



Universidad  
Politécnica  
de Cartagena



FACULTAD DE  
CIENCIAS DE LA  
EMPRESA

# LA PARADOJA DE FELDSTEIN-HORIOKA: EVIDENCIA PARA ESPAÑA Y LA UNIÓN EUROPEA

---

*Rocío Fernández Bastidas*

Curso 2012/2013

**Directora: Rosa Badillo Amador**

Trabajo Fin de Grado para la obtención del título de  
Graduado/a en Administración y Dirección de Empresas

## ÍNDICE

1.- Introducción.....	Pág. 3
2.- Revisión de la literatura.....	Pág. 4
2.1.- La paradoja de Feldstein-Horioka. Definición.....	Pág. 4
2.2.- La paradoja de Feldstein-Horioka en la OCDE y en la UE.....	Pág. 6
2.3.- Justificaciones al fenómeno de Feldstein-Horioka.....	Pág. 9
2.4.- Críticas al fenómeno de Feldstein-Horioka.....	Pág. 10
2.4.1.- Críticas a la relación de la inversión y el ahorro como medida del grado de movilidad del capital.....	Pág. 10
2.4.2.- Críticas a la paradoja de Feldstein-Horioka por procedimientos econométricos utilizados.....	Pág. 11
2.4.3.- Críticas a la paradoja de Feldstein-Horioka por selección de muestra.....	Pág. 12
3.- Revisión econométrica.....	Pág. 13
3.1.- Tests de raíces unitarias.....	Pág. 14
3.2.- Tests de cointegración.....	Pág. 19
4.- Análisis empírico.....	Pág. 22
4.1.- Datos.....	Pág. 22
4.2.- Resultados del análisis empírico.....	Pág. 24
4.2.1.- Contrastes de raíces unitarias.....	Pág. 24
4.2.2.- Pruebas de cointegración.....	Pág. 27
5.- Conclusiones y futuras extensiones.....	Pág. 33
Referencias bibliográficas.....	Pág. 34
Anexo I. Resultados de los tests de raíces unitarias.....	Pág. 41
Anexo II. Resultados de los tests de cointegración.....	Pág. 63
Anexo III. Resultados de la estimación de las ecuaciones de cointegración y de los Vectores de Corrección de Error. Contrastes de hipótesis sobre valores de los coeficientes de regresión.....	Pág. 67

## 1.- INTRODUCCIÓN

El alto grado de correlación entre el ahorro y la inversión entre países e incluso dentro de un mismo país suele ser una regularidad empírica que es interpretada por Feldstein y Horioka (1980) como ausencia de movilidad de capital entre países. La denominada “paradoja de Feldstein-Horioka” surge por el hecho de que estos autores obtienen empíricamente una fuerte relación entre el ahorro y la inversión en países industrializados y desarrollados, interpretando este resultado como baja movilidad de capital. Esta interpretación constituye una paradoja ya que en países desarrollados, con economías supuestamente abiertas a la financiación internacional, no debería hallarse una relación entre el ahorro y la inversión domésticos, pues la inversión debería estar financiada por el conjunto del capital mundial y no necesariamente por su propio capital. El presente Trabajo Fin de Grado tiene como objetivo principal indagar en el estudio de dicha paradoja y analizar su cumplimiento empírico en el contexto de España y en la Unión Europea, hallando el grado de movilidad internacional de capital en estas dos regiones.

La importancia de nuestro estudio radica en que el análisis del grado de apertura financiera al exterior y la facilidad para acudir a los mercados internacionales en búsqueda de financiación con condiciones ventajosas y de altos rendimientos para el ahorro y la inversión es una cuestión que afecta al comportamiento de la economía real y, por consiguiente, resulta crucial a la hora de la toma de decisiones de política macroeconómica por parte de los organismos gubernamentales.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: La Sección 2 comienza con la definición y revisión de la literatura sobre la paradoja de Feldstein y Horioka (1980), su justificación y sus críticas. La Sección 3, muestra una revisión econométrica de los test de raíces unitarias y cointegración que se van a utilizar en el análisis empírico. Posteriormente, en la Sección 4, se exponen los resultados del análisis empírico del estudio y, finalmente, en la Sección 5, se presentan las conclusiones del trabajo y líneas futuras de investigación. Asimismo, al final del trabajo se expone una serie de Anexos en los que se muestran los resultados empíricos que se obtienen a través de la utilización del programa econométrico Eviews 7.0.

## 2.- REVISIÓN DE LA LITERATURA

### 2.1.- La paradoja de Feldstein-Horioka. Definición

La paradoja de Feldstein-Horioka es una de las singularidades de la macroeconomía y la economía internacional más tratada en la literatura científica económica. La teoría económica establece que, asumiendo que los inversores tienen libertad y facilidad para invertir su dinero en aquellos países donde consigan la rentabilidad más alta, efectivamente la inversión se producirá en estos países. Esto llevaría a incrementar el coste (precio) de la inversión hasta el momento en que la rentabilidad por unidad invertida entre distintos países fuese la misma. Así, el dinero fluiría de países con baja rentabilidad a países con alta rentabilidad, hasta que el aumento de la inversión hiciera que la rentabilidad se igualara con la del resto del mundo. Si asumimos todo esto como cierto y existe movilidad perfecta de capitales, no debería existir relación alguna entre el ahorro y la inversión dentro de un mismo país.

Martin Feldstein y Charles Horioka (1980) quisieron comprobar con datos de una muestra formada por 16 países de la OCDE si esta teoría podía ser demostrada de forma empírica. Asumieron que bajo una perfecta movilidad del capital, el ahorro de un país se invertiría en cualquier región del mundo que ofreciera una mayor rentabilidad, mientras que la inversión de cada país estaría financiada por el total de capital mundial. Por tanto, no debería hallarse relación entre el ahorro doméstico y la inversión doméstica en un mismo país. Para comprobar la teoría, estimaron la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha_0 + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + e_i \quad (2.1)$$

donde  $I/Y$  representa la tasa de inversión bruta del país  $i$ ,  $S/Y$  es la tasa de ahorro bruto doméstico del país  $i$ , siendo  $I$  la inversión bruta doméstica del país  $i$ ,  $Y$  el producto interior bruto (PIB) del país  $i$ ,  $S$  el ahorro bruto doméstico del país  $i$  y  $e_i$  representaría el término de perturbación aleatoria. Los datos pertenecían al periodo 1960-1974. Bajo el supuesto de completa movilidad de capitales, la hipótesis nula con la que trabajaban era que en la ecuación (2.1)  $\beta$  (al que llamaron coeficiente de retención del ahorro) debería ser cero. La razón sería que, con movilidad perfecta de capitales, no debería haber relación entre el ahorro doméstico y la inversión doméstica. Sin embargo, si la movilidad de capital es perfecta, la inversión en un país sí debería estar financiada por el

montante de capital mundial. En este sentido, Feldstein y Horioka argumentan que si se tratara de un país muy pequeño en relación a la economía mundial, *el impacto del incremento del ahorro doméstico sobre la inversión del resto del mundo debería ser cero*. Asimismo, si el país fuera de un tamaño relativamente grande,  $\beta$  debería tener un valor relativo a la magnitud del porcentaje de capital mundial total perteneciente al país. De ahí, el valor verdadero de  $\beta$  de la ecuación (2.1) variaría entre los distintos países de la OCDE, pero de media valdría menos de 0,1. Por el contrario, si nos encontráramos con un valor de  $\beta$  próximo a 1, significaría que el incremento en el ahorro de un país ha sido invertido en ese mismo país. Así, el coeficiente de retención del ahorro podría utilizarse como un indicador del nivel de movilidad internacional del capital.

Sin embargo, la evidencia empírica del estudio de Feldstein y Horioka muestra que el valor de este coeficiente se encuentra en el intervalo 0,85-0,95, lo que indicaría una baja movilidad del capital, en contra de lo que predice la teoría económica. Esta baja movilidad encontrada empíricamente en un grupo de países desarrollados de la OCDE, cuando se esperaba una alta movilidad del capital, constituiría la llamada “paradoja de Feldstein-Horioka”. Este resultado es especialmente paradójico si consideramos que desde el último cuarto del siglo XX, ha aumentado la movilidad del capital, sobre todo entre países desarrollados con contextos económicos, políticos y sociales parecidos. Además, en la actualidad, en un mundo donde la información es accesible desde cualquier lugar en poco tiempo, y el dinero puede transferirse fácilmente en apenas segundos y con unos costes de transacción relativamente bajos, por lo que debería ser fácil obtener dinero de los mercados internacionales donde el coste de capital sea menor. Por tanto, no hay motivo aparente para que el capital no se mueva entre países desarrollados con economías estables, además de que la desregulación financiera ha sido creciente en los últimos años, como señalan Ghosh y Dutt (2011). Reflexionando acerca de este argumento en el contexto de países de la Unión Europea, resultaría aún más paradójico encontrar baja movilidad del capital en el seno de la misma, donde la integración económica y financiera es mayor que en cualquier otro grupo de países; es más atractivo para los países más pobres pedir prestado al exterior, y para los ricos prestar más dinero al exterior, como apunta Abiad *et al* (2007). Onafowara *et al.* (2011) apuntan que en la Eurozona se han incrementado los desequilibrios de la balanza por cuenta corriente entre los países ricos del norte de Europa y los países más pobres del sur de Europa. Por todas estas razones, los

resultados de Feldstein y Horioka (1980) constituyen una paradoja en la ciencia económica pues la evidencia empírica hallada contradice la teoría económica sobre la movilidad de capitales.

Como posible explicación de este resultado, Feldstein y Horioka (1980) argumentan que puede ser debido a la existencia de ciertos factores, como falta de información, la aversión al riesgo por parte de los inversores, y diferencias en los regímenes jurídicos de cada país. La importancia de este hallazgo es grande, pues afecta a distintas vertientes de la macroeconomía, por ejemplo, a la balanza por cuenta corriente, al grado de movilidad internacional del capital, a cuestiones relativas a decisiones de política económica (sobre el ahorro y la inversión), a la moneda de cada país, al impacto de la fiscalidad sobre el ahorro y el capital, y a la liberalización financiera.

Para resumir los hallazgos sobre la paradoja de Feldstein-Horioka más significativos, nos basaremos principalmente en Apergis y Tsoumas (2009), que realizan una revisión exhaustiva de la literatura existente, junto a otros autores, como Ketenci (2012, 2013).

## **2.2.- La paradoja de Feldstein-Horioka en la OCDE y en la UE**

Sería interesante, en el contexto de este trabajo, comparar la evidencia empírica sobre la paradoja en la OCDE frente a la UE. De acuerdo a Ketenci (2012), el grado de movilidad del capital entre los países de la UE debería ser mayor que el grado de movilidad entre países de la OCDE debido a la presencia de instituciones similares en la UE, el grado de apertura financiera y las regulaciones provenientes de la Unión Europea. Desde un punto de vista empírico, se pueden citar múltiples e innumerables artículos que han tratado de analizar esta paradoja con distintos países, periodos temporales, diferentes metodologías, etc. Feldstein y Bachetta (1991) repiten el estudio en el periodo 1960-1986 para 23 países de la OECD, y encuentran que la correlación entre inversión y ahorro se ha debilitado levemente, respecto al estudio de Feldstein-Horioka (1980). Otros estudios posteriores apoyan hasta cierto punto este resultado y algunos por completo. Por mencionar algunos: Frankel (1991), en un artículo acerca de cómo medir el grado de movilidad internacional del capital, respalda que el coeficiente  $\beta$  sea cercano a 1 como en la investigación de Feldstein y Horioka (1980). Tesar (1991)

encuentra también correlación positiva entre el ahorro y la inversión en 23 países de la OCDE. Obstfeld (1995) halla unos coeficientes  $\beta$  para 22 países de la OCDE en el periodo 1974-1990 algo menores a los de Feldstein y Horioka (1980). Apergis y Tsoulfidis (1997), usando el crédito como variable aproximada para la inversión en una muestra de 14 países de la UE, rechazaron la hipótesis de una alta movilidad del capital. Abbott y De Vita (2003) realizan un estudio para datos trimestrales del Reino Unido desde 1955 a 1999, obteniendo que el grado de correlación es menor al comenzar el periodo de liberalización financiera a finales de los años 70. Amirkhalkali *et al.* (2003) encuentra una alta correlación entre el ahorro y la inversión en una muestra de 19 países de la OCDE para el periodo 1971-1999. Pelagidis y Mastroiannis (2003), obtuvieron un coeficiente  $\beta$  para Grecia de 0.91, con lo que su movilidad del capital sería baja, aunque el mismo estudio afirma que la movilidad de capitales se incrementa ligeramente desde 1981. Narayan (2005) en su estudio de Japón para el periodo 1960-1999 halla un cierto grado de correlación entre el ahorro y la inversión.

Otros estudios obtienen resultados distintos a los de Feldstein y Horioka (1980), por ejemplo, Sachs *et al.* (1981) y Sachs (1983), en sus estudios para el periodo posterior a 1960 en países de la OCDE y países menos desarrollados, obtienen que la inversión tiene más relación con los flujos de la balanza por cuenta corriente que con el ahorro de un país. Feldstein y Bachetta (1991) y Artis y Bayoumi (1991) compararon la relación entre ahorro e inversión y la integración financiera entre países de la OCDE y la UE; ambos obtuvieron una movilidad del capital más alta entre países de la UE que entre miembros de la OCDE. Barkoulas *et al.* (1996) no hallan correlación entre el ahorro y la inversión a largo plazo en una muestra de 24 países de la OCDE utilizando el procedimiento de cointegración de Johansen. Hussein (1998), en el periodo 1960-1993 para 23 países de la OCDE, utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, encuentra que la movilidad del capital es muy alta en 18 de esos 23 países. Blanchard y Giavazzi (2002) estudian la relación entre ahorro e inversión en la zona euro y obtienen como resultado que no sólo se ha reducido la relación, sino que prácticamente ha desaparecido, lo que reflejaría la creciente integración de las economías de estos países. En relación con ese supuesto debilitamiento de la relación entre ahorro e inversión, podemos citar los estudios de Helliwell (2004) y Feldstein (2005), que encontraron evidencia de que la relación entre las dos variables había disminuido desde mediados de los 90 para los países de la OCDE más pequeños,

mientras que seguía siendo considerable en el caso de los países con economías de mayor tamaño. Coakley *et al.* (2004), usando datos trimestrales de 12 países de la OECD para el periodo 1980-2000, comprueban que la movilidad del capital es alta entre estos países. Desde una perspectiva distinta, Telatar *et al.* (2007) examinaron el comportamiento del coeficiente  $\beta$  al producirse cambios de regímenes en varios países europeos; el resultado fue que en Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Italia y Suecia se observaba un aumento de la movilidad del capital tras el cambio sufrido por el establecimiento de la Unión Europea en 1994. Kollias *et al.* (2008), usando datos de panel para 15 países de la UE calculan un coeficiente  $\beta$  con un valor entre 0,148 y 0,157, demostrando que existe una alta movilidad de capitales en la muestra de países escogidos. Estos son sólo algunos ejemplos de la diversidad de estudios y resultados acerca de la paradoja de Feldstein y Horioka, que ilustran el poco grado de consenso empírico al que se ha llegado en la literatura sobre este tema, y justifican la necesidad de seguir investigando para arrojar luz sobre la cuestión y encontrar una explicación definitiva a dicha paradoja.

Además, sería muy apropiado para el contexto de este Trabajo Fin de Grado citar una investigación anterior sobre la paradoja realizado con datos de España; en concreto, el trabajo de Bajo-Rubio (1998). Este estudio utiliza datos anuales de inversión y ahorro brutos del periodo 1964-1994, periodo de interés ya que en esa época España experimentó un proceso de liberalización financiera gradual y de apertura al exterior que culminó con su entrada en la Unión Europea (1986). Estimando la relación de equilibrio entre la tasa de inversión y la del ahorro a través del método de Phillips y Hansen (1990) y aplicando el test de Durbin-Watson y el de Dickey-Fuller aumentado a sus residuos, confirma que el ahorro y la inversión cointegran; es decir, que a largo plazo estas variables sí tienen una tendencia estocástica común y están relacionadas, lo que según Razin (1995) tiene que ocurrir en el largo plazo, aunque puede que esto no ocurra en el corto plazo. Posteriormente, con un Modelo de Corrección de Error para estimar la relación de corto plazo, halló que el coeficiente que relacionaba la inversión con el ahorro no era estadísticamente distinto de cero para el periodo completo, y repitiendo los cálculos para subperiodos, obtuvo que no era estadísticamente distinto de uno en el primer periodo (1964-1973), mientras que en los otros subperiodos posteriores no era estadísticamente distinto de cero. Por lo tanto, su conclusión fue que la movilidad

de capital en España no era baja en ese periodo y que se había incrementado paulatinamente desde 1974.

### **2.3-. Justificaciones al fenómeno de Feldstein-Horioka**

A la hora de buscar explicaciones a este fenómeno, también podemos encontrar numerosos ejemplos en la literatura académica.

Algunos estudios encuentran que las diferencias en la paridad del tipo de interés real pueden provocar la alta correlación entre el ahorro y la inversión, como Frankel (1991). En la misma línea, según Cardia (1992), el ahorro y la inversión pueden tener una relación positiva por los mismos motivos, siempre que se dieran ciertos shocks (de productividad, por ejemplo), de ahí que sean compatibles altos valores del coeficiente  $\beta$  con una perfecta movilidad del capital. Según Feldstein (1994), la explicación de la paradoja de Feldstein y Horioka podría estar en el fenómeno del “sesgo del propio país”, por el que la baja movilidad del capital sería causada por la tendencia de los directivos de invertir en activos nacionales, para evitar riesgos de tipo de cambio, variaciones de regímenes políticos, etc. Gunji (2003) estudia cómo afecta el sistema legal a la relación ahorro-inversión, observando que los países con menor protección a los inversores presentan un coeficiente  $\beta$  más bajo, pues el ahorro tiende a ir a países con una legislación más favorable. Otras explicaciones se encuentran en el diferente grado de desarrollo financiero entre los distintos países, cuanto mayor sea ese nivel de desarrollo, mayor será la parte de inversión financiada por una asignación eficiente del ahorro, como Bencivenga y Smith (1991). Guiso *et al.* (2004) encuentran que los obstáculos y dificultades en la intermediación financiera dentro de un país conllevan una mayor correlación entre ahorro e inversión.

Otras líneas de investigación hablan sobre el papel de las restricciones presupuestarias intertemporales. Algunos autores alegan que existe una correlación alta entre ahorro e inversión a largo plazo debido a las restricciones presupuestarias intertemporales, pero a corto plazo esta correlación es más débil, como señalan Obstfeld and Rogoff (1995), Coakley *et al.* (1996), Jansen (1997, 1998, 2000).

Por otro lado, Feldstein (1983, 1992) sostiene que la explicación puede residir en el control que realiza el gobierno del país del movimiento de capitales en situaciones de desequilibrio de la balanza por cuenta corriente. Según Bayoumi (1990), Artis y

Bayoumi (1991) y Levy (1995), además de la razón anterior, el objetivo de gasto público del gobierno para evitar déficits en el saldo de la cuenta corriente (esta idea se basa en que se intenta que los cambios en el ahorro neto privado se contrarresten con el ahorro público) puede causar la relación positiva entre ahorro e inversión, a pesar de que haya movilidad de capitales.

## **2.4-. Críticas al fenómeno de Feldstein-Horioka**

### **2.4.1-. Críticas a la relación de la inversión y el ahorro como medida del grado de movilidad del capital**

En la literatura académica, aparte de estudios intentando confirmar o invalidar los hallazgos de Feldstein y Horioka (1980), y de explicar el porqué de sus resultados, también han surgido todo tipo de críticas acerca de la paradoja. Para empezar, debemos comentar que algunos autores sostienen que el grado de movilidad internacional del capital no puede medirse a través de la relación entre el ahorro y la inversión de un país debido a diversos motivos expuestos.

Según Razin (1995) en la balanza por cuenta corriente la diferencia entre el ahorro y la inversión tiene que ser cero a largo plazo, lo que invalidaría al coeficiente  $\beta$  como un indicador de la movilidad del capital. Por su parte, Lemmen y Eijfinger (1995) dudan de que el coeficiente  $\beta$  sea una medida adecuada de la movilidad del capital, ya que a su juicio es más restrictivo que el de la paridad interés descubierta y condiciones de tipo de interés real. Telatar *et al.* (2007) argumentan que el coeficiente  $\beta$  de Feldstein y Horioka (1980) podría servir para medir la movilidad del capital solamente cuando los datos recojan la información sobre las variaciones de régimen producidas. Rocha (2003) cree que el coeficiente  $\beta$  sólo explicaría la validez de la restricción de solvencia. Desde otro punto de vista, tenemos a Maveyroud-Tricoire (2006), que sostiene que la presencia de costes de transacción en el comercio de bienes dentro de la zona euro invalida la hipótesis de que el coeficiente  $\beta$  sea una medida adecuada del nivel de integración de los mercados de capitales.

### **2.4.2.- Críticas a la paradoja de Feldstein-Horioka por procedimientos econométricos utilizados**

Los resultados de los estudios sobre la paradoja de Feldstein y Horioka no sólo varían dependiendo de los países analizados y periodos temporales sino que también se obtienen resultados diferentes dependiendo de los modelos econométricos utilizados, la consideración de cambios estructurales, etc., tal y como Ketenci (2013) señala.

En hallazgos más recientes a los del estudio original de Feldstein y Horioka (1980) se ha puesto de manifiesto la importancia de las propiedades estadísticas de los ratios de inversión y de ahorro sobre el PIB, que resultan ser no estacionarios para una gran mayoría de países, idea que se basa en el estudio de Coakley *et al.* (1996), en el que encuentran evidencia de que los datos del ahorro y de la inversión están cointegrados con independencia del grado de movilidad del capital; y por tanto, es muy probable que los métodos normales de análisis de regresión ofrezcan resultados sesgados y una inferencia incorrecta, de acuerdo a Banerjee y Zanghieri (2003). Estos mismos autores, en su estudio para 14 países de la UE en el periodo 1970-2002, utilizaron el test de cointegración de Johansen y el test de cointegración de Pedroni, confirmando de forma general para la muestra, aunque dependiendo del grupo de países, su hipótesis de cointegración en las series de datos, lo que señala que sí existe una correlación entre inversión y ahorro a largo plazo, aunque no necesariamente a corto plazo; lo que podría explicar los resultados de Feldstein y Horioka de baja movilidad del capital al no tener en cuenta estas relaciones de cointegración. Hay también cuantiosos ejemplos en la literatura en los que se analiza la existencia de cointegración en los datos, utilizando distintas metodologías, como el estudio mencionado anteriormente de Kollias *et al.* (2008), que empleó un Modelo de Regresión con distribución de retardos autorregresivos (ARDL model) para detectar la presencia de relaciones de cointegración entre variables, algunas de las cuales pueden ser estacionarias y otras no. De acuerdo a Ketenci (2012), otros enfoques en estudios sobre datos de panel, se centran en el papel de factores exógenos adicionales. Fouquau *et al.* (2008), utilizaron un modelo de regresión con transición suave, propuesto por González *et al.* (2005); en su estudio hallaron una gran heterogeneidad en la movilidad del capital de los países desarrollados.

Hay autores que opinan que existe un problema de variables omitidas, como podrían ser los cambios demográficos, shocks de productividad, cambios en los tipos de interés y gasto público que pueden producir de forma endógena movimientos simultáneos en ahorro e inversión, como Obstfeld (1986), Finn (1990), Leachman (1991), Baxter y Crucini (1993), Stockman y Tesar (1995).

Respecto a métodos de estimación y modelos, también encontramos críticas a los métodos utilizados por Feldstein y Horioka (1980) y a algunos de los empleados posteriormente por otros autores; de esta forma se criticarían los resultados obtenidos, dando a entender que las conclusiones de Feldstein y Horioka (1980) estarían fundamentadas sobre datos erróneos. Tobin (1983), Dooley *et al.* (1987), Bayoumi (1990), Tesar (1991), Kasuga (2004) critican el método de mínimos cuadrados ordinarios utilizado, ya que no es capaz de eliminar el problema de endogeneidad que puede encontrarse en las variables. Jansen y Schultz (1996), y Coiteux y Olivier (2000) sostienen que se deben utilizar los datos en primeras diferencias, no en niveles como se había hecho, lo que invalidaría los resultados obtenidos. Leachman (1991) y Sinha (2002) encuentran evidencias en contra de la cointegración, debido a la baja potencia del procedimiento de Engle-Granger. Este problema se soluciona utilizando Modelos de Corrección de Error dando como resultado una relación positiva entre ahorro e inversión tanto en el corto como en el largo plazo, como encuentran Vikoren (1994), Jansen y Schultz (1996), Sinha y Sinha (2004).

### **2.4.3.- Críticas a la paradoja de Feldstein-Horioka por selección de muestra**

En la literatura económica hallamos además, artículos que han criticado la paradoja de Feldstein y Horioka desde diferentes perspectivas. Para empezar, se ha criticado que en los estudios se utilicen mayormente datos de grandes países industrializados, lo que puede causar un sesgo en el cálculo de los coeficientes (obteniendo un mayor valor). Levy (1990) alega que los resultados de los estudios son muy sensibles dependiendo de qué países se escojan, lo que le ocurre por ejemplo a Tesar (1991) al descartar Luxemburgo de la muestra de países. Demetriades y Hussein (1996) opinan que la paradoja de Feldstein y Horioka sea problemamente objeto del sesgo de selección de la muestra. Ho y Chiu (2001), y Ho (2003), comprueban que el tamaño del país tiene un papel relevante en el valor de la relación entre ahorro e inversión.

Por último, en relación a las variables utilizadas, éstas han sido mayormente datos brutos, como en el estudio de Feldstein y Horioka (1980); los datos netos han sido criticados por no haber sido depreciados de forma precisa, como señala Feldstein (1983) y Tesar (1991, 1993). Algunos autores han señalado que los datos de la OCDE de ahorro e inversión son también imprecisos, es el caso de Obstfeld (1986), Baxter y Crucini (1993), Rossini y Zanghieri (2003). Con esto se pretende señalar la importancia de utilizar los datos que contengan la mayor información posible, y obtenidos de fuentes fiables para el estudio de la movilidad de capitales; no con ello se crítica la paradoja de Feldstein y Horioka en sí misma.

### 3-. REVISIÓN ECONOMÉTRICA

Para poder llevar a cabo nuestro estudio sobre la relación entre ahorro e inversión en España y la UE, debemos solucionar una serie de problemas que pueden aparecer a la hora de realizar nuestros cálculos. Como hemos mencionado en el apartado de análisis de la literatura, sin detenernos demasiado, se ha llegado a la conclusión de que en muchas ocasiones las variables inversión y ahorro resultan ser variables no estacionarias, es decir, su distribución de probabilidad depende del tiempo (Suriñach *et al.*, 1995). Esto puede ocasionar que el análisis de regresión realizado con esas variables dé lugar que se considere como significativa una relación espuria, que es aquella en la que realmente no existe relación directa entre dichas variables pero que presenta un coeficiente de determinación ( $R^2$ ) alto y unos errores estándar bajos (Montero, 2013).

Las estimaciones por MCO de relaciones entre variables no estacionarias son espurias salvo que dichas variables estén cointegradas, en cuyo caso presentan residuos que son estacionarios. Si los residuos son estacionarios las estimaciones de variables no estacionarias son superconsistentes (Montero, 2013), es decir, convergen al verdadero valor del parámetro mucho más rápidamente que en el caso habitual.

Por lo tanto, debemos comprobar con nuestros datos, si las variables son estacionarias o no. Se dice que una serie temporal  $y_t$  tiene raíz de orden  $d$  ( $y_t \sim I(d)$ ) cuando  $y_t$  se transforma en una serie estacionaria al ser diferenciada  $d$  veces. Si la serie fuera estacionaria, o sea, si su distribución de probabilidad no dependiera del tiempo (Suriñach *et al.*, 1995), sería  $I(0)$ . Si existe una relación entre el incremento de cada valor y el inmediato anterior, y éste es proporcional a lo largo de la serie temporal, se

dice que la serie tiene raíz unitaria  $I(1)$ . En el caso de que exista tal relación pero sin ser constante a lo largo de la serie estaríamos ante una raíz de orden 2 o superior (Montero, 2013).

### 3.1.- Tests de raíces unitarias

Consiguientemente, debemos realizar algunos test de raíz unitaria sobre nuestros datos para comprobar si ambas variables, ahorro e inversión, son no estacionarias de orden  $I(1)$ . El primer test que realizaremos es el **contraste de Dickey-Fuller Aumentado** (DFA), que tiene como ventaja respecto al contraste de Dickey-Fuller estándar que es más general al incluir un término para recoger y corregir la autocorrelación serial de los errores. Este test consiste en estimar la siguiente ecuación:

$$\Delta x_t = x_t' \delta + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p b \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.1.1)$$

con un valor de  $p$  lo suficientemente grande para garantizar que  $\varepsilon_t$  sea aproximadamente ruido blanco (Suriñach *et al.*, 1995). El término  $x_t' \delta$  recogería, en caso de que se quisieran incluir en la regresión, la constante ( $\alpha_0$ ), la tendencia lineal determinista ( $\alpha_1 t$ ), ambos o ninguno. El procedimiento para aplicar este contraste es el sugerido por Dolado *et al.* (1990) y Phillips y Perron (1988), que empieza con el modelo menos restrictivo y termina con el más restrictivo (si fuese necesario), contrastando la significatividad de la constante y la tendencia en cada modelo. En este test, las hipótesis nula y alternativa son las siguientes:

$$H_0 : \alpha = 0 \rightarrow \text{serie no estacionaria}$$

$$H_1 : \alpha \neq 0 \rightarrow \text{serie estacionaria}$$

El estadístico de contraste para la significatividad individual de  $\alpha$  no es la  $t$ -student habitual, sino que Dickey-Fuller (1979) y MacKinnon (1994) construyeron unas tablas especiales mediante simulaciones de Montecarlo en las que la  $t$  es superior (Montero, 2013):

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})}, \quad (3.1.2)$$

siendo  $se(\hat{\alpha})$  la desviación típica de  $\hat{\alpha}$ .

El siguiente test que usaremos será el de **Philipps-Perron** (1988), que propone un modelo alternativo no paramétrico para controlar la correlación serial a la hora de comprobar la existencia de una raíz unitaria. Este test estima la misma regresión que el test de Dickey-Fuller normal, es decir:

$$\Delta x_t = x_t' \delta + \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.1.3)$$

pero se modifica el estadístico  $t$  del coeficiente  $\alpha$  para hacerlo compatible con la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en el término de perturbación (Suriñach *et al.*, 1995). El procedimiento para aplicar este contraste es el sugerido por Dolado *et al.* (1990) y Phillips y Perron (1988), que empieza con el modelo menos restrictivo y termina con el más restrictivo (si fuese necesario), como en el caso del test de Dickey-Fuller aumentado. El estadístico  $t$  se calcularía de la siguiente forma:

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}s}, \quad (3.1.4)$$

donde  $\hat{\alpha}$  es la estimación,  $t_\alpha$  el ratio de significatividad individual de  $\alpha$ ,  $se(\hat{\alpha})$  es el coeficiente de error estándar de  $\hat{\alpha}$  y  $s$  es el error estándar de los residuos de la regresión.  $\gamma_0$  es una estimación consistente de la varianza del término de error.  $f_0$  es un estimador del espectro de los residuos en la frecuencia cero. La distribución asintótica del estadístico  $t$  modificado de Phillipps-Perron es la misma que la del estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado. Tendríamos las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \alpha = 0 \rightarrow \text{serie no estacionaria}$$

$$H_1 : \alpha \neq 0 \rightarrow \text{serie estacionaria}$$

Asimismo realizaremos el **test de Dickey-Fuller con Mínimos Cuadrados Generalizados con extracción de la tendencia determinista (DFGLS)**. Elliot, Rothenberg y Stock (ERS), (1996), proponen una modificación del test de Dickey-Fuller aumentado en el que se extrae la tendencia determinista de los datos antes de aplicar este test. ERS transforman los datos originales calculando una cuasi-diferencia

de  $y_t$  que depende del valor de  $a$ , que representa el punto específico alternativo frente al cual se contrasta la hipótesis nula:

$$d(y_t|a) = \begin{cases} y_t & \text{si } t = 1 \\ y_t - ay_{t-1} & \text{si } t > 1 \end{cases} \quad (3.1.5)$$

Después consideran una regresión por MCO de los datos  $d(y_t|a)$  sobre  $d(x_t|a)$ :

$$d(y_t|a) = d(x_t|a)' \delta(a) + \eta_t, \quad (3.1.6)$$

donde  $x_t$  incluye la constante, o la tendencia y la constante, y  $\delta(a)$  son los estimadores mínimo-cuadráticos de la regresión anterior. ERS recomiendan como valor de  $a$ , usar  $a = \bar{a}$ , donde:

$$\bar{a} = \begin{cases} 1 - 7/T & \text{si } x_t = \{1\} \\ 1 - 13,5/T & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (3.1.7)$$

A partir de los estimadores anteriores se elaboran los datos con tendencia determinista extraídos, a lo que llaman *detrended GLS* ( $y_t^d$ ), usando las estimaciones asociadas a  $\bar{a}$ :

$$y_t^d \equiv y_t - x_t' \hat{\delta}(\bar{a}) \quad (3.1.8)$$

El test DFGLS incluye la estimación de la ecuación del test DFA tras sustituir los datos originales  $y_t$  por los datos detrended GLS,  $y_t^d$ :

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p}^d + v_t, \quad (3.1.9)$$

siendo las hipótesis nula y alternativa:

$$H_0 : \beta = 0 \rightarrow \text{serie no estacionaria}$$

$$H_1 : \beta \neq 0 \rightarrow \text{serie estacionaria}$$

En el caso de que se incluya sólo la constante, el estadístico  $t$  para  $\hat{\alpha}$  sigue la misma distribución que el de DFA, pero es distinto si se incluyen la constante y la tendencia. ERS (1996, tabla 1, pág. 825) simulan los valores críticos en este último caso para  $T = \{50, 100, 200, \infty\}$ .

También realizaremos el **test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin** (KPSS, 1992). El estadístico de KPSS se basa en los residuos de la regresión por MCO de  $y_t$  sobre las variables exógenas  $x_t$ :

$$y_t = x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (3.1.10)$$

El estadístico LM se define de la siguiente forma:

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0), \quad (3.1.11)$$

donde  $f_0$  es un estimador del espectro de los residuos en la frecuencia cero y  $S(t)$  es una función acumulativa,  $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$ , basada en los residuos:  $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\delta}(0)$ <sup>1</sup>. El estadístico LM tiene sus propios valores críticos. En el caso de este test:

$H_0$  : serie estacionaria

$H_1$  : serie no estacionaria

Otro test que usaremos es el del **Punto Óptimo ERS (de Elliot, Rothenberg y Stock)**, que se basa en la ecuación de regresión definida en (3.1.6), donde se definen los residuos de la ecuación como:  $\hat{\eta}_t(a) = d(y_t|a) - d(x_t|a)' \delta(a)$ , y la suma al cuadrado de los residuos como:  $SCR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a)$ . El estadístico del punto óptimo ERS se definiría así:

$$P_T = (SCR(\bar{a}) - \bar{a}SCR(1)) / f_0, \quad (3.1.12)$$

donde  $f_0$  es un estimador del espectro de los residuos en la frecuencia cero. Los valores críticos para el estadístico del test ERS se calculan interpolando los resultados de

---

<sup>1</sup> El estimador de  $\delta$  difiere del utilizado en el procedimiento de ERS ya que se calcula a partir de una regresión con los datos originales y no a partir de cuasi-diferencias de los datos.

simulación que proporcionan ERS (1996, tabla 1, pág. 825) para  $T = \{50, 100, 200, \infty\}$ .

Las hipótesis nula y alternativa son:

$$H_0 : \text{serie no estacionaria}$$

$$H_1 : \text{serie estacionaria}$$

Por último, tenemos el **test de Ng y Perron** (2001), que se basa en los datos *detrended GLS* ( $y_t^d$ ). Primero, definen el término:

$$\kappa = \sum_{t=2}^T (y_{t-1}^d)^2 / T^2, \quad (3.1.13)$$

y los siguientes estadísticos, que son modificaciones de los Phillips-Perron  $z_\alpha$  y  $z_t$ , los de Bhargava (1986)  $R_1$ , y el del punto óptimo de ERS:

$$\begin{aligned} MZ_\alpha^d &= (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0) / (2\kappa) \\ MZ_t^d &= MZ_\alpha \times MSB \\ MSB^d &= (\kappa / f_0)^{1/2} \end{aligned} \quad (3.1.14)$$

$$MP_T^d = \begin{cases} (\bar{c}^2 \kappa - \bar{c} T^{-1} (y_T^d)^2) / f_0 & \text{si } x_t = \{1\} \\ (\bar{c}^2 \kappa - (1 - \bar{c}) T^{-1} (y_T^d)^2) / f_0 & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

donde:

$$\bar{c} = \begin{cases} -7 & \text{si } x_t = \{1\} \\ -13,5 & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (3.1.15)$$

Las hipótesis nula y alternativa son:

$$H_0 : \text{serie no estacionaria}$$

$$H_1 : \text{serie estacionaria}$$

### 3.2.- Tests de cointegración

Si tenemos dos variables temporales  $x_t$  y  $y_t$  no estacionarias de orden  $I(1)$ , podemos decir que están cointegradas cuando puede practicarse una regresión lineal o no lineal del siguiente tipo (Montero, 2013):

$$y_t = x_t' \delta + u_t, \quad (3.2.1)$$

donde los residuos ( $u_t = y_t - x_t' \delta$ ) sean  $I(0)$ , es decir, es necesario que exista una combinación lineal de ambas variables que sea estacionaria. La cointegración de las variables quiere decir que existe una relación entre ellas en el largo plazo, así que aunque evolucionen en función del tiempo, lo hacen de forma acompasada, de forma que el error entre ellas no crece (Montero, 2013).

Utilizaremos varios tests para comprobar si existe cointegración entre nuestras variables:

El primero de ellos, basado en los residuos, es el de **Engle-Granger**. Este test usa un enfoque paramétrico como el test de Dickey-Fuller aumentado para comprobar si el término de residuos ( $\hat{u}_t$ ) de la ecuación (3.2.1) es estacionario (cointegración) o si no es estacionario (no cointegración). El test estima una regresión aumentada de  $p$  retardos sobre los residuos del modelo (3.2.1) de la forma:

$$\Delta \hat{u}_t = (\rho - 1) \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \hat{u}_{t-j} + v_t \quad (3.2.2)$$

El número  $p$  de diferencias de retardos debería crecer hasta infinito con el tamaño de la muestra  $T$  pero a un ritmo menor que  $T^{1/3}$ . Se consideran los dos estadísticos estándar del test de Dickey-Fuller aumentado, uno basado en el estadístico  $t$  para comprobar la hipótesis nula de no estacionariedad ( $\rho = 1$ ) sobre los residuos o de no cointegración sobre la ecuación de regresión, y el otro basado directamente en el coeficiente de autocorrelación normalizado ( $\hat{\rho} - 1$ ), respectivamente los dos estadísticos son:

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})} \quad (3.2.3)$$

$$\hat{z} = \frac{T(\hat{\rho}-1)}{(1-\sum_j \hat{\delta}_j)},$$

siendo  $se(\hat{\rho})$  la desviación típica de  $\hat{\rho}$ .

Las hipótesis nula y alternativa son, respectivamente:

$H_0$ : no cointegración

$H_1$ : cointegración

Otro test basado en los residuos es el **test de Phillips y Ouliaris**. Este test usa la metodología no paramétrica de Phillips-Perron. El test obtiene una estimación de  $\rho$  a partir de la regresión de Dickey-Fuller sin aumentar estándar:

$$\Delta \hat{u}_t = (\rho-1)\hat{u}_{t-1} + w_t \quad (3.2.4)$$

A partir de la estimación de  $\rho$ , se trata de conseguir estimaciones de la varianza de largo plazo de los residuos,  $w_w$ , y la varianza de largo plazo de una cola de los residuos,  $\lambda_{1w}$ . El coeficiente de autocorrelación corregido de sesgo se define así:

$$(\hat{\rho}^*-1) = (\hat{\rho}-1) - T\hat{\lambda}_{1w} \left( \sum_t \hat{u}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (3.2.5)$$

Los estadísticos del test de Phillips y Ouliaris (1990), análogos a los de Engle-Granger (3.2.3), son, respectivamente:

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho}^*-1}{se(\hat{\rho}^*-1)} \quad (3.2.6)$$

$$\hat{z} = T(\hat{\rho}^*-1),$$

donde  $se(\hat{\rho}^*) = \hat{w}_w^{1/2} (\sum_t \hat{u}_{t-1}^2)^{-1/2}$ . Sus distribuciones asintóticas no son estándar y dependen de la especificación de los regresores determinísticos, por lo que se obtienen por simulación (ver MacKinnon, 1996).

Las hipótesis nula y alternativa son, respectivamente:

$H_0$ : no cointegración

$H_1$ : cointegración

Por último, vamos a incluir el **test de cointegración de Johansen** que permite saber si las variables están cointegradas, y en ese caso, el número de ecuaciones de cointegración, así como obtener un Vector de Corrección de Error (VEC). Según el teorema de representación de Engle y Granger (1987), una relación de cointegración lleva asociada un VEC, que no es más que un modelo VAR (Vector Autorregresivo) restringido. Siguiendo a Suriñach *et al.* (1995), el planteamiento teórico de Johansen considera un modelo VAR de orden  $p$ :

$$y_t = \mu + \Pi_1 y_{t-1} + \dots + \Pi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.2.8)$$

donde  $y_t$  es un vector columna de orden  $(m \times 1)$ ,  $m$  es el número de variables del modelo,  $\mu$  es un vector de constantes y  $\varepsilon_t$  es un vector de innovaciones. El modelo VAR se puede reescribir como:

$$\Delta y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.2.9)$$

$$\text{donde } \Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1, \dots, p-1$$

El teorema de representación de Granger afirma que si la matriz de coeficientes  $\Pi$  tiene un orden reducido  $r < m$ , siendo  $r > 0$ , habrá  $r$  relaciones de cointegración, y  $\Pi$  podrá reescribirse como  $\Pi = \gamma \alpha'$ , siendo  $\alpha$  la matriz de  $r$  vectores de cointegración, por lo que  $\alpha' y_t$  sería estacionario y en la expresión (3.2.9) representaría el término de corrección de error, siendo  $\gamma$  la matriz de parámetros que mide la velocidad de ajuste de cada variable para recuperar la posición de equilibrio en el largo plazo cuando se produzcan desviaciones de dicho equilibrio. De esta forma, se concluye que la expresión (3.2.9) constituye un Mecanismo de Corrección de Error. Según Pulido y López (1999), la especificación de este mecanismo restringe el comportamiento a largo plazo de las variables endógenas para que converjan a sus relaciones de cointegración, mientras que permite un amplio espectro de dinamicidades a corto plazo. Se interpreta como una

corrección del error que se comete cuando existen desviaciones del equilibrio a largo plazo y que muestra su corrección gradual a través de ajustes en el corto plazo.

El proceso de estimación máximo verosímil de  $\Pi$  requiere una serie de etapas: se estiman por MCO unos sistemas de ecuaciones de corto y largo plazo, reteniendo sus residuos para calcular sus momentos de segundo orden, obteniéndose  $S_{ij}$  (matriz cuadrada  $m \times m$ ); entonces se calculan los valores propios ( $\lambda_i, i=1, \dots, m$ ) de  $(S_{p0} S_{00}^{-1} S_{0p})$  respecto a  $S_{pp}$ . Con estos valores se construyen los dos estadísticos posibles para el test de Johansen, el estadístico de la traza,  $\lambda_r^{traza}$ , y el del autovalor máximo,  $\lambda_r^{\max}$ , cuyos valores críticos se encuentran en Johansen (1988) y Osterwald-Lenum (1992; tabla 0).

La idea detrás del procedimiento de esta estimación es encontrar las combinaciones lineales del vector  $y_t$  que estén correlacionadas al máximo con  $\Delta y_t$ . Por eso se empieza con las siguientes hipótesis nula y alternativa:

$$H_0 : r = 0 \rightarrow \text{no cointegración}$$

$$H_1 : r = 1 \rightarrow \text{al menos un vector de cointegración}$$

Si se rechazara la hipótesis nula, se contrastaría  $H_0 : r = 1$  frente a la alternativa  $r = 2$ , y así hasta que no se rechazara la hipótesis nula o no se tuviera que rechazar la alternativa  $r = m$  (todas las variables serían estacionarias, o el rango de  $\Pi$  sería cero).

## 4.- ANÁLISIS EMPÍRICO

### 4.1.- Datos

Los variables que utilizamos en este estudio son la inversión doméstica bruta y el ahorro doméstico bruto para España y la Eurozona de los 15<sup>2</sup> (EU-15). Los datos que hemos seleccionado están medidos en porcentaje del PIB del país o zona correspondiente, por lo que cuando en el presente trabajo se utilizan los términos ahorro e inversión, se refiere a dichas variables divididas por el PIB de la región. La periodicidad de ambas series es trimestral. El tamaño de la muestra es el mismo en casi

---

<sup>2</sup> Estos países son: Alemania, Austria, Bélgica, Chipre, Eslovenia, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Malta, Países Bajos y Portugal.

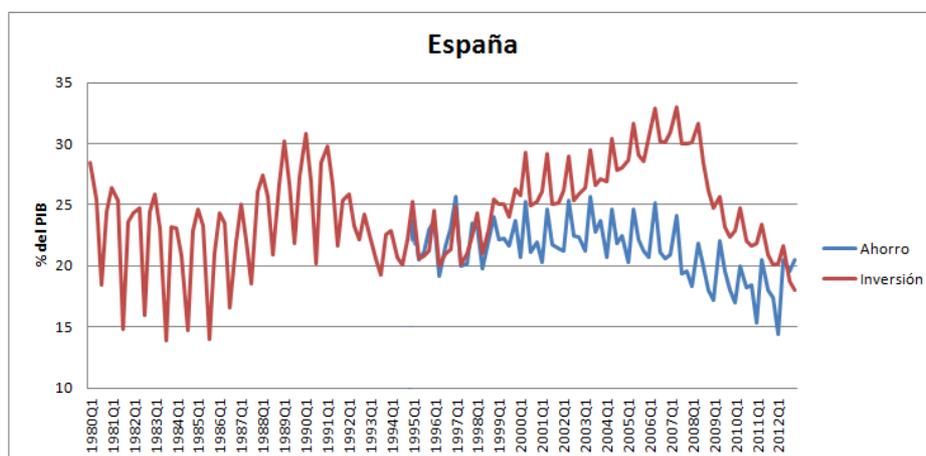
todas las series, excepto en la inversión doméstica de España (ver Tabla 4.1), de la que disponemos de una muestra considerablemente mayor. La fuente de la que se han extraído los datos es la base de datos de *Eurostat*.

**Tabla 4.1: Países y periodo muestral**

Países	Inversión	Ahorro
España	1980:1-2012:4	1995:1-2012:4
Eurozona (15)	1995:1-2012:4	1995:1-2012:4

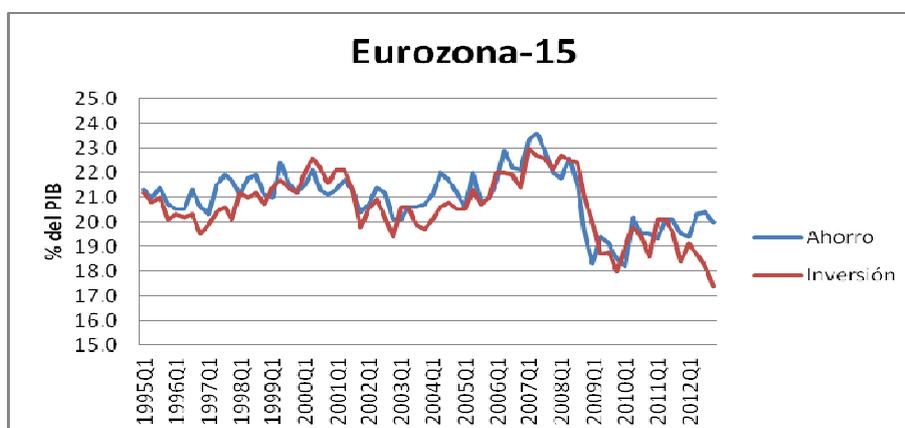
Una representación gráfica de las series nos puede ayudar con el análisis de los datos.

**Gráfico 4.1: Ahorro e Inversión en España**



Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat

**Gráfico 4.2: Ahorro e Inversión en la Eurozona de los 15**



Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat

El análisis de los gráficos 4.1 y 4.2. revela que las variables ahorro e inversión respecto al PIB sufren bastante volatilidad, especialmente en el caso de España. Es interesante señalar que en el caso de EU-15, el ahorro y la inversión siguen tendencias similares, mientras que en el caso de España, se observa que las variables siguen tendencias contrarias desde principios de los años 2000 hasta 2008, es decir, cuando la inversión doméstica aumenta, el ahorro doméstico disminuye, lo que es un signo de que España ha debido acudir al endeudamiento exterior durante dicho periodo para obtener parte de la financiación de esa inversión. Por último, se observa a partir de 2008 un importante cambio en la tendencia del ahorro y la inversión pasando a tener una pendiente negativa. Ello muestra un posible cambio estructural en el comienzo de la crisis económico-financiera en la que nos hallamos desde 2008. Desde 2010 y en EU-15 el ahorro vuelve a presentar una pendiente ascendente, mientras que en España ese fenómeno se produce en 2012. Asimismo, cabe señalar que desde 2011 en la EU-15 y desde 2012 en España el ahorro empieza a ser superior a la inversión, lo que resulta un fenómeno que, en el caso de nuestro país, no se observaba desde 1999.

## **4.2.- Resultados del análisis empírico**

A continuación procederemos a analizar los resultados de los tests de raíces unitarias sobre las series objeto de estudio para contrastar si las series son o no estacionarias.

### **4.2.1.- Contrastes de raíces unitarias**

Como se ha explicado anteriormente, es necesario determinar el orden de integración (si una variable tiene raíz de orden  $d$ ,  $y_t \sim I(d)$ ) de los datos de las variables, puesto que si ambas variables fueran no estacionarias no se podría estimar su relación por Mínimos Cuadrados Ordinarios, ya que obtendríamos relaciones espurias entre ellas; sin embargo, podríamos hallar una combinación entre ambas variables que sí sea estacionaria o relación de cointegración, obteniendo así una relación de equilibrio estacionario o de largo plazo entre ellas.

Para ello, utilizaremos los contrastes de raíces unitarias enumerados y explicados en el apartado 3.1. Estos contrastes son: el test de Dickey-Fuller aumentado, el test de Phillips-Perron, el test de Dickey-Fuller con Mínimos Cuadrados Generalizados con extracción de la tendencia determinista (DFGLS), el test de Kwiatkowski, Phillips,

Schmidt y Shin (KPSS), el test del Punto Óptimo ERS (de Elliot, Rothenberg y Stock), y el test de Ng y Perron. Las series de datos son las siguientes: INV15 representa la inversión doméstica bruta de EU-15, INVES representa la inversión doméstica bruta de España, SUE15 representa el ahorro doméstico bruto de EU-15 y SES representa el ahorro doméstico bruto de España. Los resultados obtenidos se muestran en las tablas 4.2 a 4.7:

**Tabla 4.2: Test de Dickey-Fuller aumentado**

Serie	Incluye intercepto	Incluye tendencia e intercepto	Estadístico-DFA $H_0: \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos	Estadístico-DFA $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos
INV15	No	No	-0,756523	0	-8,801510*	0
INVES	No	No	-0,519414	2	-16,39851*	1
SUE15	Sí	No	-3,064632**	4	-	-
SES	No	No	-0,327898	2	-9,740511*	1

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados en MacKinnon (1996).
- iii). Para la selección de la longitud de los retardos se emplea el Criterio de Información de Schwarz.
- iv). El estadístico en primeras diferencias no incluye en ningún caso ni tendencia ni intercepto.

**Tabla 4.3: Test de Phillips-Perron**

Serie	Incluye intercepto	Incluye tendencia e intercepto	Estadístico-PP $H_0: \text{Serie} \sim I(1)$	Incluye intercepto	Incluye tendencia e intercepto	Estadístico-PP $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(1)$
INV15	No	No	-0,884594	No	No	-8,861692*
INVES	Sí	No	-7,412562*	-	-	-
SUE15	No	No	-0,623828	No	No	-16,50889*
SES	No	Sí	-7,799047*	-	-	-

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados en MacKinnon (1996).
- iii). Para la selección de la longitud de los retardos se emplea el Criterio de Información de Schwarz.

**Tabla 4.4: Test DFGLS**

Serie	Estadístico-DFGLS $H_0: \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos	Estadístico-DFGLS $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos
INV15	-3,078045***	4	-2,383524	3
INVES	-1,486593	4	-1,657584	4
SUE15	-3,483997**	4	-	-
SES	-1,418622	3	-1,763632	5

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados en Elliott-Rothenberg-Stock (1996).
- iii). Para la selección de la longitud de los retardos se emplea el Criterio de Información de Schwarz.

**Tabla 4.5: Test del Punto Óptimo de ERS**

Serie	Estadístico-ERS $H_0: \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos	Estadístico-ERS $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(1)$	Retardos
INV15	1,239436*	4	-	-
INVES	26,64588	4	41,23847	3
SUE15	0,918181*	4	-	-
SES	95,25124	3	48,73459	2

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.  
 ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados en Elliott-Rothenberg-Stock (1996).  
 iii). Para la selección de la longitud de los retardos se emplea el Criterio de Información de Schwarz.

**4.6: Test de KPSS**

Serie	Incluye intercepto	Incluye tendencia e intercepto	Estadístico- KPSS $H_0: \text{Serie} \sim I(0)$	Incluye intercepto	Estadístico- KPSS $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(0)$
INV15	No	Sí	0,135181***	Sí	0,183398
INVES	No	Sí	0,092935	-	-
SUE15	No	Sí	0,114174	-	-
SES	No	Sí	0,383138*	Sí	0,094965

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.  
 ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados por Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)  
 iii). El estadístico en primeras diferencias incluye el intercepto, pero éste no es significativo.

**4.7: Test de Ng y Perron**

Serie	Estadístico-Ng y Perron $H_0: \text{Serie} \sim I(1)$				Retardos
	$MZ_a$	$MZ_t$	MSB	MPT	
INV15	-90,4544*	-6,66647*	0,07370*	1,23821*	4
INVES	-1,72979	-0,64600	0,37346	10,4290	4
SUE15	-98,6331	-7,02092	0,07118	0,93016	4
SES	-0,78920	-0,56372	0,71430	95,7726	3
	Estadístico-Ng y Perron $H_0: \Delta \text{Serie} \sim I(1)$				Retardos
	$MZ_a$	$MZ_t$	MSB	MPT	
INV15	-	-	-	-	-
INVES	-3,40347	-1,23152	0,36184	25,4169	3
SUE15	-3,16343	-1,23478	0,39033	28,2826	3
SES	-0,13259	-0,25747	1,94185	687,227	5

- i). (\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican el rechazo de  $H_0$  al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.  
 ii). Los valores críticos del estadístico vienen dados en Ng-Perron (2001).  
 iii). Para la selección de la longitud de los retardos se emplea el Criterio de Información de Schwarz.

Los resultados de todos estos test son algo heterogéneos, lo cual puede deberse bien a las características y restricciones de cada test, también pueden verse afectados por la posible existencia de cambios estructurales, (adopción del euro en 2002, incorporación de distintos países a la eurozona, crisis económico-financiera de 2008, etc.), aspectos que no consideramos en el presente estudio dada su complejidad y al tratarse de un trabajo fin de grado, pero que no se descarta tenerlos en cuenta en un

futuro trabajo ampliado del mismo. Como conclusión general, observando los resultados, se obtiene que en la mayoría de casos no se rechaza que la serie no sea estacionaria; es decir, en general ambas series, tanto para España como para la EU-15 muestran una raíz unitaria, es decir, que son I(1), como nos señalan el test de DFA, el test de Phillips-Perron o el de KPSS. Incluso algunos tests señalan la posibilidad de que las series sean I(2) o de un orden superior. En cualquier caso, y teniendo en cuenta los posibles inconvenientes anteriormente mencionados, podemos concluir de manera general la no estacionariedad de las variables. Algunos estudios que avalan estas conclusiones, aunque referidas a diferentes países o periodos temporales son los de: Jansen (1996), Bajo-Rubio (1998), Coakley *et al.* (1999), Pelagidis y Mastroiannis (2003), Ketenci (2010), y Kumar y Bhaskara Rao (2011).

#### 4.2.2.- Pruebas de cointegración

Una vez realizados los tests de raíces unitarias podemos pasar a realizar las pruebas de cointegración, y así intentar determinar la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el ahorro y la inversión para nuestra muestra en el periodo temporal escogido. Los primeros tests que utilizaremos son los basados en los residuos, el test de Engle-Granger y el test de Phillips-Ouliaris, cuya metodología explicamos en el apartado 3.2. Las dos tablas siguientes recogen los resultados obtenidos:

**Tabla 4.8: Test de cointegración de Engle-Granger**

	<b>H<sub>0</sub>: no cointegración y H<sub>1</sub>: cointegración</b>					
<b>Serie</b>	<b>Retardos</b>	$\hat{\tau}$	<b>p-Valor</b>		$\hat{z}$	<b>p-Valor</b>
<b>España</b>	4	-1,454449	0,7807		-11,38482	0,2583
<b>Eurozona de los 15</b>	4	-2,980093	0,1288		-185,5986**	0,0000

- i). (\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significación.
- ii). Los p-valores vienen dados en MacKinnon (1996).
- iii). El número de retardos se ha seleccionado según el criterio de Schwarz.

**Tabla 4.9: Test de cointegración de Phillips-Ouliaris**

	<b>H<sub>0</sub>: no cointegración y H<sub>1</sub>: cointegración</b>				
<b>Serie</b>	$\hat{\tau}$	<b>p-Valor</b>		$\hat{z}$	<b>p-Valor</b>
<b>España</b>	-0,684752	0,9462		-1,948501	0,9340
<b>Eurozona de los 15</b>	-3,500675**	0,0418		-25,07335**	0,0107

- i). (\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significación.
- ii). Los p-valores vienen dados en MacKinnon (1996).

Atendiendo a los resultados, se podría concluir que en el caso de España, se rechaza en todos los casos la existencia de cointegración entre la inversión y el ahorro, mientras que el caso de la Eurozona de los 15, no se rechaza la cointegración entre las variables según el test de Phillips-Ouliaris al 5% de significación, y según el de Engle-Granger el estadístico  $\hat{z}$  tampoco rechaza la cointegración, mientras que el estadístico  $\hat{t}$  no rechaza la hipótesis nula de no cointegración, aunque con un p-valor de 0,1288, cercano al 10% de significación.

Sin embargo, debemos ser cautelosos a la hora de interpretar los resultados de estos tests, pues algunos estudios han señalado determinados problemas que pueden aparecer a la hora de aplicarlos cuando las series presentan cambios estructurales. Tal y como se ha señalado en el apartado 4.1, analizando los gráficos 4.1 y 4.2 de las variables objeto de estudio, se intuye un cambio estructural, bastante pronunciado en España desde el comienzo de la crisis económico-financiera mundial de 2008. Como señalan Gabriel y Martins (2000), los tests de Engle-Granger y de Phillips-Ouliaris muestran una menor potencia (una menor probabilidad para rechazar la hipótesis nula cuando es falsa) ante cambios estructurales, especialmente si las rupturas estructurales se localizan en el periodo que va desde la mitad al final del periodo muestral, lo que parece ocurrir en nuestro caso. Además, Gabriel y Martins (2000) señalan que cuanto mayor sea la ruptura en la muestra, más potencia pierden los tests. En otro artículo de Noriega y Ventosa-Santaulària (2012), se indica también la menor potencia del test de Engle-Granger ante la presencia de cambios estructurales, sobre todo cuando el cambio afecta a la variable dependiente (en nuestro caso, la inversión). De la misma forma, el artículo argumenta que hay que tener cuidado a la hora de utilizar el test de Engle-Granger, pues tiende a rechazar la hipótesis nula de no cointegración de manera espuria, y también a no rechazarla cuando sí existe cointegración. Esto podría justificar los resultados de no cointegración que hemos obtenido para España.

Por tanto, debemos realizar algún test más para poder analizar si existe cointegración de una forma más satisfactoria. Uno de los tests más utilizados es el de Johansen (descrito en el apartado 3.2). Aplicando este test no sólo estudiaremos si existe cointegración, sino que también podremos determinar el número de ecuaciones de cointegración, e incluso podemos estimar, en caso de que exista cointegración, el Vector

de Corrección de Error (VCE), es decir, el mecanismo dinámico de corto plazo que lleva a que las variables vuelvan a su estado estacionario.

Los resultados obtenidos son los siguientes:

**Tabla 4.10: Análisis de cointegración de Johansen**

<b>H<sub>0</sub>: r = 0 y H<sub>1</sub>: r &gt; 0</b>						
<b>Serie</b>	<b>Retardos</b>	$\lambda_{traza}$	<b>p-Valor</b>		$\lambda_{m\acute{a}x}$	<b>p-Valor</b>
<b>España</b>	0	31,04682**	0,0001		30,03144**	0,0001
<b>Eurozona de los 15</b>	0	21,63857**	0,0321		18,18110**	0,0215
<b>H<sub>0</sub>: r = 1 y H<sub>1</sub>: r &gt; 1</b>						
<b>Serie</b>	<b>Retardos</b>	$\lambda_{traza}$	<b>p-Valor</b>		$\lambda_{m\acute{a}x}$	<b>p-Valor</b>
<b>España</b>	0	1,015373	0,3136		1,015373	0,3136
<b>Eurozona de los 15</b>	0	3,457472	0,4989		3,457472	0,4989

- i). (\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significación.  
 ii). Los p-valores vienen dados en MacKinnon *et al.* (1999).

Al nivel de significación del 5% rechazamos la hipótesis nula de no cointegración tanto para España como para la Eurozona con ambos estadísticos (el estadístico de la traza y el del autovalor máximo), mientras que no rechazamos la hipótesis nula de que haya una ecuación de cointegración. Por lo tanto, el test de Johansen nos confirma la interpretación de los tests basados en los residuos, indicando la existencia de cointegración (que representa el equilibrio a largo plazo).

A continuación procederemos a estimar dicha ecuación de cointegración (la relación a largo plazo) para España y para la Eurozona utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (*Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS*), ya que es un procedimiento no paramétrico que permite estimar relaciones eficientes de cointegración permitiendo ajustar los efectos de regresores endógenos y correlación serial, en el caso de haberlos. Las ecuaciones de cointegración para España y la Eurozona serían, respectivamente:

$$INVES = 10,13 + 0,715 SES + \hat{u}_t \quad (4.2.1)$$

(1,59)      (2,39)

$$R^2 = 0,198218$$

$$INV15 = -0,78 + 1,02 SUE15 + \hat{u}_t \quad (4.2.2)$$

(-0,35)
(9,76)

$$R^2 = 0,620515$$

donde tenemos entre paréntesis los estadísticos  $t$ , mostrando la significatividad individual del regresor de la pendiente. Además, realizamos el test de Wald sobre los coeficientes del ahorro para contrastar si el coeficiente asociado al ahorro en ambas ecuaciones podría ser estadísticamente igual a la unidad, pues de acuerdo al enfoque intertemporal de la balanza por cuenta corriente (Razin, 1995), a largo plazo la diferencia entre ahorro e inversión debería ser cero, es decir, el ahorro y la inversión domésticos deberían ser iguales. Aplicando dicho test, obtenemos un  $p$ -valor para España de 0,3436, y para la Eurozona un  $p$ -valor de 0,8469 (ver Anexo III), por lo que en ningún caso rechazamos la hipótesis nula de que el coeficiente de la pendiente del vector de cointegración (en otras palabras, el coeficiente de retención del ahorro) sea igual a la unidad, es decir, a largo plazo se obtiene que la balanza por cuenta corriente estará en equilibrio, por lo que existe una correlación perfecta y unitaria entre el ahorro y la inversión a largo plazo, no significando, por ello, que se cumpla la paradoja de Feldstein y Horioka.

Para determinar el grado de movilidad de capital de las regiones analizadas en el presente estudio, es necesario estimar los modelos de corrección de error, que representan el ajuste a corto plazo que experimentan las variables para conseguir llegar al estado de equilibrio entre ellas a largo plazo. El estudio del grado de movilidad de capital en el corto plazo se llevará a cabo mediante la estimación del coeficiente que relaciona el incremento del ahorro con respecto al de la inversión. A través del procedimiento de estimación por MCO, se obtienen los VEC estimados siguientes, para España y la Eurozona, respectivamente:

$$\Delta INVES_t = 0,64 \Delta SUE15_t - 0,055 \hat{u}_{t-1} \quad (4.2.3)$$

(11,84)
(-1,209)

$$R^2 = 0,675169$$

$$\Delta INV15_t = 0,519 \Delta SUE15_t - 0,316 \hat{u}_{t-1} \quad (4.2.4)$$

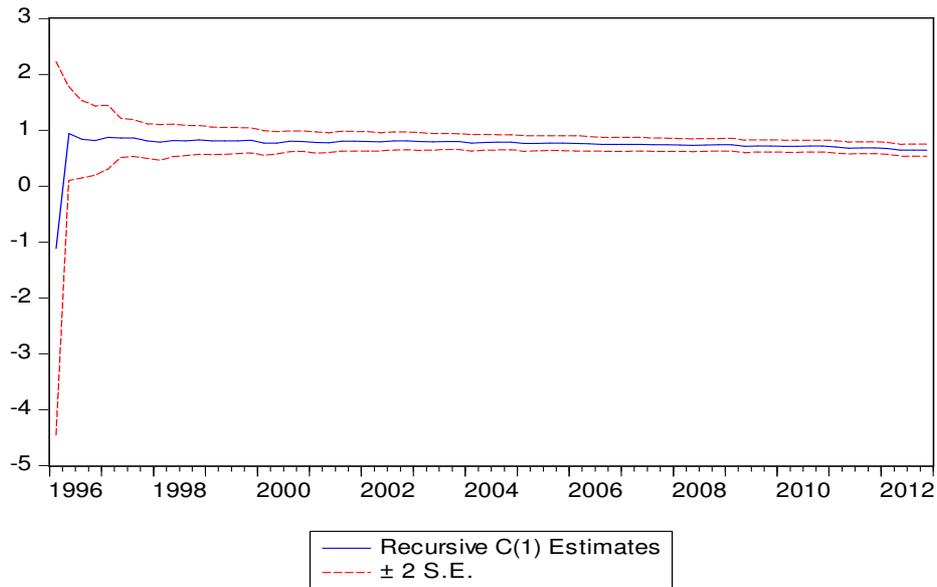
(5,54)
(-3,317)

$$R^2 = 0,334602$$

donde tenemos entre paréntesis los estadísticos  $t$ , que contrastan la significatividad individual de las variables. Comparando los resultados, observamos que existe cierta movilidad del capital en la Eurozona de los 15 con el resto del mundo, ya que se rechaza la hipótesis nula de que dicho coeficiente tome valor unitario al aplicar el test de Wald, en el que se obtiene un  $p$ -valor de 0,0000 (ver Anexo III), lo cual significaría que existe movilidad de capital, aunque al tratarse de un coeficiente individualmente significativo también estaría informando de que la movilidad no es perfecta. En España el resultado es similar, y al aplicar el test de Wald también se obtiene un  $p$ -valor de 0,000 (ver Anexo III), aunque la movilidad de capital es ligeramente menor (ya que el coeficiente de retención del ahorro es más próximo a la unidad). Por consiguiente, se puede afirmar que en el periodo objeto de estudio, es decir, desde 1995 hasta 2012 existe cierta movilidad del capital en España con otros países, al igual que en la EU-15 con el resto del mundo. Al interpretar los resultados, siguiendo a Jansen y Schulze (1993), hay que tener en cuenta que coeficientes de correlación entre el ahorro y la inversión bajos positivos, nulos o negativos indicarían una alta movilidad del capital, mientras que coeficientes altos positivos no probarían necesariamente una baja movilidad del capital, por lo que si se tuviera en cuenta este argumento se invalidaría la paradoja hallada por Feldstein y Horioka.

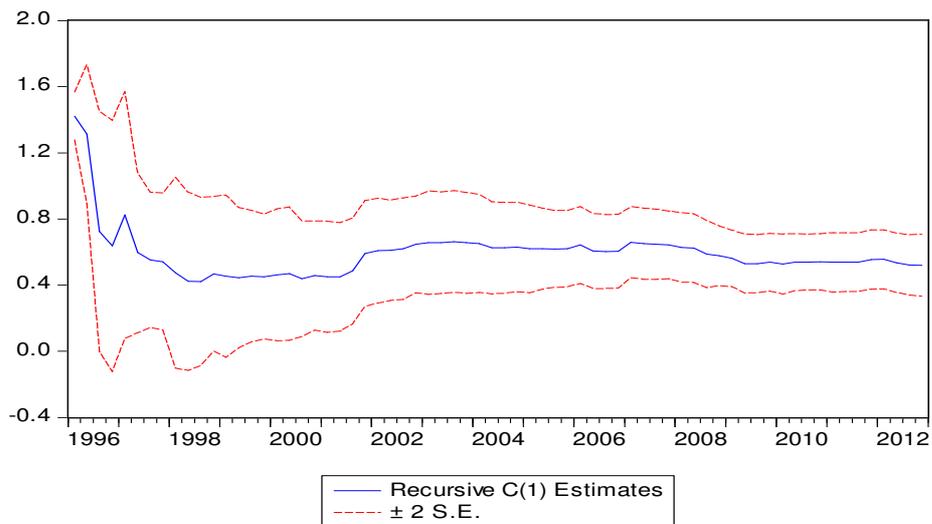
A continuación mostramos en los Gráficos 4.3 y 4.4 el valor estimado del coeficiente de retención del ahorro para España y EU-15 por un procedimiento recursivo para observar su evolución a lo largo del periodo. Tal y como se puede observar en los gráficos, se ha ido reduciendo, en términos generales, a lo largo del periodo muestral, mostrando un incremento en la movilidad de capital en ambas zonas que va aumentando con el tiempo. En el caso particular de EU-15 esta reducción se observa desde la implantación definitiva del Euro, ya que en el periodo de transición, 2001, experimentó una tendencia ascendente.

**Gráfico 4.3: Coeficiente de retención del ahorro en España estimado**



Fuente: elaboración propia con EViews

**Gráfico 4.4: Coeficiente de retención del ahorro en EU-15 estimado**



Fuente: elaboración propia con EViews

Por otro lado, a través de las ecuaciones 4.2.3 y 4.2.4, también se puede observar la velocidad de ajuste, es decir, la rapidez con la que la relación entre la inversión y el ahorro vuelve a su relación de equilibrio tras un shock, representada por el coeficiente de  $\hat{u}_{t-1}$ . Esta velocidad es mucho mayor para la Eurozona que para España, con lo que los efectos de los shocks afectarían durante mucho más tiempo a España, tardando más en volver a su equilibrio de la balanza por cuenta corriente.

## 5.- Conclusiones y futuras extensiones

Tras analizar la relación entre el ahorro e inversión doméstica en España y en la Eurozona se confirma la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo o de cointegración entre estas variables. Aunque este resultado avalaría el obtenido por Feldstein y Horioka (1980) y, por ende, el cumplimiento de su paradoja, tras la revisión de literatura realizada en el presente trabajo, se puede concluir que la relación hallada entre el ahorro y la inversión doméstica no debe interpretarse como ausencia de movilidad de capital. De hecho, si se tiene en cuenta la teoría del enfoque intertemporal de la balanza por cuenta corriente, a largo plazo no debería haber diferencia entre el ahorro y la inversión de un país, por lo que se trataría de un resultado que siempre debería obtenerse en el largo plazo.

Examinando el corto plazo y, por consiguiente, el proceso de ajuste hacia el equilibrio de estado estacionario entre el ahorro y la inversión, se obtiene tanto en la Eurozona como en España que existe cierta movilidad de capital con respecto al resto del mundo, ya que rechazamos la hipótesis de relación unitaria entre el ahorro y la inversión aunque no una movilidad perfecta, ya que también rechazamos la hipótesis de no significatividad del coeficiente. Además, se obtiene que la velocidad de ajuste para volver al equilibrio en la balanza por cuenta corriente es muy superior en la Eurozona, a la de España, por lo que España tardaría mucho más tiempo en llegar al equilibrio en el largo plazo tras sufrir un shock que afecte a dicha relación entre el ahorro y la inversión.

Finalmente, como línea de investigación futura relacionada con la temática de este trabajo, y que a su vez ha constituido una limitación consciente al mismo, cabe señalar el análisis sobre el cumplimiento de la paradoja de Feldstein-Horioka y sobre el grado de movilidad de capital a través de un panel de datos de países de la Unión Europea, utilizando, además, tests de raíces unitarias y de cointegración que tengan en cuenta la existencia de cambios estructurales en las variables. Su dificultad, ha hecho que no pueda abordarse en el presente estudio al tratarse de un trabajo fin de grado.

## Referencias bibliográficas

- Abbott, A.J. y De Vita, G. (2003). Another piece in the Feldstein-Horioka puzzle. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 50, núm. 1, 69-89
- Abiad, A., Mody, A. y Leigh, D. (2007). International finance and income convergence: Europe is different. *IMF Working Papers*, 1-36
- Amirhalkhali, S., Dar, A. y Amirkhalkhali, S. (2003). Saving-investment correlations, capital mobility and crowding out: some further results. *Economic Modelling*, vol. 20, núm.6, 1137-1149
- Apergis, N. y Tsoulfidis, L. (1997). The relationship between saving and finance: theory and evidence from EU countries. *Research in Economics*, vol. 51, núm. 4, 333-358
- Apergis, N. y Tsoumas, C. (2009). A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: what has been done and where we stand. *Research in Economics*
- Artis, M. y Bayoumi, T. (1991). Global financial integration and current account imbalances. *External constraints on Macroeconomic Policy: The European Experience*, 10-40
- Bajo-Rubio, O. (1998). The saving-investment correlation revisited: the case of Spain, 1964-1994. *Applied Economic Letters*, vol. 5, núm. 12, 769-772
- Banerjee, A. y Zanghieri, P. (2003). A new look at the Feldstein-Horioka puzzle using an integrated panel. *CEPII*, vol. 22
- Barkoulas, J., Filizetkin, A. y Murphy, R. (1996). Time series evidence on the saving-investment relationship. *Applied Economic Letters*, vol. 3, núm. 2, 77-80
- Baxter, M. y Crucini, M.J. (1993). Explaining saving-investment correlations. *The American Economic Review*, 416-436
- Bayoumi, T. (1990). Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior?. *IMF Staff Papers*, 360-387
- Bencivenga, V.R. y Smith, B.D. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, 195-209
- Bhargava, A. (1986). On the theory of testing for unit roots in observed time series. *Review of Economic Studies*, vol. 53, núm. 174, 369-384

- Blanchard, O. y Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the euro area: the end of the Feldstein-Horioka Puzzle?. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2002, núm. 2, 147-209
- Cardia, E. (1992). Crowding out in open economies: results from a simulation study. *Canadian Journal of Economics*, 708-728
- Coakley, J., Fuertes, A.M. y Spagnolo, F. (2004). Is the Feldstein-Horioka puzzle history?. *The Manchester School*, vol. 72, núm. 5, 569-590
- Coakley, J., Hasan, F. y Smith, R. (1999). Saving, investment and capital mobility in LDCs. *Review of International Economics*, vol. 7, núm. 4, 632-640
- Coakley, J., Kulasi, F. y Smith, R. (1996). Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle. *The Economic Journal*, 620-627
- Coiteux, M. y Olivier, S. (2000). The saving retention coefficient in the long run and the short run: evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, núm. 4, 535-548
- Demetriades, P.O. y Hussein, K.A. (1996). Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries. *Journal of Development Economics*, vol. 51, núm. 2, 387-411
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, vol. 74, núm. 366a, 427-431
- Dolado, J.J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, núm. 3, 249-273
- Dooley, M., Frankel, J.A. y Mathieson, D. (1987). International capital mobility in developing countries vs. industrial countries: what do the savings-investment correlation tell us?. *IMF Working Papers*, vol. 34, 503-529
- Elliot, G., Rothenberg, T.J., y Stock, J.H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, vol. 64, 813-836
- Engle, R.F. y Granger, C.W. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55, 251-276
- Feldstein, M. (1983). Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run. *European Economic Review*, vol. 21, núm. 1-2, 129-151
- Feldstein, M. (1992). The budget and trade deficits aren't really twins. *National Bureau of Economic Research*, núm. w3966

- Feldstein, M. (1994). Tax policy and international capital flows. *Review of World Economies*, vol. 130, núm. 4, 675-697
- Feldstein, M. (2005). Monetary policy in a changing international environment: the role of global capital flows. *National Bureau of Economic Research*, núm. 11856
- Feldstein, M. y Bachetta, P. (1991). National saving and international investment. En: Bernheim, D. y Shoven, J. (1991), *National saving and economic performance*. University of Chicago Press
- Feldstein, M. y Horioka C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, 314-329
- Finn, M.J. (1990). On savings and investment dynamics in a small open economy. *Journal of International Economics*, vol. 29, núm. 1, 1-21
- Fouquau, J., Hurlin, C. y Rabaud, I. (2008). The Feldstein-Horioka puzzle: a panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, vol. 25, núm. 2, 284-299
- Frankel, J.A. (1991). Quantifying international capital mobility in the 1980s. En: Bernheim, D. y Shoven, J. (1991), *National saving and economic performance*. University of Chicago Press
- Gabriel, V.J. y Martins, L.F. (2000). *The properties of cointegration tests in models with structural change*. NIPE-Universidade do Minho
- Ghosh, D. y Dutt, S. (2011). International capital mobility and the Feldstein-Horioka puzzle: an empirical examination for the G-5 nations. *Southwestern Economic Review*, vol. 38, 27-36
- González, A., Teräsvirta, T. y Dijk, D.V. (2005). Panel smooth transition regression model. *Working Paper Series in Economics and Finance*, 604
- Guiso, L., Sapienza, P. y Zingales, L. (2004). Does local financial development matter?. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, núm. 3, 929-969
- Gunji, H. (2003). The Feldstein-Horioka puzzle and law. *Economics Bulletin*, vol. 11, núm. 1, 1-12
- Helliwell, J.F. (2004). Demographic changes and international factor mobility. *National Bureau of Economic Research*, num. w10945
- Ho, T.W. (2003). The saving-retention coefficient and country size: the Feldstein-Horioka puzzle reconsidered. *Journal of Macroeconomics*, vol. 25, núm. 3, 387-396

- Ho, T.W. y Chiu, R.L. (2001). Country size and investment-saving correlation: a panel threshold error correction model. *Eastern Economic Journal*, vol. 27, num. 4, 481-490
- Hussein, K.A. (1998). International capital mobility in OECD countries: the Feldstein-Horioka Puzzle revisited. *Economic Letters*, vol. 59, núm. 2, 237-242
- Jansen, W.J. (1996). Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, núm. 5, 749-781
- Jansen, W.J. (1997). Can the intertemporal budget constraint explain the Feldstein-Horioka puzzle? *Economic Letters*, vol. 56, núm. 1, 77-83
- Jansen, W.J. (1998). Interpreting saving-investment correlations. *Open Economies Review*, vol. 9, núm. 3, 207-219
- Jansen, W.J. (2000). International capital mobility: evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, núm. 4, 507-511
- Jansen, W.J. y Schultz, G.G. (1996). Theory-based measurement of the saving-investment correlation with an application to Norway. *Economic Inquiry*, vol. 34, núm. 1, 116-132
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núm. 2, 231-254
- Kasuga, H. (2004). Saving-investment correlations in developing countries. *Economic Letters*, vol. 83, núm. 3, 371-376
- Ketenci, N. (2010). *The Feldstein-Horioka puzzle by groups of OECD members: the panel approach*. University Library of Munich, Alemania
- Ketenci, N. (2012). The Feldstein-Horioka puzzle and structural breaks: evidence from EU members. *Economic modeling*, vol. 29, 262-270
- Ketenci, N. (2013). The Feldstein-Horioka puzzle in groupings of OECD members: a panel approach. *Research in Economics*, vol. 67, 76-87
- Kollias, C., Mylonidis, N. y Paleologou, S.M. (2008). The Feldstein-Horioka puzzle across EU members: evidence from the ARDL bounds approach and panel data. *International Review of Economics and Finance*, vol. 17, núm. 3, 380-387

- Kumar, S. y BhaskaraRao, B. (2011). A time series approach to the Feldstein-Horioka puzzle with panel data from the OECD countries. *The World Economy*, vol. 34, núm. 3, 473-485
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, vol. 54, núm. 1, 159-178
- Leachman, J.J. (1991). Saving, investment and capital mobility among OECD countries. *Open Economies Review*, vol. 2, núm. 2, 237-254
- Lemmen, J.J.G. y Eijffinger, S.C.W. (1995). Investment and capital mobility among OECD countries. *Open Economies Review*, vol. 2, 137-163
- Levy, D. (1990). Investment-saving co-movement, capital mobility and fiscal policy. Num. 90-91-04
- Levy, D. (1995). Investment-saving co-movement under endogenous fiscal policy. *Open Economies Review*, vol. 6, núm. 3, 237-254
- MacKinnon, J.G. (1994). Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests. *Journal of Business and Economic Studies*, vol. 12, 167-176
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, núm. 6, 601-618
- Maveyraud-Tricoire, S. (2006). What does the Feldstein-Horioka coefficient with panel data really measure? A theoretical approach with the case of a monetary area. *Economics Bulletin*, vol. 6, núm. 8, 1-6
- Montero, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada, Universidad de Granada, España
- Narayan, P.K. (2005). The relationship between saving and investment for Japan. *Japan and the world economy*, vol. 17, núm. 3, 293-309
- Ng, S. y Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, 1519-1554
- Noriega, A.E. y Ventosa-Santaulària, D. (2012). The effect of structural breaks on the Engle-Granger test for cointegration. *Estudios Económicos*, vol. 27, núm. 1, 99-132

- Obstfeld, M. (1986). Capital mobility in the world economy: theory and measurement. En: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 24, 55-103, North-Holland
- Obstfeld, M. (1995). International capital mobility in the 1990s. En: Kennen, P.B. (1995). *Understanding interdependence: the macroeconomics of the open economy*. Princeton University Press
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995). The intertemporal approach to the current account. *Handbook of International Economics*, vol. 3, 1731-1799
- Onafowara O.A., Owoye, O. y Huart, F. (2011). The temporal relationship between saving and investment: evidence from advanced EU countries. *International Journal of Business and Social Science*, vol. 2, núm. 2
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, núm. 3, 461-472
- Pelagidis, T. y Mastrogiannis, T. (2003). The saving-investment correlation in Greece, 1960-1997: implications for capital mobility. *Journal of Policy Modelling*, vol. 25, núm. 6, 609-616
- Phillips, P.C. y Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, vol. 57, núm.1, 99-125
- Phillips, P.C. y Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based test for cointegration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 165-193
- Phillips, P.C. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, 335-346
- Pulido San Román, A., y López García, A. M. (1999). *Predicción y simulación aplicada a la economía y gestión de empresas*, Ediciones Pirámide, España
- Razin, A. (1995). The dynamic-optimizing approach to the current account: theory and evidence. *National Bureau of Economic Research*, núm. w4334
- Rocha, F. (2003). Correcao Feldstein-Horioka indicador: de mobilidade de capitais ou de solvencia? *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 23, 3-11
- Rossini, G. y Zanghieri, P. (2003). A simple test of the role of foreign direct investment in Feldstein-Horioka puzzle. *Applied Economic Letters*, vol. 10, núm. 1, 39-41

- Sachs, J.D. (1983). Aspects of the current account behaviour of OECD countries. *Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates*. Amsterdam: North Holland
- Sachs, J.D., Cooper, R.N. y Fischer, S. (1981). The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1981, núm. 1, 201-282
- Sinha, D. (2002). Saving-investment relationships for Japan and other Asian countries. *Japan and the World Economy*, vol. 14, núm. 1, 1-23
- Sinha, T. y Sinha, D. (2004). The mother of all puzzles would not go away. *Economic Letters*, vol. 82, núm. 2, 259-267
- Stockman, A.C. y Tesar, L.L. (1995). Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international co-movements. *The American Economic Review*, vol. 85, 168-185
- SuriñachCaralt, J., Artís Ortuño, M. y López Bazo, E. (1995). *Análisis económico regional, nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Antoni Bosch Editor, Barcelona
- Telatar, E., Telatar, F. y Bolatoglu, N. (2007). A regime switching approach to the Feldstein-Horioka puzzle: evidence from some European countries. *Journal of Policy Modeling*, vol. 29, núm. 3, 523-533
- Tesar, L.L. (1991). Saving, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, vol. 31, núm. 1, 55-78
- Tesar, L.L. (1993). International risk sharing and non-traded goods. *Journal of International Economics*, vol. 35, núm. 1, 69-89
- Tobin, J. (1983). Comments on “Domestic saving and international capital flows in the long run and the short run” by Mr. Feldstein. *European Economic Review*, vol. 21, 153-156
- Vikøren, B. (1994). *Interest Rate Differential, Exchange Rate Expectations and Capital Mobility: Norwegian Evidence*. Norges Bank, Information Division, vol. 21

## Anexo I. Resultados de los tests de raíces unitarias

### Serie: INVES

Null Hypothesis: INVES has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.519414	0.4899
Test criticalvalues:		
1% level	-2.583011	
5% level	-1.943324	
10% level	-1.615075	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INVES)

Method: LeastSquares

Sample (adjusted): 1980Q4 2012Q4

Includedobservations: 129 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVES(-1)	-0.005579	0.010741	-0.519414	0.6044
D(INVES(-1))	-0.415162	0.074454	-5.576121	0.0000
D(INVES(-2))	-0.514711	0.074312	-6.926321	0.0000
R-squared	0.336252	Mean dependentvar		-0.003101
Adjusted R-squared	0.325717	S.D. dependentvar		3.660557
S.E. of regression	3.005857	Akaikeinfocriterion		5.061984
Sum squaredresid	1138.432	Schwarzcriterion		5.128491
Log likelihood	-323.4980	Hannan-Quinnrcriter.		5.089007
Durbin-Watson stat	2.834829			

Null Hypothesis: D(INVES) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.39851	0.0000
Test criticalvalues:		
1% level	-2.583011	
5% level	-1.943324	
10% level	-1.615075	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(INVES,2)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1980Q4 2012Q4  
 Included observations: 129 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVES(-1))	-1.934056	0.117941	-16.39851	0.0000
D(INVES(-1),2)	0.516184	0.074044	6.971287	0.0000
R-squared	0.744542	Mean dependentvar		0.049612
Adjusted R-squared	0.742531	S.D. dependentvar		5.906817
S.E. of regression	2.997204	Akaikeinfocriterion		5.048619
Sum squared resid	1140.870	Schwarzcriterion		5.092957
Log likelihood	-323.6359	Hannan-Quinncrier.		5.066634
Durbin-Watson stat	2.836892			

Null Hypothesis: INVES has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.412562	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

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

Residual variance (no correction)	10.61344
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	19.93775

Null Hypothesis: INVES has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.486593
Test critical values:	
1% level	-3.547600
5% level	-3.003000
10% level	-2.713000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q2 2012Q4

Included observations: 127 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.048265	0.032467	-1.486593	0.1397
D(GLSRESID(-1))	-0.287634	0.075812	-3.794063	0.0002
D(GLSRESID(-2))	-0.284859	0.074700	-3.813376	0.0002
D(GLSRESID(-3))	-0.268368	0.071772	-3.739156	0.0003
D(GLSRESID(-4))	0.616949	0.069216	8.913434	0.0000
R-squared	0.862536	Mean dependent var		-0.035637
Adjusted R-squared	0.858029	S.D. dependent var		3.645615
S.E. of regression	1.373632	Akaike info criterion		3.511368
Sum squared resid	230.1975	Schwarz criterion		3.623343
Log likelihood	-217.9718	Hannan-Quinn criter.		3.556862
Durbin-Watson stat	2.231650			

Null Hypothesis: D(INVES) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.657584
Test critical values:	
1% level	-3.548800
5% level	-3.004000
10% level	-2.714000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q3 2012Q4

Included observations: 126 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.179132	0.108068	-1.657584	0.1000
D(GLSRESID(-1))	-1.140214	0.126099	-9.042220	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.179341	0.110837	-10.64033	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.173219	0.096291	-12.18408	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.281569	0.084325	-3.339106	0.0011
R-squared	0.942195	Mean dependent var		-0.017885
Adjusted R-squared	0.940284	S.D. dependent var		5.844025
S.E. of regression	1.428100	Akaike info criterion		3.589440
Sum squared resid	246.7758	Schwarz criterion		3.701991
Log likelihood	-221.1347	Hannan-Quinn criter.		3.635166
Durbin-Watson stat	1.956231			

Null Hypothesis: INVES has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 1980Q1 2012Q4  
 Included observations: 132

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	26.64588
Test critical values: 1% level	4.192800
5% level	5.646400
10% level	6.812400

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	1.205025
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: D(INVES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 3 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=4)  
 Sample (adjusted): 1980Q2 2012Q4  
 Included observations: 131 after adjustments

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	41.23847
Test critical values: 1% level	4.194900
5% level	5.646200
10% level	6.811700

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.515753
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: INVES is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.092935
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	14.03726
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	65.72633

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: INVES  
 Method: Least Squares  
 Sample: 1980Q1 2012Q4  
 Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.35106	0.653486	34.20279	0.0000
@TREND(1980Q1)	0.031039	0.008624	3.599185	0.0005
R-squared	0.090617	Mean dependent var		24.38409
Adjusted R-squared	0.083622	S.D. dependent var		3.943839
S.E. of regression	3.775344	Akaike info criterion		5.509895
Sum squared resid	1852.919	Schwarz criterion		5.553574
Log likelihood	-361.6531	Hannan-Quinn criter.		5.527645
F-statistic	12.95413	Durbin-Watson stat		0.958136
Prob(F-statistic)	0.000453			

Null Hypothesis: INVES has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag length: 4 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 1980Q1 2012Q4  
 Included observations: 132

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-1.72979	-0.64600	0.37346	10.4290
Asymptotic critical values*:				
	1%	-13.8000	-2.58000	0.17400
	5%	-8.10000	-1.98000	0.23300
	10%	-5.70000	-1.62000	0.27500

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	1.194339
----------------------------------------------------	----------

### Serie: INV15

Null Hypothesis: INV15 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.756523	0.3852
Test criticalvalues:		
	1% level	-2.597939
	5% level	-1.945456
	10% level	-1.613799

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(INV15)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INV15(-1)	-0.002942	0.003889	-0.756523	0.4519
R-squared	0.001864	Mean dependent var		-0.053521
Adjusted R-squared	0.001864	S.D. dependent var		0.679250
S.E. of regression	0.678617	Akaikeinfocriterion		2.076463
Sum squared resid	32.23643	Schwarzcriterion		2.108332
Log likelihood	-72.71445	Hannan-Quinncrier.		2.089137
Durbin-Watson stat	2.114396			

Null Hypothesis: D(INV15) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.801510	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.598416	
5% level	-1.945525	
10% level	-1.613760	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(INV15,2)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2012Q4  
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INV15(-1))	-1.065286	0.121034	-8.801510	0.0000
R-squared	0.528887	Mean dependent var		-0.005714
Adjusted R-squared	0.528887	S.D. dependent var		0.995335
S.E. of regression	0.683175	Akaikeinfocriterion		2.090050
Sum squared resid	32.20421	Schwarzcriterion		2.122172
Log likelihood	-72.15176	Hannan-Quinncrier.		2.102809
Durbin-Watson stat	1.997183			

Null Hypothesis: INV15 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.884594	0.3295
Test criticalvalues:		
1% level	-2.597939	
5% level	-1.945456	
10% level	-1.613799	

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

Residual variance (no correction)	0.454034
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.290037

Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(INV15)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INV15(-1)	-0.002942	0.003889	-0.756523	0.4519
R-squared	0.001864	Mean dependentvar		-0.053521
Adjusted R-squared	0.001864	S.D. dependentvar		0.679250
S.E. of regression	0.678617	Akaikeinfocriterion		2.076463
Sum squared resid	32.23643	Schwarzcriterion		2.108332
Log likelihood	-72.71445	Hannan-Quinncrier.		2.089137
Durbin-Watson stat	2.114396			

Null Hypothesis: D(INV15) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.861692	0.0000
Test criticalvalues:		
1% level	-2.598416	
5% level	-1.945525	
10% level	-1.613760	

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

Residual variance (no correction)	0.460060
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.391480

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(INV15,2)

Method: LeastSquares

Sample (adjusted): 1995Q3 2012Q4

Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INV15(-1))	-1.065286	0.121034	-8.801510	0.0000
R-squared	0.528887	Mean dependent var		-0.005714
Adjusted R-squared	0.528887	S.D. dependent var		0.995335
S.E. of regression	0.683175	Akaike info criterion		2.090050
Sum squared resid	32.20421	Schwarz criterion		2.122172
Log likelihood	-72.15176	Hannan-Quinn criter.		2.102809
Durbin-Watson stat	1.997183			

Null Hypothesis: INV15 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.078045
Test critical values:	
1% level	-3.705400
5% level	-3.135600
10% level	-2.839000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4

Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.196800	0.063937	-3.078045	0.0031
D(GLSRESID(-1))	0.088985	0.110542	0.804985	0.4239
D(GLSRESID(-2))	0.006759	0.107772	0.062715	0.9502
D(GLSRESID(-3))	0.027537	0.105151	0.261885	0.7943
D(GLSRESID(-4))	0.599063	0.104398	5.738260	0.0000
R-squared	0.404432	Mean dependent var		-0.016936
Adjusted R-squared	0.366009	S.D. dependent var		0.688922
S.E. of regression	0.548544	Akaike info criterion		1.708598
Sum squared resid	18.65585	Schwarz criterion		1.873127
Log likelihood	-52.23802	Hannan-Quinn criter.		1.773702
Durbin-Watson stat	1.812731			

Null Hypothesis: D(INV15) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-2.383524
Test critical values: 1% level	-3.705400
5% level	-3.135600
10% level	-2.839000

\*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals  
 Dependent Variable: D(GLSRESID)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4  
 Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.562914	0.236169	-2.383524	0.0202
D(GLSRESID(-1))	-0.447747	0.197460	-2.267535	0.0268
D(GLSRESID(-2))	-0.528280	0.152972	-3.453445	0.0010
D(GLSRESID(-3))	-0.552528	0.105789	-5.222916	0.0000
R-squared	0.666193	Mean dependent var		-0.014666
Adjusted R-squared	0.650298	S.D. dependent var		0.996700
S.E. of regression	0.589405	Akaike info criterion		1.838438
Sum squared resid	21.88606	Schwarz criterion		1.970061
Log likelihood	-57.58766	Hannan-Quinn criter.		1.890521
Durbin-Watson stat	1.739857			

Null Hypothesis: D(INV15) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-2.383524
Test critical values: 1% level	-3.705400
5% level	-3.135600
10% level	-2.839000

\*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4

Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.562914	0.236169	-2.383524	0.0202
D(GLSRESID(-1))	-0.447747	0.197460	-2.267535	0.0268
D(GLSRESID(-2))	-0.528280	0.152972	-3.453445	0.0010
D(GLSRESID(-3))	-0.552528	0.105789	-5.222916	0.0000
R-squared	0.666193	Mean dependent var		-0.014666
Adjusted R-squared	0.650298	S.D. dependent var		0.996700
S.E. of regression	0.589405	Akaike info criterion		1.838438
Sum squared resid	21.88606	Schwarz criterion		1.970061
Log likelihood	-57.58766	Hannan-Quinn criter.		1.890521
Durbin-Watson stat	1.739857			

Null Hypothesis: INV15 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4

Included observations: 72 after adjustments

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	1.239436
Test critical values:	
1% level	4.237600
5% level	5.684800
10% level	6.778800

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	3.534565
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: INV15 is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.135181
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.379365
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6.345121

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: INV15  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.46851	0.660148	34.03555	0.0000
@TREND(1980Q1)	-0.019246	0.006754	-2.849319	0.0057
R-squared	0.103927	Mean dependent var		20.63056
Adjusted R-squared	0.091126	S.D. dependent var		1.249410
S.E. of regression	1.191124	Akaike info criterion		3.215056
Sum squared resid	99.31428	Schwarz criterion		3.278297
Log likelihood	-113.7420	Hannan-Quinn criter.		3.240232
F-statistic	8.118620	Durbin-Watson stat		0.326036
Prob(F-statistic)	0.005750			

Null Hypothesis: D(INV15) is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.183398
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.454882
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.284816

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: D(INV15)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053521	0.080612	-0.663934	0.5089
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.053521
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.679250
S.E. of regression	0.679250	Akaike info criterion		2.078329
Sum squared resid	32.29662	Schwarz criterion		2.110198
Log likelihood	-72.78067	Hannan-Quinn criter.		2.091002
Durbin-Watson stat	2.116630			

Null Hypothesis: INV15 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 4 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=11)  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-90.4544	-6.66647	0.07370	1.23821
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR) 3.611814

### Serie: SES

Null Hypothesis: SES has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.327898	0.5637
Test criticalvalues:		
1% level	-2.598907	
5% level	-1.945596	
10% level	-1.613719	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(SES)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2012Q4  
 Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SES(-1)	-0.004282	0.013060	-0.327898	0.7440
D(SES(-1))	-0.672794	0.117504	-5.725707	0.0000
D(SES(-2))	-0.293619	0.116284	-2.525010	0.0140
R-squared	0.336774	Mean dependentvar		-0.008696
Adjusted R-squared	0.316676	S.D. dependentvar		2.799409
S.E. of regression	2.314087	Akaikeinfocriterion		4.558412
Sum squared resid	353.4298	Schwarzcriterion		4.655547
Log likelihood	-154.2652	Hannan-Quinncrier.		4.596949
Durbin-Watson stat	2.456688			

Null Hypothesis: D(SES) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.740511	0.0000
Test criticalvalues:		
1% level	-2.598907	
5% level	-1.945596	
10% level	-1.613719	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(SES,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2012Q4  
 Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SES(-1))	-1.969257	0.202172	-9.740511	0.0000
D(SES(-1),2)	0.294175	0.115495	2.547087	0.0132
R-squared	0.781522	Mean dependentvar		0.004348
Adjusted R-squared	0.778262	S.D. dependentvar		4.881430
S.E. of regression	2.298622	Akaikeinfocriterion		4.531054
Sum squaredresid	354.0056	Schwarzcriterion		4.595811
Log likelihood	-154.3214	Hannan-Quinncrier.		4.556745
Durbin-Watson stat	2.457524			

Null Hypothesis: SES has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.799047	0.0000
Test criticalvalues:		
1% level	-4.092547	
5% level	-3.474363	
10% level	-3.164499	

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

Residual variance (no correction)	4.038400
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.032565

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SSES)

Method: LeastSquares

Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4

Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SES(-1)	-0.948120	0.121561	-7.799513	0.0000
C	25.71118	3.526348	7.291165	0.0000
@TREND(1980Q1)	-0.058320	0.014189	-4.110324	0.0001
R-squared	0.472304	Mean dependent var		-0.045070
Adjusted R-squared	0.456784	S.D. dependent var		2.786077
S.E. of regression	2.053428	Akaike info criterion		4.318233
Sum squared resid	286.7264	Schwarz criterion		4.413839
Log likelihood	-150.2973	Hannan-Quinn criter.		4.356252
F-statistic	30.43110	Durbin-Watson stat		1.966945
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.483997
Test critical values:	
1% level	-3.705400
5% level	-3.135600
10% level	-2.839000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4

Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.253497	0.072760	-3.483997	0.0009
D(GLSRESID(-1))	0.096435	0.109931	0.877230	0.3837
D(GLSRESID(-2))	-0.046438	0.106528	-0.435927	0.6644
D(GLSRESID(-3))	0.033258	0.101555	0.327493	0.7444
D(GLSRESID(-4))	0.623256	0.099144	6.286341	0.0000
R-squared	0.538286	Mean dependent var		0.008692
Adjusted R-squared	0.508498	S.D. dependent var		0.753439
S.E. of regression	0.528215	Akaike info criterion		1.633070
Sum squared resid	17.29870	Schwarz criterion		1.797599
Log likelihood	-49.70783	Hannan-Quinn criter.		1.698174
Durbin-Watson stat	2.081783			

Null Hypothesis: D(SES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-1.763632
Test critical values: 1% level	-3.713000
5% level	-3.142000
10% level	-2.845000

\*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals  
 Dependent Variable: D(GLSRESID)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1996Q4 2012Q4  
 Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.310991	0.176336	-1.763632	0.0830
D(GLSRESID(-1))	-1.304271	0.193772	-6.730939	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.679403	0.234516	-7.161139	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.733899	0.226325	-7.661110	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.890276	0.210369	-4.231966	0.0001
D(GLSRESID(-5))	-0.360010	0.123311	-2.919525	0.0050
R-squared	0.933905	Mean dependent var		-0.062032
Adjusted R-squared	0.928304	S.D. dependent var		4.909359
S.E. of regression	1.314538	Akaike info criterion		3.472612
Sum squared resid	101.9525	Schwarz criterion		3.673325
Log likelihood	-106.8599	Hannan-Quinn criter.		3.551806
Durbin-Watson stat	2.100033			

Null Hypothesis: SES has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 3 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

	P-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock test statistic	95.25124
Test critical values: 1% level	4.237600
5% level	5.684800
10% level	6.778800

\*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.109569
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: D(SES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 2 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=8)  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	48.73459
Test critical values: 1% level	4.236800
5% level	5.686400
10% level	6.778400

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.474110
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: SES is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.383138
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.993908
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.486389

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: SES  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.16401	1.123313	24.18204	0.0000
@TREND(1980Q1)	-0.061927	0.011493	-5.388014	0.0000
R-squared	0.293148	Mean dependent var		21.25000
Adjusted R-squared	0.283051	S.D. dependent var		2.393712
S.E. of regression	2.026825	Akaike info criterion		4.278203
Sum squared resid	287.5613	Schwarz criterion		4.341443
Log likelihood	-152.0153	Hannan-Quinn criter.		4.303379
F-statistic	29.03070	Durbin-Watson stat		1.889600
Prob(F-statistic)	0.000001			

Null Hypothesis: D(SES) is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.094965
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	7.652898
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.727814

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: D(SES)  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/11/13 Time: 12:26  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.045070	0.330647	-0.136310	0.8920
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.045070
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.786077
S.E. of regression	2.786077	Akaike info criterion		4.901131
Sum squared resid	543.3558	Schwarz criterion		4.932999
Log likelihood	-172.9901	Hannan-Quinn criter.		4.913804
Durbin-Watson stat	3.008655			

Null Hypothesis: SES has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 3 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=8)  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-0.78920	-0.56372	0.71430	95.7726
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	0.111759
----------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: D(SES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 5 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=8)  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-0.13259	-0.25747	1.94185	687.227
Asymptotic critical values*:				
	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR) 0.032306

### Serie: SUE15

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.064632	0.0342
Test criticalvalues:		
	1% level	-3.531592
	5% level	-2.905519
	10% level	-2.590262

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(SUE15)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4  
 Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUE15(-1)	-0.213168	0.069558	-3.064632	0.0032
D(SUE15(-1))	0.074149	0.112106	0.661423	0.5108
D(SUE15(-2))	-0.066632	0.108625	-0.613409	0.5419
D(SUE15(-3))	0.027002	0.104467	0.258475	0.7969
D(SUE15(-4))	0.619336	0.101931	6.076041	0.0000
C	4.478592	1.462225	3.062862	0.0033
R-squared	0.521906	Mean dependentvar		-0.007463
Adjusted R-squared	0.482718	S.D. dependentvar		0.753439
S.E. of regression	0.541891	Akaikeinfocriterion		1.697781
Sum squared resid	17.91239	Schwarzcriterion		1.895217
Log likelihood	-50.87568	Hannan-Quinn criter.		1.775907
F-statistic	13.31801	Durbin-Watson stat		2.045559
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 40 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.623828	0.4437
Test criticalvalues:		
1% level	-2.597939	
5% level	-1.945456	
10% level	-1.613799	

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

Residual variance (no correction)	0.537782
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.069014

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SUE15)

Method: LeastSquares

Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4

Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUE15(-1)	-0.001468	0.004173	-0.351698	0.7261
R-squared	0.001142	Mean dependentvar		-0.018310
Adjusted R-squared	0.001142	S.D. dependentvar		0.738978
S.E. of regression	0.738556	Akaikeinfocriterion		2.245744
Sum squared resid	38.18253	Schwarzcriterion		2.277613
Log likelihood	-78.72392	Hannan-Quinncrier.		2.258417
Durbin-Watson stat	2.153062			

Null Hypothesis: D(SUE15) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 69 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-16.50889	0.0000
Test criticalvalues:		
1% level	-2.598416	
5% level	-1.945525	
10% level	-1.613760	

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

Residual variance (no correction)	0.541677
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.054489

Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(SUE15,2)  
 Method: LeastSquares  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2012Q4  
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SUE15(-1))	-1.079811	0.120113	-8.989978	0.0000
R-squared	0.539446	Mean dependent var		-0.001429
Adjusted R-squared	0.539446	S.D. dependent var		1.092331
S.E. of regression	0.741301	Akaikeinfocriterion		2.253363
Sum squared resid	37.91737	Schwarz criterion		2.285484
Log likelihood	-77.86769	Hannan-Quinn criter.		2.266122
Durbin-Watson stat	2.053073			

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.483997
Test critical values:	
1% level	-3.705400
5% level	-3.135600
10% level	-2.839000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals  
 Dependent Variable: D(GLSRESID)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4  
 Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.253497	0.072760	-3.483997	0.0009
D(GLSRESID(-1))	0.096435	0.109931	0.877230	0.3837
D(GLSRESID(-2))	-0.046438	0.106528	-0.435927	0.6644
D(GLSRESID(-3))	0.033258	0.101555	0.327493	0.7444
D(GLSRESID(-4))	0.623256	0.099144	6.286341	0.0000
R-squared	0.538286	Mean dependent var		0.008692
Adjusted R-squared	0.508498	S.D. dependent var		0.753439
S.E. of regression	0.528215	Akaike info criterion		1.633070
Sum squared resid	17.29870	Schwarz criterion		1.797599
Log likelihood	-49.70783	Hannan-Quinn criter.		1.698174
Durbin-Watson stat	2.081783			

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	0.918181
Test critical values: 1% level	4.237600
5% level	5.684800
10% level	6.778800

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	2.975766
------------------------------------------------------	----------

Null Hypothesis: SUE15 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.114174
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.056670
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.505097

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: SUE15  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.75485	0.577792	39.38241	0.0000
@TREND(1980Q1)	-0.018783	0.005912	-3.177124	0.0022
R-squared	0.126028	Mean dependent var		20.96111
Adjusted R-squared	0.113543	S.D. dependent var		1.107281
S.E. of regression	1.042526	Akaike info criterion		2.948555
Sum squared resid	76.08022	Schwarz criterion		3.011796
Log likelihood	-104.1480	Hannan-Quinn criter.		2.973731
F-statistic	10.09411	Durbin-Watson stat		0.502446
Prob(F-statistic)	0.002214			

Null Hypothesis: SUE15 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 4 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=11)  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-98.6331	-7.02092	0.07118	0.93016
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR) 2.997465

Null Hypothesis: D(SUE15) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 3 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=11)  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-3.16343	-1.23478	0.39033	28.2826
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR) 0.051692

## Anexo II: Resultados de los tests de cointegración

### Test de Engle-Granger

Series: INVES SES  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministic: C  
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVES	-1.454449	0.7807	-11.38482	0.2583
SES	-1.362860	0.8121	-3.248533	0.8603

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVES	SES
Rho - 1	-0.052370	-0.117318
Rho S.E.	0.036007	0.086082
Residual variance	0.787464	1.300029
Long-run residual variance	8.290283	0.222049
Number of lags	4	4
Number of observations	67	67
Number of stochastic trends**	2	2

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Series: INV15 SUE15  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministic: C  
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INV15	-2.980093	0.1288	-185.5986	0.0000
SUE15	-3.437083	0.0491	-115.8099	0.0000

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INV15	SUE15
Rho - 1	-0.362788	-0.393851
Rho S.E.	0.121737	0.114589
Residual variance	0.226582	0.189981
Long-run residual variance	13.21053	3.659205
Number of lags	4	4
Number of observations	67	67
Number of stochastic trends**	2	2

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

### Test de Phillips y Ouliaris

Series: INVES SES  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministic: C  
 Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVES	-0.684752	0.9462	-1.948501	0.9340
SES	-5.303352	0.0002	-39.46969	0.0002

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVES	SES
Rho - 1	-0.048766	-0.573661
Bias corrected Rho - 1 (Rho* - 1)	-0.027444	-0.555911
Rho* S.E.	0.040078	0.104823
Residual variance	1.628599	3.723195
Long-run residual variance	1.180761	3.558934
Long-run residual autocovariance	-0.223919	-0.082130
Bandwidth	NA	NA
Number of observations	71	71
Number of stochastic trends**	2	2

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Series: INV15 SUE15  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4  
 Included observations: 72 after adjustments  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministic: C  
 Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INV15	-3.500675	0.0418	-25.07335	0.0107
SUE15	-4.370660	0.0040	-31.31906	0.0019

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INV15	SUE15
Rho - 1	-0.389973	-0.476140
Bias corrected Rho - 1 (Rho* - 1)	-0.353146	-0.441114
Rho* S.E.	0.100879	0.100926
Residual variance	0.392877	0.337222
Long-run residual variance	0.356063	0.307054
Long-run residual autocovariance	-0.018407	-0.015084
Bandwidth	NA	NA
Number of observations	71	71
Number of stochastic trends**	2	2

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

### Test de Johansen

Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: INVES SES  
 Lags interval (in first differences): No lags

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.344907	31.04682	15.49471	0.0001
At most 1	0.014199	1.015373	3.841466	0.3136

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.344907	30.03144	14.26460	0.0001
At most 1	0.014199	1.015373	3.841466	0.3136

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

INVES	SES
-0.009798	0.424496
0.310785	-0.197751

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	D(INVES)	D(SES)
	-0.980065	-1.615612
	-0.173375	-0.034752

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            -275.7414

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

INVES	SES
1.000000	-43.32465
	(7.07896)

#### Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(INVES)	D(SES)
0.009603	0.015830
(0.00234)	(0.00265)

Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: INV15 SUE15  
 Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.225914	21.63857	20.26184	0.0321
At most 1	0.047530	3.457472	9.164546	0.4989

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.225914	18.18110	15.89210	0.0215
At most 1	0.047530	3.457472	9.164546	0.4989

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

INV15	SUE15	C
1.114359	-1.534481	9.219526
0.809803	-0.021188	-15.96777

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(INV15)	D(SUE15)
-0.085642	0.249799
-0.142175	-0.111704

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -133.3067

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

INV15	SUE15	C
1.000000	-1.377008	8.273392
	(0.18028)	(3.78646)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(INV15)	D(SUE15)
-0.095436	0.278366
(0.08939)	(0.09192)

### Anexo III. Resultados de la estimación de las ecuaciones de cointegración y de los Vectores de Corrección de Error. Contrastes de hipótesis sobre valores de los coeficientes de regresión

#### Ecuaciones de cointegración y tests de Wald

Dependent Variable: INVES

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4

Included observations: 71 after adjustments

Cointegrating equation deterministics: C

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SES	0.715566	0.298283	2.398946	0.0191
C	10.13409	6.367781	1.591464	0.1161
R-squared	0.198218	Mean dependent var		25.43239
Adjusted R-squared	0.186598	S.D. dependent var		3.736682
S.E. of regression	3.370070	Sum squared resid		783.6585
Durbin-Watson stat	0.142484	Long-run variance		35.65439

Wald Test:

Equation: COINTES

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.953571	69	0.3436
F-statistic	0.909299	(1, 69)	0.3436
Chi-square	0.909299	1	0.3403

Null Hypothesis:  $C(1)=1$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	-0.284434	0.298283

Restrictions are linear in coefficients.

Dependent Variable: INV15  
 Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2012Q4  
 Included observations: 71 after adjustments  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth  
 = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUE15	1.020250	0.104455	9.767336	0.0000
C	-0.780701	2.192051	-0.356151	0.7228

R-squared	0.620515	Mean dependent var	20.62254
Adjusted R-squared	0.615015	S.D. dependent var	1.256435
S.E. of regression	0.779582	Sum squared resid	41.93460
Durbin-Watson stat	0.897052	Long-run variance	0.948537

Wald Test:  
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.193866	69	0.8469
F-statistic	0.037584	(1, 69)	0.8469
Chi-square	0.037584	1	0.8463

Null Hypothesis:  $C(1)=1$   
 Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	0.020250	0.104455

Restrictions are linear in coefficients.

### Modelos de corrección de error y tests de Wald

Dependent Variable: D(INVES)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2012Q4  
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SES)	0.641488	0.054168	11.84262	0.0000
RESIDES(-1)	-0.055861	0.046177	-1.209722	0.2306

R-squared	0.675169	Mean dependent var	-0.037143
Adjusted R-squared	0.670392	S.D. dependent var	2.178630
S.E. of regression	1.250783	Akaike info criterion	3.313572
Sum squared resid	106.3831	Schwarz criterion	3.377814
Log likelihood	-113.9750	Hannan-Quinn criter.	3.339090
Durbin-Watson stat	1.997279		

Wald Test:  
Equation: RECES

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-6.618544	68	0.0000
F-statistic	43.80513	(1, 68)	0.0000
Chi-square	43.80513	1	0.0000

NullHypothesis: C(1)=1  
NullHypothesisSummary:

NormalizedRestriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	-0.358512	0.054168

Restrictions are linear in coefficients.

Dependent Variable: D(INV15)  
Method: LeastSquares  
Sample (adjusted): 1995Q3 2012Q4  
Includedobservations: 70 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SUE15)	0.519668	0.093776	5.541612	0.0000
RESID15(-1)	-0.316216	0.095331	-3.317025	0.0015
R-squared	0.334602	Mean dependentvar		-0.048571
Adjusted R-squared	0.324816	S.D. dependentvar		0.682863
S.E. of regression	0.561106	Akaikeinfocriterion		1.710340
Sum squaredresid	21.40909	Schwarzcriterion		1.774583
Log likelihood	-57.86192	Hannan-Quinncrier.		1.735858
Durbin-Watson stat	2.214682			

Wald Test:  
Equation: VAR15

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-5.122133	68	0.0000
F-statistic	26.23625	(1, 68)	0.0000
Chi-square	26.23625	1	0.0000

NullHypothesis: C(1)=1  
NullHypothesisSummary:

NormalizedRestriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	-0.480332	0.093776

Restrictions are linear in coefficients.