	17.94379	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:05

Sample: 1984 2012

Included observations: 29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	245.7987	9645.352	0.025484	0.9799
PIB	-0.046303	0.011804	-3.922705	0.0009
PIB*D2001	0.019613	0.005072	3.867115	0.0010
DEFICITPUBLICO	-0.065210	0.028449	-2.292146	0.0335
TASADEPARO	12.26048	154.4571	0.079378	0.9376
TASADEPARO*D2001	-778.4565	230.1662	-3.382149	0.0031
DESIGUALDAD	40920.87	21850.28	1.872785	0.0766
T	1002.203	250.7073	3.997502	0.0008
MA(1)	-1.098245	0.135956	-8.077944	0.0000
RESID(-1)	0.222035	0.135271	1.641406	0.1172
R-squared	0.618751	Mean dependent var		6968.748
Adjusted R-squared	0.438160	S.D. dependent var		1875.530
S.E. of regression	1405.822	Akaike info criterion		17.60143
Sum squared resid	37550389	Schwarz criterion		18.07291
Log likelihood	-245.2207	Hannan-Quinn criter.		17.74909
F-statistic	3.426249	Durbin-Watson stat		2.341841
Prob(F-statistic)	0.011422			

Figura 31: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	17.12787	Prob. F(2,18)	0.0001
Obs*R-squared	19.00429	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 22:05

Sample: 1984 2012

Included observations: 29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-113.4658	9426.000	-0.012038	0.9905
PIB	-0.040043	0.012389	-3.232262	0.0046
PIB*D2001	0.016446	0.005459	3.012612	0.0075
DEFICITPUBLICO	-0.060726	0.027980	-2.170283	0.0436
TASADEPARO	-18.08904	152.4769	-0.118635	0.9069
TASADEPARO*D2001	-693.7906	233.0438	-2.977082	0.0081
DESIGUALDAD	40414.69	21348.39	1.893103	0.0745
T	892.4204	257.4745	3.466053	0.0028
MA(1)	-1.165851	0.141537	-8.237071	0.0000
RESID(-1)	0.259275	0.134864	1.922489	0.0705
RESID(-2)	0.223685	0.161864	1.381930	0.1839
R-squared	0.655321	Mean dependent var	6968.748	
Adjusted R-squared	0.463832	S.D. dependent var	1875.530	
S.E. of regression	1373.329	Akaike info criterion	17.56956	
Sum squared resid	33948577	Schwarz criterion	18.08819	
Log likelihood	-243.7586	Hannan-Quinn criter.	17.73199	
F-statistic	3.422243	Durbin-Watson stat	2.544684	
Prob(F-statistic)	0.011258			

Figura 32: Test de Breuch-Godfrey con dos retardos para el modelo en el que la perturbación sigue un esquema de medias móviles MA(1).

Fuente: Elaboración propia.

Date: 06/23/17 Time: 22:07
 Sample: 1986 2012
 Included observations: 27

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.154	0.154	0.7159	0.397
		2	0.324	0.307	3.9988	0.135
		3	-0.062	-0.163	4.1252	0.248
		4	-0.300	-0.430	7.1830	0.127
		5	-0.234	-0.116	9.1258	0.104
		6	-0.257	0.056	11.584	0.072
		7	-0.083	0.043	11.853	0.106
		8	-0.040	-0.122	11.920	0.155
		9	0.182	0.098	13.362	0.147
		10	0.097	0.025	13.793	0.183
		11	0.122	-0.076	14.518	0.206
		12	0.068	-0.017	14.759	0.255

Figura 33: Correlograma de la serie de residuos del Modelo de Corrección de Error.

Fuente: Elaboración propia.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.459344	Prob. F(1,18)	0.2427
Obs*R-squared	2.024852	Prob. Chi-Square(1)	0.1547

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 22:07
 Sample: 1986 2012
 Included observations: 27
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	364.8934	1243.473	0.293447	0.7725
D(PIB)	-0.010988	0.033939	-0.323757	0.7499
D(PIB*D2001)	0.003196	0.009970	0.320538	0.7523
D(DEFICITPUBLICO)	0.005830	0.044924	0.129773	0.8982
D(TASADEPARO)	103.2664	492.6730	0.209604	0.8363
D(TASADEPARO*D2001)	-143.9247	561.4923	-0.256325	0.8006
D(DESIGUALDAD)	-5495.960	37296.33	-0.147359	0.8845
RESID04(-1)	-0.437032	0.451826	-0.967257	0.3462
RESID(-1)	0.486389	0.402629	1.208033	0.2427
R-squared	0.074995	Mean dependent var		2.62E-13
Adjusted R-squared	-0.336119	S.D. dependent var		2245.117
S.E. of regression	2595.144	Akaike info criterion		18.82187
Sum squared resid	1.21E+08	Schwarz criterion		19.25382
Log likelihood	-245.0953	Hannan-Quinn criter.		18.95031
F-statistic	0.182418	Durbin-Watson stat		1.909649
Prob(F-statistic)	0.990409			

Figura 34: Test de Breuch-Godfrey con un retardo para el Modelo de Corrección de Error.

Fuente: Elaboración propia.