# Reformas impositivas y crecimiento económico

César Pérez López — Instituto de Estudios Fiscales (cesar.perez@ief.minhap.es)

Nuria Badenes Pla — Instituto de Estudios Fiscales (nuria.badenes@ief.minhap.es)

#### RESUMEN

El objetivo esencial de este trabajo consiste en explicar la influencia de las distintas figuras impositivas en el crecimiento del PIB español. Dada la situación de crisis económica, es importante en la toma de decisiones en general, y en particular en el ámbito de la política fiscal, elegir aquellas variables que menores efectos negativos generan sobre el crecimiento, o aquellas que más lo promueven.

El informe consta de dos partes, una primera que explica los efectos de la modificación de distintas variables impositivas sobre el crecimiento a través de un modelo econométrico y una segunda parte en el que se utiliza el citado modelo econométrico para cuantificar los efectos de Reforma Fiscal de 2014 sobre el crecimiento del PIB español.

PALABRAS CLAVE: Política Fiscal, Estructura Impositiva, Crecimiento Económico. JEL: H30, O40.

#### INTRODUCCION

Existe baste discusión sobre la evidencia empírica relativa a la correlación entre la política fiscal y el crecimiento económico. Esta controversia ha llevado a utilizar distintos tipos de modelos como son los modelos con datos de series temporales, los modelos con datos de corte transversal y los modelos con datos de panel. En este trabajo se utiliza un modelo de series temporales con datos desde 1986 hasta 2011 con información proveniente del Instituto Nacional de Estadística y del Ministerio de Hacienda. El citado modelo regresa la tasa de crecimiento del PIB frente a diversas medidas de política fiscal, para explicar los efectos que los cambios en los impuestos tienen sobre el crecimiento económico. El modelo se basa en el siguiente modelo general ampliamente utilizado en la literatura:

$$\Delta Lny_{t} = \sum_{i=0}^{r} \beta_{g} g_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \beta_{\tau} \tau_{t-i} + u_{t}$$

en donde  $\Delta Lny_t$  es la tasa de crecimiento del PIB per capita y, g y  $\tau$  son las participaciones del gasto público total y de los ingresos en el PIB.

#### MODELO ECONOMÉTRICO Y LOS DATOS UTILIZADOS:

El modelo econométrico utilizado es muy sencillo. La variable explicada que es el crecimiento, se representa por la diferencia del logaritmo neperiano del PIB per cápita entre un año y el año previo. El período temporal considerado (condicionado por la disponibilidad de datos para todas las variables) comprende datos anuales dese 1986 hasta 2011 ambos incluidos. Las variables explicativas que se incorporan son las distintas figuras impositivas y el gasto público, en términos de su peso en tanto por uno sobre el PIB de cada año.

Se han incorporado datos de IRPF, Cotizaciones Sociales, Impuesto de Sociedades, IVA, Impuestos especiales (en conjunto y por separado), y por la vía del gasto, el peso que representa el gasto público en relación al PIB anualmente en tanto por uno.

Se han especificado diferentes modelos incluyendo más variables fiscales (por ejemplo impuestos especiales en conjunto y por separado, el peso del gasto público sobre el PIB). El que proporciona mejores resultados, es el que exponemos a continuación:

$$\ln Y_T - \ln Y_{T-1} = \beta_0 + \beta_1 pesoIRPF_T + \beta_2 peso \cot soc_T + \beta_3 pesoIVA_T + \beta_4 pesoIS_T + \varepsilon$$

Donde Y<sub>T</sub> representa el PIB per cápita en el período T e Y<sub>T-1</sub> representa el PIB per cápita en el período T-1. El peso de los impuestos que ha resultado procedente incluir en el modelo es el del IRPF, las cotizaciones sociales, el IVA y el IS, resultando no significativo tanto el peso del gasto en el PIB como la consideración del peso de los impuestos especiales ya fuese de forma conjunta o por separado.

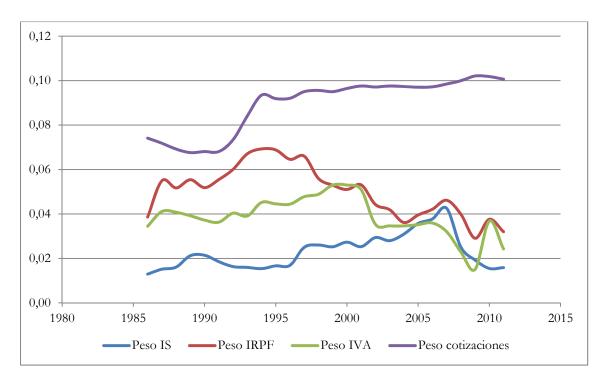
El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios, y se comprueba mediante distintos test que se trata de una buena especificación.

#### Descriptivos de los datos utilizados:

Los estadísticos descriptivos de las series utilizadas en la estimación son los siguientes:

	Media	Desviación típica	N
VARIACIÓN_lnY	,0501	,05519	25
PSOCIEDADES	,0233	,00769	25
PIRPF	,0507	,01157	25
PIVA	,0387	,00914	25
PCOTIZACIONES	,0899	,01220	25

En términos gráficos mostramos la evolución de las serie del peso en tanto por uno de las distintas figuras impositivas que se han utilizado para el análisis sobre el PIB de cada año:



Las correlaciones de Pearson entre las variables del modelo son:

		variación_ln	PISOC	PIRPF	PIVA	PCOTIZA
						CIONES
Correlaci	variación_ln	1,000	,152	,107	,308	-,526
ón de	PISOC	,152	1,000	-,374	-,061	,426
Pearson	PIRPF	,107	-,374	1,000	,699	-,425
	PIVA	,308	-,061	,699	1,000	-,166
	PCOTIZACIONES	-,526	,426	-,425	-,166	1,000

Para todas las series de datos se cuenta con 25 observaciones (de 1986 a 2011, ambos años incluidos).

Las correlaciones entre la variable explicada y las variables explicativas, indican que el crecimiento en términos per cápita se correlaciona positivamente con el peso que la recaudación por IVA (0,308), Impuesto de Sociedades –IS- (0,152) e IRPF (0,107) presentan en el PIB anual, y muy negativamente con el peso de las cotizaciones sociales (-0,526). Entre las variables explicativas, la correlación es negativa entre el peso del IS e IVA (-0,061), negativa y de mayor magnitud ente el peso del IS y el IRPF (-0,374), y positiva y de magnitud importante entre el peso del IS y las cotizaciones (0,426). Por su parte, el peso del IRPF se correlaciona muy positivamente con el del IVA (0,699) y negativamente con las cotizaciones sociales (-0,425).

Estas correlaciones **no implican causalidad**, que es lo que trata de determinar nuestro modelo econométrico. La correlación simplemente comprueba cómo las variables se mueven en el mismo sentido o en sentido contrario en el tiempo y el grado de coincidencia entre las mismas. Sin embargo, es necesario realizar un análisis econométrico completo para comprobar en qué medida las variables fiscales influyen en el crecimiento de manera causal (y no casual), y el peso de cada una de ellas.

#### Resultados de la estimación y contrastes de buena especificación del modelo:

Los resultados básicos del modelo son:

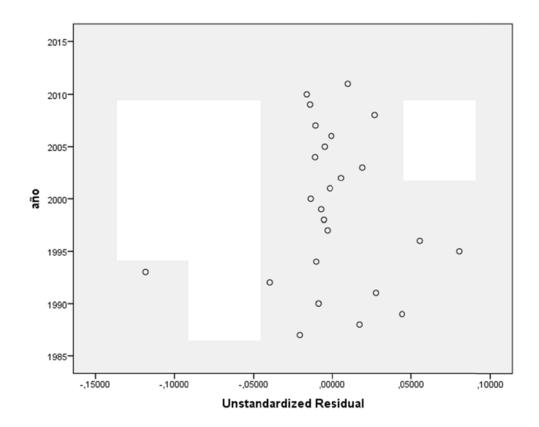
R	R cuadrado	R cuadrado corregida	Durbin Watson
,759	,577	,492	1,494

El valor de R cuadrado indica el porcentaje de la varianza de la variable endógena que queda explicado por el modelo, y se obtiene como el cociente entre SE y ST, o bien como 1-(SR/ST), siendo ST la suma de cuadrados de la endógena alrededor de su media, SE la suma de cuadrados de la variable ajustada alrededor de su media y la SR la suma de cuadrados de residuos MCO (Mínimos cuadrados ordinarios). En definitiva relaciona la parte explicada respecto al total.

Este valor es del 57,7%, y 49,2% si se corrige por grados de libertad del modelo, siendo valores plausibles para un modelo de datos reales.

El estadístico Durbin-Watson sirve para comprobar si existen o no problemas de autocorrelación, es decir, lo que hace es evaluar si la disposición de los valores en función de las variables independientes es una disposición al azar o, por el contrario, si hay algún tipo de dependencia, algún tipo de conexión entre los valores. El Test de Durbin-Watson permite evaluar si existe autocorrelación en una Regresión lineal, sea simple o múltiple (como es el caso del modelo que utilizamos). Con ello se pretende ver si los valores presentan algún tipo de dependencia en cuanto al orden de obtención. Si fuera así se estaría incumpliendo una de las condiciones del modelo y cuando se incumplen las condiciones de un modelo de Regresión lineal (normalidad, homogeneidad de varianzas, independencia de los datos) las estimaciones de los parámetros del modelo (los coeficientes del modelo) no tienen los criterios de calidad que se suponen.

El valor obtenido es 1,494, que queda en medio de los valores críticos para N=25 Y k=5, por lo que el test no es concluyente: 0,953<1,494<1,886. De este modo, graficamos los residuos frente al tiempo, y comprobamos que la distribución es aleatoria, descartando así problemas de autocorrelación:



La significatividad conjunta del modelo es muy elevada, en concordancia con el elevado valor de F de Snedecor, indicando que el modelo está bien especificado.

Modelo	Suma de	Grados de	Media	F	Sig.
	cuadrados	libertad	cuadrática		
Regresión	,042	4	,011	6,814	,001
Residual	,031	20	,002		
Total	,073	24			

Los parámetros que se han obtenido para cada regresor son los siguientes:

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.	confia	ralo de nza de para B	Estadístic colineali	
	В	Error típ.	Beta			Límite inferior	Límite superio r	Toleranci a	FIV
(Constante)	,301	,091		3,303	,004	,111	,491		
PSOCIEDADES2	2,471	1,228	,344	2,013	,058	-,090	5,032	,723	1,384
PIRPF2	-2,211	1,149	-,464	-1,924	,069	-4,608	,186	,364	2,744
PIVA2	3,162	1,298	,523	2,436	,024	,454	5,869	,458	2,182
PCOTIZACIONES2	-3,545	,772	-,783	-4,590	,000	-5,156	-1,934	,726	1,377

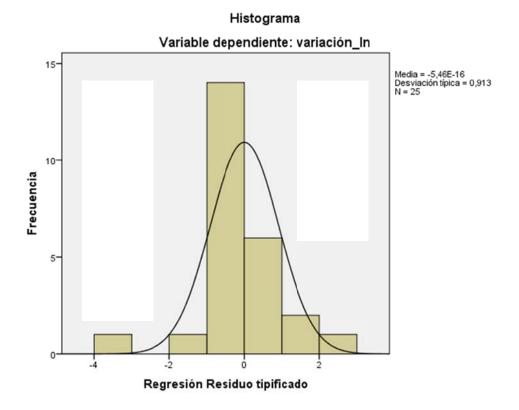
Aquí mostramos los resultados más interesantes del modelo: los parámetros estimados son muy significativos. Además, los FIV (factores de inflación de varianza) que miden la colinealidad están muy por debajo de 10 (o la tolerancia muy por encima de 0,1), que es el valor crítico a partir se aprecia una colinealidad moderada, por lo que se descarta el

problema de multicolinealidad en el modelo (es decir, los valores de las variables explicativas no presentan un grado de relación importante entre ellas, sino que son independientes).

Esta afirmación también se corrobora con el valor de los índices de condición (todos ellos menores que 35)

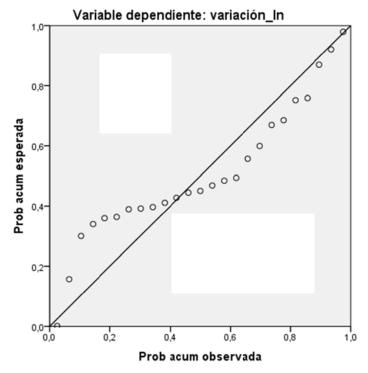
Mod	delo	Autovalores	Índice de	Proporciones de la varianza				
			condición	(Const	PIVA	PIRPF	PCOTIZACIONE	PSOCIEDADE
				ante)	1	1	S1	S1
1	1	4,833	1,000	,00	,00	,00	,00	,00
	2	,116	6,450	,00	,03	,04	,00	,32
	3	,033	12,128	,04	,15	,01	,14	,45
	4	,013	18,964	,02	,74	,51	,10	,21
	5	,005	32,236	,94	,08	,44	,75	,01

También se ha comprobado que los residuos son normales, como se puede apreciar en el siguiente histograma de frecuencias del residuo tipificado:

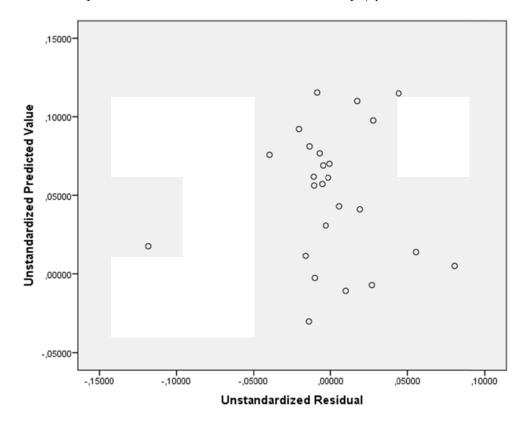


O bien si se produce un ajuste a la diagonal entre la probabilidad acumulada esperada en ordenadas y observada en abscisas.

Gráfico P-P normal de regresión Residuo tipificado



En cuanto a la heteroscedasticidad y la linealidad, se observa que el gráfico de los valores predichos frente a los residuos es aleatorio, lo que certifica la homoscedasticidad (es decir, los residuos presentan variabilidad constante en el tiempo) y la linealidad del modelo:

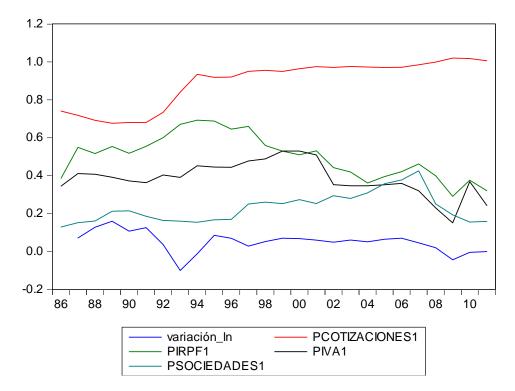


Un último tipo de comprobaciones que debemos realizar para asegurar la bondad del modelo es la estabilidad del mismo.

#### Contrastes de estabilidad del modelo utilizado:

Con la finalidad de comprobar la estabilidad del modelo en el tiempo es necesario analizar el orden de integración de todas las variables que lo componen.

Observando la gráfica de evolución de las series es evidente la no estacionariedad de todas ellas. Ello conlleva la presencia de raíces unitarias, tal y como se contrasta a continuación, a través del test de Phillip-Perron:



Mediante el test de Phillip-Perron, se comprueba primero si existe estacionariedad en niveles (no se da en ningún caso) y en primeras diferencias. Se constata que todas las series presentan una raíz unitaria, y será necesario analizar las primeras diferencias de las series, resultando todas ellas estacionarias. Por lo tanto, todas las series son integradas de orden uno, por lo que pasamos a realizar el contraste de cointegración: como todas las series son integradas del mismo orden pueden cointegrar, lo que se comprueba con el contraste de Granger y Engel. Para ello se toman los residuos del modelo, y se comprueba si presentan raíces unitarias. El teorema de Granger y Engel establece que si todas las series son integradas del mismo orden, el modelo cointegra si los residuos no presentan raíces unitarias. Por ello, se aplica el test de Phillip-Perron a los residuos y se comprueba que el p valor es muy reducido, pudiéndose afirmar que no presentan raíces unitarias.

La conclusión a la que podemos llegar es que el **modelo no es espúreo**, es decir, que se puede afirmar que existe una relación de causalidad entre los regresores y la variable explicada, y por otro lado, el modelo es estable en el tiempo, lo que quiere decir que salvo situaciones extraordinarias (datos outliers) es válido en el largo plazo.

Los resultados que nos permiten sostener las anteriores afirmaciones se muestran en el anexo.

#### EXPLICACIÓN DE LOS RESULTADOS:

En el modelo utilizado, se explica la influencia que presentan distintas variables impositivas sobre el crecimiento del PIB en España. La medida de las variables impositivas se realiza por el peso que la recaudación que distintos impuestos presenta sobre el PIB, en concreto el IVA, el IRPF, las cotizaciones sociales y el IS. (Se excluye del análisis el peso del los Impuestos especiales sobre el PIB por no haber resultado significativo en el análisis econométrico, tal y como se explica en el anexo).

Los resultados obtenidos se especifican a continuación, y presentan los parámetros estimados del modelo, es decir, la influencia que el peso sobre el PIB de los distintos impuestos considerados ejercen sobre el crecimiento:

	Coeficiente estimado
SOCIEDADES	2,471
IRPF	-2,211
VA	3,162
COTIZACIONES	-3,545

Lo que nos permite concluir lo siguiente:

- La elevación del peso sobre el PIB de la recaudación por cotizaciones sociales e IRPF hace descender la variación del PIB per cápita ya que los coeficientes estimados presentan signo negativo (medidas negativas para el crecimiento).
- La elevación del peso de la recaudación sobre el PIB del impuesto de sociedades e IVA, se mueve en el mismo sentido que la variación del PIB per cápita (medidas positivas para el crecimiento).
- Además, la influencia de IVA y cotizaciones sociales es de signo contrario y de magnitud muy parecida, al igual que la influencia del peso de IRPF y sociedades, también con unos parámetros de signo distinto sobre el crecimiento pero de peso absoluto similar.

En cuanto a la cuantificación del efecto de cada una de las modificaciones del peso porcentual de los impuestos sobre el PIB, la interpretación debe realizarse como el efecto independiente, es decir, modificando una de las variables y manteniendo todas las demás constantes, e interpretando que  $\Delta y = \beta \Delta x$ . Esto nos permite concluir que:

- Si la recaudación del **IS se elevase en un 1%** sobre el PIB, el efecto **sobre la variación del PIB per cápita sería de un incremento del 2,471%**, (y si

- descendiese un punto la recaudación del IS en relación al PIB, la modificación en la variación del PIB per cápita sería de un descenso del 2,471%.
- Si la recaudación del IRPF creciese en un punto porcentual sobre el PIB, la variación del PIB per cápita descendería un 2,211%. Si la recaudación por IRPF descendiese en un 1% del PIB, la variación del PIB per cápita aumentaría en un 2,211%.
- Si la recaudación por IVA aumentase en un punto porcentual sobre el PIB, la variación del PIB per cápita aumentaría en un 3,162%, y si la recaudación por IVA descendiese en un 1%, la variación del PIB per cápita decrecería en un 3,16%.
- Por último, el efecto absoluto de las cotizaciones sobre el crecimiento es el más fuerte, y presenta signo negativo. En términos cuantitativos un incremento de las cotizaciones sociales de un 1% hace bajar en 3,545% la variación del crecimiento medida en términos de diferencia en el PIB per cápita, y si lo que se hace es bajar la recaudación por cotizaciones en un 1%, la variación del PIB per cápita se eleva en un 3,545%.

# VALORACIÓN EN TÉRMINOS DE CRECIMIENTO ECONÓMICO DE LAS MEDIDAS DE REFORMA EN IRPF, IVA e IS

En el modelo de crecimiento económico en función de la recaudación impositiva se estimó que si la recaudación por IRPF descendiese en un 1% del PIB, la variación del PIB per cápita aumentaría en un 2,211%. Ahora estamos suponiendo un descenso de la recaudación por IRPF del 0,68% del PIB, lo que implicaría que la variación del PIB per cápita aumente en un 1,5% (aproximadamente 0,5 puntos del PIB).

Por otra parte, también se estimó que si la recaudación por IVA aumentase en un punto porcentual sobre el PIB, la variación del PIB per cápita aumentaría en un 3,162%. Ahora estamos suponiendo un aumento de la recaudación por IVA del 0,03% del PIB, lo que implicaría que la variación del PIB per cápita aumente en un 0,1%.

Asimismo, también se estimó que si la recaudación del IS descendiese en un 1% sobre el PIB, el efecto sobre la variación del PIB per cápita sería de un descenso del 2,471%, Ahora estamos suponiendo un descenso de la recaudación por IS del 0,38% del PIB (entre las dos fases), lo que implicaría que la variación del PIB per cápita descienda en un 0,9% (si se considerase sólo la primera fase, esta cifra sería la mitad).

Estos efectos están considerados aisladamente los unos de los otros. El efecto combinado podría resumirse en una subida de la variación del PIB per cápita de un 0,7%

#### **ANEXO**

## Comprobación de que la variable independiente es integrada de orden 1 I(1):

Null Hypothesis: VARIACION\_LN has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.296852	0.1809
Test critical values: 1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que la primera diferencia de la variable independiente es estacionaria:

Null Hypothesis: D(VARIACION\_LN) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test	statistic	-7.430307	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.752946	
	5% level	-2.998064	
	10% level	-2.638752	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que el peso sobre el PIB de las cotizaciones es integrada de orden 1 I(1):

Null Hypothesis: PCOTIZACIONES1 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.027892	0.7270
Test critical values: 1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que la primera diferencia del peso de las cotizaciones es estacionaria:

Null Hypothesis: D(PCOTIZACIONES1) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test s	tatistic	-2.478506	0.1328
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que el peso sobre el PIB del IRPF es integrada de orden 1 I(1):

Null Hypothesis: PIRPF1 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.175523	0.6684
Test critical values: 1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que la primera diferencia del peso sobre el PIB del IRPF es estacionaria:

Null Hypothesis: D(PIRPF1) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.148956	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Comprobación de que el peso sobre el PIB del IVA es integrada de orden 1 I(1):

Null Hypothesis: PIVA1 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.585029	0.4752
Test critical values: 1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Comprobación de que la primera diferencia del peso sobre el PIB del IVA es estacionaria:

Null Hypothesis: D(PIVA1) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.155717	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Comprobación de que el peso sobre el PIB del IVA es integrada de orden 1 I(1):

Null Hypothesis: PSOCIEDADES1 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.904972	0.3247
Test critical values: 1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Comprobación de que la primera diferencia del peso sobre el PIB del IS es estacionaria:

Null Hypothesis: D(PSOCIEDADES1) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.131725	0.0041

Test critical values:	1% level	-3.737853
	5% level	-2.991878
	10% level	-2.635542

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

# COINTEGRACION (HAY CONTIGRECION Y LA RELACION NO ES ESPUREA PORQUE LOS RESIDUOS SON I(0))

Null Hypothesis: RES\_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

at Prob.	Adj. t-Stat	
22 0.006	-3.929422	Phillips-Perron test s
53	-3.737853	Test critical values:
78	-2.991878	
12	-2.635542	
54	-2.6355	*MacKinnon (1996)

Residual variance (no correction)	0.001193
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000254

## **BIBLIOGRAFÍA**

IMPUESTOS Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UNA PANORÁMICA. Francisco J. Delgado Rivero (Universidad de Oviedo) y Javier Salinas Jiménez (Universidad Complutense de Madrid)

POLÍTICA FISCAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. CONSIDERACIONES MICROECONÓMICAS Y RELACIONES MACROECONÓMICAS. José Félix Sanz-Sanz e Ismael Sanz Labrador

POLÍTICA FISCAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. Rafael Doménech (Universidad de Valencia)

POLÍTICA FISCAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. Miguel Ángel Galindo Martín