

# **El problema de la deuda soberana en el Sur de Europa**

*Sovereign Debt: The Difficulties of Southern European Countries*

**Dr. Agustín ALONSO RODRÍGUEZ**  
Real Centro Universitario  
“Escorial-María Cristina”  
San Lorenzo del Escorial.

**Resumen:** El presente trabajo tiene dos partes claramente diferenciadas. En la primera, se da un resumen de la opinión de Martín y Waller sobre la crisis financiera que afecta a Europa, motivadora del presente artículo. En la segunda parte se estudian los datos de la deuda pública de España, Grecia, Irlanda, Italia y Portugal, como panel de datos, y se aplican los modelos desarrollados para su estudio.

**Abstract:** This paper evolves in two different sections. In the first one, the article by Martin and Waller on the European financial crisis is summarized as an introduction to the second section where the data of Spain, Greece, Ireland, Italy and Portugal, considered as a panel, are analyzed with models for panel data.

**Palabras clave:** Deuda soberana, deuda pública, deuda nacional, refinanciación, crisis financiera, mercados de capitales, tipos de interés, euro, Unión Europea, medidas de austeridad, Eurostat, datos de panel, modelos de efectos fijos, modelos de efectos aleatorios.

**Keywords:** National debt, sovereign debt, public debt, rolling over the debt, interest rates, financial crisis, capital markets, the euro, the European Union, austerity measures, Eurostat, panel data, fixed effects models, random effects models.

**Sumario:****I. Primera parte.**

- 1.1. *Introducción.*
- 1.2. *La opinión de Martin y Waller.*
- 1.3. *La deuda nacional y la economía de un país.*
- 1.4. *La Europa de las postguerras.*
- 1.5. *La crisis financiera: el caso griego.*
- 1.6. *Grecia, Irlanda y Portugal.*
- 1.7. *Respuesta de la Unión Europea a la crisis.*

**II. Segunda parte.**

- 2.1. *Presentación de la muestra estudiada.*
- 2.2. *Modelos para datos de panel:*
  - 2.2.1. El modelo de efectos fijos,
  - 2.2.2. El modelo de efectos aleatorios.

**III. Conclusiones.****IV. Bibliografía.****V. Apéndice: Datos muestrales.**

**Recibido: septiembre de 2012.**

**Aceptado: noviembre de 2012.**

## I. PRIMERA PARTE

### 1.1. *Introducción*

Este artículo está motivado por la lectura de la exposición de Martín y Waller sobre las causas de la crisis financiera que afecta a Europa. Esta sucinta y densa presentación de la situación europea, ha animado al autor a considerar los datos de la deuda nacional de España, Grecia, Italia, Irlanda y Portugal como integrantes de un panel de datos, y a estudiarlos con las técnicas desarrolladas para su tratamiento.

### 1.2. *La opinión de Martín y Waller*

Martín y Waller abren su artículo considerando el papel de la deuda pública en la economía de un país. Desde su punto de vista, la crisis financiera europea tiene su razón de ser en el excesivo endeudamiento de los países de la eurozona.

### 1.3. *La deuda nacional y la economía de un país*

Sin entrar en los detalles de su exposición (el artículo es de obligada lectura), aquí nos limitamos a resumir parte de su contenido, con objeto de que sirva como marco de referencia para la segunda parte de este artículo. Los Autores comienzan destacando el papel determinante de la deuda pública (deuda nacional o deuda soberana) en la economía de un país, que permite financiar déficits, construir autopistas, aeropuertos, e incluso hacer frente a las cargas sociales, como la educación, las pensiones, etc.

Sentada la importancia de la deuda pública, el problema reside en su financiación, que puede resultar tan gravosa que obligue a su repudio por los estados. La historia refiere numerosos ejemplos al respecto<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> REINHART, C. M., y ROGOFF, K. S., *This Time is Different, Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton Univ. Press, 2009; VICENS VIVES, J., *Historia Económica de España*, Ed. Vicens Vives, Barcelona 1967, 5ª ed.

De todas formas, no es la magnitud de la deuda lo verdaderamente importante. Lo que determina la voluntad de los inversores, y de los mercados, para suscribir deuda, es la percepción que tienen del compromiso por parte de los estados para pagarla. Aquí reside la importancia de las agencias de calificación como guías para las decisiones de los inversores.

#### 1.4. *La Europa de las postguerras*

Las dos guerras mundiales vividas en el transcurso de una generación, llevó a los políticos del momento a buscar la forma de evitar futuras contiendas.

Con el Tratado de Roma (1957) se pone en marcha la Unión Europea. Con el Tratado de Maastricht (1992) se establece la Unión Monetaria, con el Banco Central Europeo como la autoridad gestora del euro. Y en 1997, se firma el Tratado de Estabilidad y Crecimiento.

Con este último tratado se intentan poner condiciones, para ingresar en el euro, ante el desorden existente en el ámbito fiscal. En concreto:

- a) Los déficits presupuestarios de cada país deberían ser un 3% o inferior en relación con el PIB;
- b) Y la relación deuda pública/PIB debería ser del 60% o inferior.

Lo notable es que, una vez en la eurozona, los países han incumplido repetidamente todos los criterios establecidos, los dos mencionados, más otros anteriores, habiéndose suscitado la posibilidad de que algún país tenga que abandonar la Unión Monetaria.

#### 1.5. *La crisis financiera: el caso griego*

El país heleno fue admitido en la zona euro en 2001, tras un primer intento fallido en 1998.

En un primer momento, el comportamiento de la economía griega se adecuó a los criterios de la Unión Monetaria, pero pronto comenzó a mostrar signos que la separaban del resto de los demás países. No obstante, la euforia por la moneda única ocultó la realidad, y los mercados financieros consideraron como sustituibles las deudas de los países de la zona euro, a pesar de que la situación fiscal y las políticas fiscales respectivas eran muy diferentes.

### 1.6. *Grecia, Irlanda y Portugal*

A partir del 2008 la situación económica de estos países empeoró de manera notable.

En el verano de 2009 tomó posesión un nuevo Gobierno en Grecia. Se pensaba entonces que la relación deuda/PIB estaba por debajo del 4%. Sin embargo, la realidad era que rondaba el 125%. El Gobierno se vio obligado a reconocer lo incorrecto de sus estadísticas.

Al mismo tiempo, Irlanda empezaba a experimentar, el coste del rescate de su sistema bancario, durante la crisis financiera del 2007-2008, y en 2010 el ratio deuda/PIB alcanzaba el 93%, con una relación déficit/PIB del 30%.

Lo ocurrido con estos dos pequeños países despertó la alarma del riesgo de impago de la deuda soberana, evidenciándose el hecho de que las deudas de los países europeos no eran sustituibles entre sí. Desde entonces los mercados financieros empezaron a incorporar el riesgo de quiebra en los tipos de interés al refinanciar las diferentes Deudas Soberanas.

De enero 2008 a enero de 2010, los diferenciales entre la deuda griega y la alemana aumentaron hasta los 3300 puntos básicos, mientras que los diferenciales entre la deuda irlandesa y alemana subieron cerca de 550 punto básicos, llegando en julio de 2011 al máximo de los 1164 puntos básicos.

Como reacción, los gobiernos de Grecia e Irlanda acudieron a medidas de austeridad para poner en orden sus haciendas públicas. Al aumentar los impuestos y reducir los gastos, el ratio griego déficit/PIB cayó al 16% en 2009, llegando al 8% en 2011. Irlanda pasó del 31% en 2010 al 10% en 2011.

Si desde el punto de vista de los mercados estas medidas eran bien aceptadas, el impacto social de las mismas llevó a considerar la quiebra como una salida de la situación, antes que soportar el coste social de la austeridad.

Junto a Grecia e Irlanda se incluye a Portugal, y aunque la crisis ha deteriorado la economía portuguesa, sin embargo el deterioro era una realidad que se ha arrastrado desde tiempo atrás. Así, por ejemplo, el desempleo pasó del 4% en 2000-2001 al 8% en 2007. El ratio deuda/PIB pasó del 48% en 2000 al 68% en 2007, con un déficit-medio/PIB del 3%.

La crisis financiera ha empeorado la situación. En 2009-2010, el déficit/PIB pasó del 10% al 93%. El desempleo continuó creciendo hasta el 12.5% en 2011.

Como ocurrió con Grecia e Irlanda, los diferenciales entre la deuda portuguesa y alemana han aumentado notablemente llegando a los 1150 puntos básicos entre enero de 2008 y enero de 2012.

Los bancos griegos mantienen el 20% de la deuda griega, unos 60000 millones de euros. La quiebra de Grecia supondría un serio quebranto para sus bancos. En consecuencia, los mercados pararon la refinanciación de la deuda de estos bancos, ante el temor de que no pudieran pagar. Esto supone que los bancos griegos no pueden refinarciar la deuda griega.

### *1.7. Respuesta de la Unión Europea a la crisis*

Ante la gravedad de la situación, los líderes de la UE decidieron en mayo de 2010 provisionar 500000 millones de euros para los países miembros con dificultades para refinarciar su deuda.

Los dos mayores contribuyentes fueron Alemania (120000 millones) y Francia (90000 millones).

Una razón para explicar las contribuciones de Alemania y Francia se encuentra en el hecho de que los bancos europeos mantienen fuertes sumas de deuda griega e irlandesa. Los alemanes un 8%, aproximadamente 24000 millones, y los franceses un 5%, 15000 millones. La quiebra de Grecia sería nefasta para estos bancos.

Ahora bien, Grecia e Irlanda son economías pequeñas, y quizás hubiera sido preferible para Alemania y Francia haber comprado la deuda griega e irlandesa mantenida por sus bancos.

Con todo, hay que señalar que Grecia, Irlanda y luego Portugal no son el verdadero problema. Ellos han sido el detonante para aflorar el problema que supondría la quiebra de las grandes economías europeas como Italia y España.

Hasta aquí, el rápido resumen de la exposición de Martín y Waller, que concluyen su trabajo con unas consideraciones en relación con la economía de Estados Unidos.

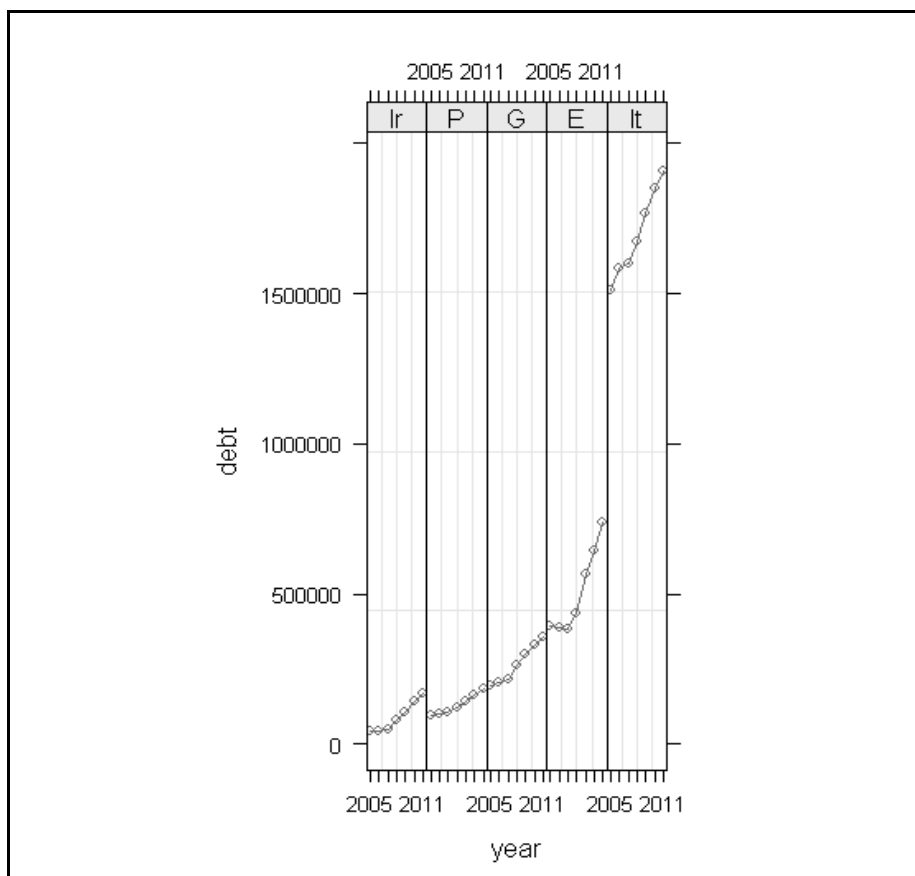
## **II. SEGUNDA PARTE**

### *2.1. Presentación de la muestra estudiada*

Dado el énfasis puesto en la relación deuda/PIB, se va a estudiar el comportamiento de ambas macromagnitudes mediante un modelo de datos

de panel para los datos de España, (E), Grecia, (G), Italia,(It) Irlanda, (Ir) y Portugal, (P), utilizando datos de EUROSTAT desde 2005 a 2011. La muestra utilizada se encuentra en el apéndice de este artículo.

En primer lugar, veamos la evolución histórica de la deuda soberana (*debt*) de estos países, a lo largo de los siete años. Es la figura 1.



**Figura 1**

Los principios de los gráficos *Trellis*, desarrollados por William Cleveland y colaboradores en los Laboratorios Bell, han sido plasmados en el paquete *lattice*, para el entorno R, por obra de Deepayan Sarkar. Con ayuda de este paquete, tenemos la figura 1. Los cinco paneles de esta figura tienen los mismos ejes horizontal y vertical, permitiendo mostrar las disparidades presentes en la evolución de la deuda soberana de estos países. Los paneles vienen ordenados en función de la creciente ordenada en el origen, en adelante *intercept*.

## 2.2. Modelos para datos de panel

A la vista de esta representación, parece apropiado un modelo poblacional con dos efectos fijos, uno para el *intercept* y otro para la pendiente, acompañados con efectos aleatorios para el *intercept*, y posiblemente también para la pendiente, que permitan captar la singularidad de cada país.

Tenemos así el modelo teórico poblacional:

$$deuda_{it} = \alpha + \beta \text{PIB}_{it} + w_{it} \quad (1)$$

con

$$w_{it} = u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}; \quad \varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

El término de error del modelo en (1) es descompuesto en:

$u_i$ ,  $i = 1..5$  el efecto propio o característico debido a cada país,  
 $\lambda_t$ ,  $t = 2005..2011$  el efecto del paso del tiempo entre ambas fechas,  
 $\varepsilon_{it}$ ,  $i = 1..5$ ,  $t = 2005..2011$ , el término de error del modelo, el error ideosincrático, dependiente tanto de los países como de los años.

Conviene señalar que en (2) nada se dice respecto a la distribución de los posibles efectos aleatorios  $u_i$  y  $\lambda_t$ . De hecho,  $\lambda_t$  se puede tomar fijo en muestras repetidas, si pudiéramos tomarlas, y por esto no se considera como variable aleatoria. Su función consiste en permitir al *intercept* variar según al año. ¿Cómo captar su influjo? Mediante variables ficticias o binarias:

$$D2005_{it}..D2011_{it}$$

con valores uno y cero según coincidan con el año concreto o no. De esta manera captamos la heterogeneidad presente en la figura 1. Esta afirmación permite su contrastación estadística, como se verá más adelante.

### 2.2.1. El modelo de efectos fijos

Por lo que respecta a  $u_i$ , la mejor interpretación que se puede dar consiste en verlo como la proporción de la variación total de la deuda de los distintos países explicada por el PIB. Una posibilidad para su tratamiento consiste en considerarla fija en repetidas muestras, si ello fuera posible, como se ha indicado para  $\lambda_t$ . Esta opción corresponde a lo que se denomina el modelo de efectos fijos, que aplica mínimos cuadrados ordinarios a la transformación “within” de los datos. Si, por el contrario, se considera  $u_i$



como variable aleatoria, es decir, no fija en repetidas muestras, entonces tendremos el denominado modelo de efectos aleatorios.

En definitiva, podemos reescribir el modelo en (1) como:

$$deuda_{it} = \alpha + \beta PIB_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}; i=1..5, t=2005..2011; \varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

Aplicando MCO a (3) se obtienen estimadores consistentes con el modelo de efectos fijos, mientras que para el modelo de efectos aleatorios se requiere el supuesto adicional de que las variables explicativas estén incorrelacionadas con  $u_i$ , en cuyo caso el modelo de efectos aleatorios es más eficiente que el de efectos fijos. O dicho con otras palabras: si existe correlación entre las variables explicativas y  $u_i$ , aplicar el modelo de efectos fijos, de no existir correlación, ajustar el modelo de efectos aleatorios.

Afortunadamente, desde el punto de vista aplicado, tenemos el *contraste de Hausman* que nos permite optar por uno u otro tipo de modelo, y que podemos enunciar diciendo que si la diferencia entre los coeficientes estimados por ambos tipos de modelo es muy pequeña o insignificante, optar por el modelo de efectos aleatorios. Si la diferencia entre los coeficientes es notable, optar por el modelo de efectos fijos porque el modelo de efectos aleatorios es inconsistente.

#### *Estimación del modelo de efectos fijos.*

#### Consideraciones previas.

Como nuestras magnitudes vienen en forma de series temporales, conviene pasar de niveles a tasas de variación, para prevenir las consecuencias de la autocorrelación presente. Así mismo, como sus valores son todos positivos, es posible tomar logaritmos, facilitando así la interpretación de los resultados. En definitiva, nuestros modelos tienen sus variables transformadas en logaritmos. Por último, dada la longitud de la palabra *deuda*, se utilizará su versión inglesa, *debt*, menos larga.

Por tanto, nuestro modelo de efectos fijos queda:

$$ldebt_{it} = \alpha + \beta lPIB_{it} + \lambda_{2005} D5 + \dots + \lambda_{2011} D11 + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Siendo

$ldebt_{it}$ : log(deuda) del país  $i$ -ésimo, en el momento  $t$ ;

$IPIB_{it}$ : log(PIB) del país  $i$ -ésimo en el momento  $t$ ;  
 $D5...D11$ : variables binarias representativas de los años: 2005 al 2011,  
 con valor uno o cero según coincidan o no con el año representado;  
 $u_i$ : error del modelo correspondiente al efecto característico debido al  $i$ -ésimo país;  
 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ : error *ideosincrático* del modelo.

### Estimación.

Al estimar el modelo de efectos fijos, la transformación “within” utilizada hace desaparecer a  $u_i$ , y lo mismo ocurre con  $\alpha$  cuyo valor unitario, para permitir la presencia de *intercept*, al promediarla y restarla, se anula. Utilizando Stata, el resultado de la estimación, aplicando la opción `vce(robust)` para la estimación robusta de la matriz de covarianzas de los coeficientes, es el siguiente:

```
. xtreg ldebt lpib yr*, vce(robust) fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	35
Group variable: country	Number of groups	=	5
R-sq: within = 0.8745	Obs per group: min =		7
between = 0.8641	avg =		7.0
overall = 0.7478	max =		7
	F(4, 4)	=	.
corr(u_i, Xb) = -0.9892	Prob > F	=	.

(Std. Err. adjusted for 5 clusters in country)

---

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldebt						
lpib	-2.850413	1.142053	-2.50	0.067	-6.02126	.3204344
yr2	.2099019	.0777798	2.70	0.054	-.0060495	.4258532
yr3	.4102311	.1623706	2.53	0.065	-.0405821	.8610442
yr4	.6661606	.2012856	3.31	0.030	.1073023	1.225019
yr5	.717728	.1532929	4.68	0.009	.2921186	1.143337
yr6	.8517152	.1762264	4.83	0.008	.3624322	1.340998
yr7	.94293	.2123654	4.44	0.011	.353309	1.532551
_cons	48.76705	14.59845	3.34	0.029	8.235257	89.29885

---

sigma_u		4.193
sigma_e		.13133525
rho		.99901986 (fraction of variance due to u_i)

Con la opción `vce(robust)` se pretende dar cabida a la heterogeneidad que muestran las trayectorias temporales de las deudas nacionales en la figura 1.

Para aplicar el *contraste de Hausman* no es necesaria la opción `vce(robust)`. Sin esta opción, la estimación muestra el resultado:

```
. xtreg ldebt lpib yr*, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      35
Group variable: country                Number of groups =       5

R-sq:  within = 0.8745                  Obs per group:  min =       7
      between = 0.8641                      avg =      7.0
      overall  = 0.7478                      max =       7

                                          F(7,23)        =     22.90
corr(u_i, Xb) = -0.9892                  Prob > F        =     0.0000
```

```
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      ldebt |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      lpib |   -2.850413    .6168633    -4.62  0.000   -4.126492   -1.574334
      yr2 |    .2099019    .0920064     2.28  0.032    .019572    .4002317
      yr3 |    .4102311    .1128442     3.64  0.001    .176795    .6436671
      yr4 |    .6661606    .1193815     5.58  0.000    .4192011    .9131201
      yr5 |    .717728     .1026463     6.99  0.000    .5053881    .930068
      yr6 |    .8517152    .1010327     8.43  0.000    .6427131    1.060717
      yr7 |    .94293      .0991771     9.51  0.000    .7377666    1.148093
      _cons |   48.76705    7.894067     6.18  0.000   32.43693   65.09718
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      sigma_u |         4.193
      sigma_e |    .13133525
      rho     |    .99901986   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

```

```
F test that all u_i=0:      F(4, 23) =      89.73          Prob > F = 0.0000
```

(Como era de esperar, la única diferencia reside en los valores de los errores estándar de los coeficientes.)

Como puede observarse, falta el efecto del primer año, el 2005, pues al haber un *intercept*, uno de los años debe omitirse para evitar la multicolinealidad. Todos los años tienen una presencia estadísticamente significativa en el modelo. Y el estadístico F de la última línea, en la tabla precedente, manifiesta que todos los efectos característicos de los distintos países, los  $u_i$  son también estadísticamente significativos.

Desde nuestro punto de vista, el coeficiente de mayor interés, el coeficiente del *IPIB*, tiene el valor: -2.850413, estadísticamente significativo, y que admite la interpretación de que el aumento en un 1% en el PIB, lleva consigo una reducción media de la deuda nacional del 2.85%.

La contrastación conjunta de los coeficientes de  $\lambda_i$ , a la que se aludía anteriormente, arroja el resultado:

```

test yr2 yr3 yr4 yr5 yr6 yr7

( 1)  yr2 = 0
( 2)  yr3 = 0
( 3)  yr4 = 0
( 4)  yr5 = 0
( 5)  yr6 = 0
( 6)  yr7 = 0

      F( 6, 23) = 26.72
      Prob > F = 0.0000

```

Es decir, que, también conjuntamente, los coeficientes de cada uno de los años son estadísticamente significativos.

El output de Stata muestra tres medidas de ajuste, tres  $R^2$ . Aquí el que hay que tener en cuenta es el  $R^2$  *within*: 0.8745, muy aceptable.

Los efectos propios de cada país, que modifican la posición del *intercept*, se obtienen con `Predict ui, u`, y son:

E: 3.245952; G: -1.806713; Ir: -3.724164; It: 5.617099; P: -3.332173,

valores que al sumarlos al valor del *intercept*: 48.76705, dan como ordenadas en el origen (*intercept*) para cada país las siguientes:

E: 52.01301; G: 46.96034; Ir: 45.04289; It: 54.38415 y P: 45.43488, con la pendiente común de -2.850413, y la interpretación dada anteriormente.

Por último, el comportamiento de los residuos idiosincráticos del modelo es estadísticamente aceptable.

### 2.2.2. El modelo de efectos aleatorios

El modelo de efectos fijos tiene el inconveniente de obtener estimadores ineficientes al no poder estimar el impacto sobre el valor esperado de la variable dependiente de magnitudes no cambiantes en el tiempo, en nuestro caso, los diversos países. Tampoco permiten incluir como variables explicativas retardos de la variable explicada, algo muy utilizado en economía, ya que se puede demostrar que genera coeficientes estimados inconsistentes (cf. Ashley (2012), p.478).

Como solución a las anteriores dificultades, tenemos el modelo de efectos aleatorios, si bien pagando el precio de tener que suponer, además del supuesto

de exogeneidad, el suponer que las variables explicativas están incorrelacionadas con los  $u_i$ , en cuyo caso los estimadores serán consistentes. Lo notable es que esta nueva exigencia permite una contrastación empírica, posibilitando en la práctica, el poder elegir entre el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios.

Volviendo a la descomposición en (2)

$$w_{it} = u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$\lambda_t$  quedó estimada por variables ficticias, en consecuencia nos queda  $w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ , siendo ahora  $u_i$  una variable aleatoria, que podemos suponer  $u_i \sim iid(0, \sigma_u^2)$ . Falta ahora la tarea de establecer la distribución conjunta de  $u_i$  y  $\varepsilon_{it}$ . Resulta que este parámetro se puede expresar también como la razón de varianzas de ambas variables:  $\sigma_u^2/\sigma_\varepsilon^2$ , que es estimada consistentemente con facilidad. Es esta razón de varianzas la base sobre la que se construye el modelo de efectos aleatorios. En el output de Stata la estimación de  $\sigma_u^2$  aparece como *sigma\_u*, y por lo que respecta a  $\sigma_\varepsilon^2$ , suponiendo que  $\varepsilon_{it}$  está incorrelacionada con  $u_i$ , se obtiene por diferencia entre la varianza de  $w_{it}$ , estimada consistentemente en el modelo de efectos fijos como  $s^2$ , y la de  $u_i$ . Stata muestra en el output esta estimación como *rho*, y podemos, pues, darla por conocida.

El modelo a estimar queda como:

$$ldebt_{it} = \alpha + \beta PIB_{it} + \lambda_{2006} D6 + \dots + \lambda_{2011} D11 + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

La inclusión de  $u_i$  en el término de error de este modelo, hace que  $u_i + \varepsilon_{it}$  presente correlación positiva, lo que hace que al aplicar mínimos cuadrados ordinarios, los estimadores resultantes sean inconsistentes. Si se aplica la corrección *cluster-robust*, los errores serán consistentes, pero los coeficientes resultarán ineficientes. La estrategia consiste en utilizar la estimación de  $\sigma_u^2/\sigma_\varepsilon^2$  para deshacer la correlación serial de  $u_i + \varepsilon_{it}$  y así obtener estimaciones eficientes y errores estándar consistentes.

En vistas a lograrlo, el nuevo supuesto a tener presente es que la  $cor(IPIB_{it}, u_i) = 0$ . Dicho con otras palabras. Si  $IPIB_{it}$  capta todo el efecto *country* en  $ldebt_{it}$ , entonces  $u_i$  será cero, y  $\sigma_u^2$  también. En este caso, el modelo que no tenga en cuenta ningún tipo de efectos, el modelo *pooled*, es el modelo apropiado. Pero si la variable explicativa  $IPIB_{it}$  no capta totalmente el efecto *country* sobre  $ldebt_{it}$ , entonces es plausible el supuesto de que  $cor(IPIB_{it}, u_i) = 0$ , y  $ldebt_{it}$  es útil para modelar el influjo de  $\sigma_\varepsilon^2$  sobre  $ldebt_{it}$ .

Para comprobar que la variable explicativa no está correlacionada con  $u_i$  y que por esto es estrictamente exógena, tenemos el *contraste de Hausman*,

cuya conclusión podemos volver a enunciar diciendo que si la diferencia entre los coeficientes del modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios es grande, entonces utilizar el modelo de efectos fijos, en caso contrario, utilizar el modelo de efectos aleatorios cuyos coeficientes son más eficientes.

La estimación del modelo en (5) con Stata muestra el siguiente output:

```
xtreg ldebt lpib yr*, re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       35
Group variable: country                 Number of groups =        5

R-sq:  within = 0.7111                  Obs per group:  min =        7
        between = 0.8641                  avg =           7.0
        overall = 0.8106                  max =           7

Wald chi2(7) = 64.42
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     = 0.0000
```

	ldebt	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	lpib	.5354828	.3341566	1.60	0.109	-1.194522 1.190418
	yr2	-.0072812	.1263293	-0.06	0.954	-.2548822 .2403197
	yr3	-.0090223	.1311933	-0.07	0.945	-.2661565 .248112
	yr4	.1955103	.1328803	1.47	0.141	-.0649303 .455951
	yr5	.3867213	.1287122	3.00	0.003	.13445 .6389926
	yr6	.5360188	.1283371	4.18	0.000	.2844828 .7875548
	yr7	.6454892	.1279116	5.05	0.000	.3947871 .8961914
	_cons	5.43858	4.290643	1.27	0.205	-2.970925 13.84809

```
-----+-----
sigma_u | .50955655
sigma_e | .13133525
rho     | .93770623 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

Para comparar estas estimaciones de los coeficientes con las estimaciones del modelo de efectos fijos, agrupamos en una tabla los resultados:

```
. estimates table fe_estimates re_estimates
```

Variable	fe_estim~s	re_estim~s
lpib	-2.8504127	.53548277
yr2	.20990187	-.00728122
yr3	.41023106	-.00902228
yr4	.66616058	.19551032
yr5	.71772802	.3867213
yr6	.85171522	.53601881
yr7	.94292998	.64548921
_cons	48.767054	5.4385803

A la vista de esta tabla, resulta claro que los coeficientes de ambos modelos son notablemente distintos, por lo que no sería necesario acudir al *contraste de Hausman* para optar por el modelo de efectos fijos. No obstante, aplicamos el contraste:

```
. hausman fe_estimates re_estimates
```

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrtd(diag(V_b-V_B))
	fe_estimates	re_estimates	Difference	S.E.
lpib	-2.850413	.5354828	-3.385895	.5185168
yr2	.2099019	-.0072812	.2171831	.
yr3	.4102311	-.0090223	.4192533	.
yr4	.6661606	.1955103	.4706503	.
yr5	.717728	.3867213	.3310067	.
yr6	.8517152	.5360188	.3156964	.
yr7	.94293	.6454892	.2974408	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)' [(V\_b-V\_B)^(-1)] (b-B)  
 = 42.64  
 Prob>chi2 = 0.0000  
 (V\_b-V\_B is not positive definite)

El valor de Prob>chi2 = 0.0000 nos lleva a rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes. El modelo preferible es el de efectos fijos.

### III. CONCLUSIONES

El análisis empleado considerando los datos de la deuda soberana de España, Grecia, Irlanda, Italia y Portugal como un panel de datos, nos permite establecer el modelo de efectos fijos como el más apropiado. Y la conclusión a destacar es que un modelo lineal, con diferentes ordenadas en el origen o *intercepts*, pero con la misma pendiente, nos permite afirmar que un incremento porcentual del 1% en el PIB conduce a obtener una reducción media de la deuda soberana del 2.85%, para estos países.

El *quid* de la cuestión está en cómo lograr ese incremento del PIB. A la hora de concluir este trabajo, la Unión Europea está ejerciendo un control muy exigente sobre la economía española, lo que se traduce en grandes medidas de austeridad. La adopción de estas medidas, interpretadas como un signo de responsabilidad por parte del Gobierno español, está atrayendo a la

economía española las inversiones extranjeras. Un buen motivo para esperar el crecimiento del PIB.

#### IV. BIBLIOGRAFÍA

- ASHLEY, R. A., *Fundamentals of Applied Econometrics*, Wiley, Hoboken, 2012.
- BAUM, Ch. F., *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, Stata Press, 2006.
- BALTAGI, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, 4ed., Wiley, Chichester, 2012.
- BALTAGI, B. H., *A Companion to Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Chichester, 2009.
- BATES, D. M., lme4: Mixed-effects modeling with R, versión borrador, <http://lm4.r-project.org/IMMwR/>.
- Eurostat, newsrelease, euroindicators, 149/2009, 22 October 2009.
- Eurostat, newsrelease, euroindicators, 149/2012, 22 October 2012.
- MARTÍN, F. M., y WALLER, Ch. J., Sovereign Debt: A Modern Greek Tragedy, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94(5) 321-339, 2012. URL: [research.st.louisfed.org/publications/review/Sovereign Debt: A Modern Greek Tragedy](http://research.st.louisfed.org/publications/review/Sovereign%20Debt%20A%20Modern%20Greek%20Tragedy) (Existe también una versión en español de este artículo).
- PINHEIRO, J. C., y BATES, D. M., *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*, Springer, New York, 2000.
- PINHEIRO, J., BATES, D., SAIKAT DEBROY, DEEPAYAN, S., and the R Development Core Team (2012). nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-105, URL: [www.R-project.org](http://www.R-project.org), 2012
- CROISSANT, Y., y MILLO, G., Panel Data Econometrics in R: The plm Package. *Journal of Statistical Software* 27(2). URL (2008). <http://www.jstatsoft.org/v27/i02/>. URL: [www.R-project.org](http://www.R-project.org), 2012.
- R: R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (2012). ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>



- REINHART, C. M., y ROGOFF, K.S., *This Time is Different, Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton Univ. Press, 2009.
- SARKAR, DEEPAYAN, *Lattice, Multivariate Data Visualization with R*, Springer, New York, 2008.
- SARKAR, DEEPAYAN, URL: <http://lmdvr.r-forge.r-project.org/>
- Stata, Data Analysis and Statistical Software, release 12, Stata Corporation LP, College Station, Texas. 2012.
- VICENS VIVES, J., *Historia Económica de España*, Ed. Vicens Vives, Barcelona 1967, 5ª ed.
- WEST, B. T.; WELCH, K. B.; GALECKI, A.T., y GILLESPIE, B. W., *Linear Mixed Models, A Practical Guide Using Statistical Software*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 2007
- WOOLDRIDGE, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2ed., MIT Press, 2010.

## V. APÉNDICE: DATOS MUESTRALES

	country	year	ldebt	lpib
1.	E	2005	12.87653	13.71987
2.	E	2006	12.87244	13.79967
3.	E	2007	12.84936	13.86669
4.	E	2008	12.98765	13.89966
5.	E	2009	13.24473	13.86245
6.	E	2010	13.37653	13.86324
7.	E	2011	13.50962	13.87694
8.	Gr	2005	12.18291	12.18264
9.	Gr	2006	12.22795	12.25705
10.	Gr	2007	12.28489	12.33022
11.	Gr	2008	12.48099	12.35964
12.	Gr	2009	12.61048	12.35052
13.	Gr	2010	12.70537	12.31111
14.	Gr	2011	12.78172	12.24785
15.	Ir	2005	10.70677	11.99591
16.	Ir	2006	10.69772	12.08254
17.	Ir	2007	10.77275	12.15347
18.	Ir	2008	11.28487	12.09448
19.	Ir	2009	11.5582	11.99087
20.	Ir	2010	11.87914	11.96073
21.	Ir	2011	12.03903	11.97662

22.	It	2005	14.22946	14.17282
23.	It	2006	14.2742	14.21118
24.	It	2007	14.28525	14.25048
25.	It	2008	14.32893	14.26986
26.	It	2009	14.38605	14.23402
27.	It	2010	14.43135	14.25575
28.	It	2011	14.4609	14.27272
29.	P	2005	11.45944	11.91253
30.	P	2006	11.51813	11.95405
31.	P	2007	11.54928	12.00182
32.	P	2008	11.72239	12.05515
33.	P	2009	11.85101	12.03471
34.	P	2010	11.99245	12.05914
35.	P	2011	12.12648	12.04889