

# LA HIPÓTESIS DE COMPENSACIÓN EN ESPAÑA, 1960-2000

M<sup>a</sup> Dolores Gadea Rivas\*

Marcela Sabaté Sort\*

Estela Sáenz Rodríguez\*

Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Universidad de Zaragoza

Gran Vía, 2

Zaragoza, 50010

Teléfono: 976761841

Fax: 976761840

[lgadea@unizar.es](mailto:lgadea@unizar.es)

[msabate@unizar.es](mailto:msabate@unizar.es)

[essaenz@unizar.es](mailto:essaenz@unizar.es)

\* Grupo de investigación Sector exterior e integración monetaria (SEIM)

seim.unizar.es

## **RESUMEN:**

Una de las posibles hipótesis sobre los efectos de la apertura a los mercados internacionales en el tamaño del sector público es la denominada hipótesis de compensación. Las economías más abiertas se enfrentan a una mayor volatilidad doméstica debido a las turbulencias en la economía mundial. El estado, que es el sector seguro de la economía, ejerce un papel mitigador de este riesgo externo consumiendo más recursos de la economía.

El objetivo de este trabajo es analizar dicha hipótesis para el caso español en el periodo 1960-2000. Para este propósito la metodología empleada es la técnica multivariante de Johansen. El análisis de series temporales muestra que se cumple la idea de Rodrik (1998) en España. Existe cointegración entre el gasto público y el riesgo externo. Además, ese papel mitigador se manifiesta especialmente en el gasto en seguridad social y bienestar.

**CLASIFICACIÓN JEL:** F41, H11

**PALABRAS CLAVE:** apertura comercial, hipótesis de compensación, riesgo externo, gasto público, cointegración

## 1. INTRODUCCIÓN

En el trabajo de Gadea, Sabaté y Sáenz (2007) se demostró que existe una relación de largo plazo entre el gasto público y la apertura comercial para el caso español en el periodo 1960-2000. Una relación robusta que se cumple para distintas medidas de apertura y protección y para distintas medidas del tamaño del sector público<sup>1</sup>.

Existen tres hipótesis básicas acerca de los efectos de la integración internacional sobre el tamaño del sector público: la hipótesis de las economías de escala, y las llamadas hipótesis de compensación y de eficiencia, siendo estas dos últimas las que están suscitando un mayor debate -y un menor acuerdo- entre los expertos. La hipótesis de eficiencia (bastante extendida en la actualidad) considera que la globalización debilita la capacidad de los gobiernos de manejar su política fiscal, suscitando la preocupación acerca del futuro del estado de bienestar; la hipótesis de compensación considera que la apertura lleva a un mayor gasto público, ya que el gobierno asume su función estabilizadora frente a los riesgos y posibles shocks derivados de esa mayor integración. Una revisión más profunda de la literatura sobre el tema nos muestra que la cuestión sigue abierta -surgiendo incluso hipótesis nuevas-, sobre todo en lo que a países avanzados se refiere.

Así pues, el siguiente paso obligatorio es formularnos la siguiente pregunta: ¿cuál es la justificación teórica de dicha relación en el caso de nuestro país? Los expertos que abogan por una relación positiva entre la integración económica internacional y la

---

<sup>1</sup> Además se ha realizado un análisis de estabilidad mediante el enfoque de un VAR cointegrado siguiendo el método de estimación recursiva de Hansen y Johansen (1993, 1999).

economía pública se basan en su mayoría en la hipótesis del seguro social frente al riesgo externo de Rodrik (1998), la nombrada hipótesis de compensación. Las economías más integradas en los mercados mundiales están expuestas a su vez a un mayor riesgo en sus ingresos derivado de las turbulencias en dichos mercados. Como el sector público es el sector “seguro” de la economía –tanto el empleo como los ingresos de este sector son estables y no se ven afectados por ninguno de estos shocks que sí influyen en el resto de la economía-, puede ejercer una función de aislamiento o protección del riesgo externo que sufren los otros sectores consumiendo más recursos de la economía<sup>2</sup>.

Sin embargo Rodrik apunta como posible vía de diversificación del riesgo la integración internacional en los mercados de capital, argumento apoyado por trabajos como el de Svaleryd y Vlachos (2002). El planteamiento de estos últimos es que las políticas comerciales están muy relacionadas con la capacidad para diversificar el riesgo de un país, así unos mercados financieros domésticos bien desarrollados estarán asociados con un régimen comercial liberal. Pero el desarrollo financiero también tiene una dimensión internacional, puesto que la integración financiera internacional reducirá la demanda de protección originada por el incremento en la volatilidad del ingreso que supone la apertura comercial. No obstante, aunque hoy en día España es una economía plenamente integrada a todos los niveles, el proceso de apertura financiera fue algo más tardío que el proceso de apertura comercial, pudiendo hablarse de una liberalización total de los movimientos de capitales ya en la década de los noventa.

---

<sup>2</sup> Rodrik (1998), pág. 1011.

Para verificar la hipótesis de compensación lógicamente debemos hacer uso de medidas que reflejen la volatilidad en el ingreso debida a fluctuaciones externas. La *proxi* utilizada por Rodrik y posteriormente en todos los artículos cross-section o de datos de panel sobre el tema es la desviación estándar del logaritmo –en primeras diferencias- de los términos de comercio multiplicada por la apertura<sup>3</sup>. Es decir, hay que distinguir entre exposición al riesgo externo y apertura. Dos países pueden tener niveles similares de exposición al comercio y tener niveles bastante diferentes de exposición al riesgo externo -si difieren en la volatilidad de su relación real de intercambio-. La apertura se refiere a la exposición a la economía internacional, mientras que el riesgo externo se refiere a la estabilidad de los términos y condiciones bajo las cuáles una economía dada comercia con las economías extranjeras<sup>4</sup>. En definitiva lo que importa es la interacción de ambas variables.

En nuestro contexto de series temporales precisamos de un indicador del riesgo externo que varíe con el tiempo. Al igual que Islam (2004) en su estudio de la hipótesis de compensación, aplicaremos el modelo GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)<sup>5</sup>. Es una técnica muy utilizada en la medición de la volatilidad para series temporales que considera que la varianza no es constante. El modelo más sencillo y empleado es el GARCH (1,1): la volatilidad en el periodo  $t$  depende de los datos observados y de la volatilidad en el periodo anterior. El modelo GARCH (1,1) nos proporciona la varianza condicional del logaritmo –en primeras

---

<sup>3</sup> Rodrik afirma que esta medida no sólo es la medida teórica apropiada sino la *única* medida relevante de tal riesgo.

<sup>4</sup> Kim (2005). Un ejemplo de economías muy abiertas con poco riesgo serían las de Asia del Este.

<sup>5</sup> Fue desarrollado por Bollerslev (1986) como una extensión del modelo ARCH introducido por Engle (1982).

diferencias- de los términos de comercio y la volatilidad será la desviación estándar de dicha varianza.

Rodrik emplea una segunda medida de riesgo externo, en concreto el índice de concentración de exportaciones. Los países con una estructura de producción de las exportaciones muy poco diversificada también estarán expuestos a un mayor riesgo, aunque sus términos de comercio no experimenten demasiadas fluctuaciones. Es un Índice Herfindahl-Hirschmann, calculado por la UNCTAD desde 1980 de acuerdo a la siguiente fórmula<sup>6</sup>:

$$H_j = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{239} \left(\frac{x_i}{X}\right)^2} - \sqrt{1/239}}{1 - \sqrt{1/239}}$$

donde

$H_j$  es el índice de concentración de exportaciones

$x_i$  es el valor de las exportaciones del producto  $i$

$$X = \sum_{i=1}^{239} x_i$$

y 239 = número de bienes (SITC Rev. 2, nivel de 3 dígitos)

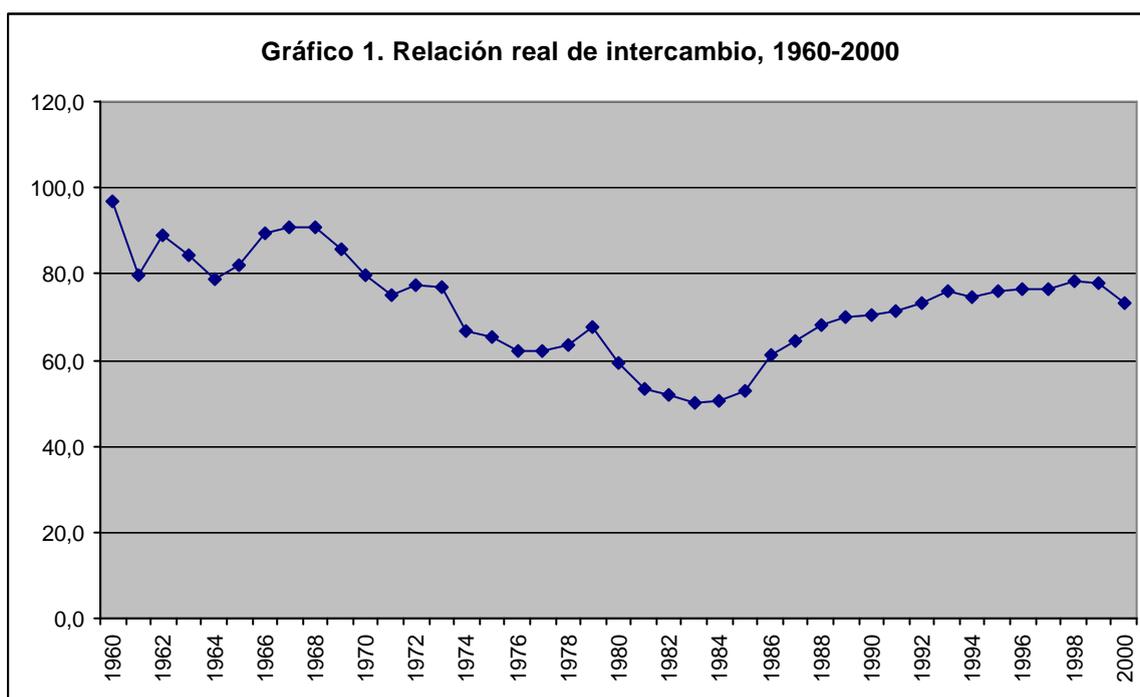
A partir de dicha fórmula, hemos calculado el índice para España en el periodo 1962-1979 para completar la serie.

---

<sup>6</sup> El índice oscila entre 0 y 1: 0 implica ausencia de especialización y 1 una concentración total.

## 2. LA EVOLUCIÓN DE LA RELACIÓN REAL DE INTERCAMBIO Y DEL ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN DE EXPORTACIONES EN ESPAÑA

Antes de adentrarnos directamente en el análisis empírico será de gran utilidad observar la evolución de las condiciones del comercio en España.



Tena (2005) ha definido los movimientos de la relación real de intercambio española en el siglo XX como cíclicos y drásticos en comparación al siglo precedente. Es patente el deterioro de los términos de comercio desde 1960, alcanzando el valor mínimo en el año 1983. A partir de entonces hay una tendencia de mejora, si bien se observa de nuevo un descenso en los tres últimos años. Lo que sí es evidente es que la capacidad importadora española en el año 2000 era bastante inferior a la de 1960. De hecho en todo el periodo estudiado hay 19 años en los que la serie experimenta un crecimiento negativo.



También se aprecia una evolución decreciente del índice de concentración de exportaciones español hasta la década de los ochenta. Aparentemente no se manifiesta la ventaja comparativa que predice la teoría del comercio internacional. Sin embargo la tendencia cambia de signo, sobre todo a mediados de los ochenta, con una especialización de las exportaciones en productos de bajo contenido tecnológico.

### 3. EVIDENCIA EMPÍRICA

La aplicación de la teoría de la compensación consiste en incluir en nuestro modelo de referencia –VAR bivalente- la volatilidad de los términos de comercio y el índice de concentración de exportaciones solos y en interacción con la apertura. Es decir,

$$GP = a_0 + a_1 APERTURA + a_2 VOLTT + a_3 \frac{1}{2} APERTURA * VOLTT$$

Donde VOLTT es la volatilidad de los términos de comercio –o en su caso el índice de concentración de exportaciones-.

Si se cumple la hipótesis de compensación de Rodrik al añadir las medidas del riesgo externo  $\alpha_3$  debería ser positivo y la apertura ya no ejercería ningún efecto positivo y significativo sobre el gasto<sup>7</sup>.

El contexto econométrico es el mismo que en Gadea *et al.* (2007). Partimos del VAR irrestricto para realizar después el análisis de cointegración a través de la técnica multivariante de Johansen<sup>8</sup>. Nuestra variable dependiente (tamaño del sector público) es inicialmente el gasto público total con respecto al PIB en términos corrientes (GPTPIB). Y como aproximación de la apertura comercial:

- 1) Comercio total e importaciones de bienes con respecto al PIB, en términos corrientes (XMPIBCORR y MPIBCORR).
- 2) Importaciones de bienes no energéticos en términos corrientes con respecto al PIB (MNEPIBCORR).

---

<sup>7</sup> La medida de riesgo externo,  $1/2 APERTURA * VOLTT$ , se deriva del siguiente razonamiento: Sea  $x$ ,  $m$  e  $y$  los volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB respectivamente. Sea  $\pi$  el logaritmo natural del precio de las exportaciones en relación a las importaciones (los términos de comercio). El logaritmo de los términos de comercio sigue un paseo aleatorio con deriva. El componente no anticipado de los efectos en el ingreso de un cambio en los términos de comercio puede expresarse (como porcentaje del PIB) como  $1/2 [(x+m)/y] [d\pi - \alpha]$  donde  $\alpha$  es la tendencia de la tasa de crecimiento en los términos de comercio. La desviación estándar de esta expresión es  $1/2 [(x+m)/y]$  x desviación estándar ( $d\pi$ ). Por tanto interactuando la medida de apertura  $[(x+m)/y]$  con la desviación estándar del logaritmo en primeras diferencias de los términos de comercio nos da (dos veces) la medida apropiada del riesgo externo. Rodrik (1998), pág. 1014.

<sup>8</sup> Tras comprobar que el orden de integración de todas las variables es el mismo. También se mantiene el retardo óptimo y la elección del modelo.

- 3) Grado de apertura del sector comercializable (XMPIBCOM) (exportaciones más importaciones en porcentaje del PIB neto de los servicios en términos corrientes).
- 4) Comercio total e importaciones de bienes con respecto al PIB, en términos constantes (XMPIBCONST y MPIBCONST).
- 5) La desgravación fiscal a las exportaciones (DFEX) (como porcentaje del total de exportaciones).

<b>TABLA 1. Test de cointegración de Johansen</b>					
<b>Cointegración basada en los máximos valores propios:</b>					
<b>Variable endógena</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis Alternativa</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor crítico 5%</b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	30,58	27,58	0,02
	$r \leq 1$	$r = 2$	23,39	21,13	0,02
	$r \leq 2$	$r = 3$	4,89	14,26	0,75
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	33,11	27,58	0,008
	$r \leq 1$	$r = 2$	22,20	21,13	0,035
	$r \leq 2$	$r = 3$	4,65	14,26	0,784
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	33,01	27,58	0,009
	$r \leq 1$	$r = 2$	23,57	21,13	0,022
	$r \leq 2$	$r = 3$	5,32	14,26	0,700
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	77,40	28,59	0,000
	$r \leq 1$	$r = 2$	30,27	22,30	0,003
	$r \leq 2$	$r = 3$	28,44	15,89	0,000
	$r \leq 3$	$r = 4$	6,55	9,16	0,151
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	53,52	28,59	0,000
	$r \leq 1$	$r = 2$	36,40	22,30	0,000
	$r \leq 2$	$r = 3$	23,41	15,89	0,002
	$r \leq 3$	$r = 4$	6,54	9,16	0,153
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	36,89	28,59	0,003
	$r \leq 1$	$r = 2$	30,59	22,30	0,002
	$r \leq 2$	$r = 3$	14,51	15,89	0,081
DFEX	$r=0$	$r \geq 1$	37,19	28,59	0,003
	$r \leq 1$	$r = 2$	19,96	22,30	0,102

<b>Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:</b>					
<b>Variable endógena</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis Alternativa</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor crítico 5%</b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	58,89	47,85	20,04
	$r \leq 1$	$r=2$	28,31	29,80	0,07
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	60,18	47,85	0,002
	$r \leq 1$	$r=2$	27,06	29,80	0,100
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	62,05	47,85	0,001
	$r \leq 1$	$r=2$	29,04	29,80	0,061
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	142,67	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	65,27	35,19	0,000
	$r \leq 2$	$r=3$	34,99	20,26	0,000
	$r \leq 3$	$r=4$	6,55	9,16	0,151
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	119,88	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	66,36	35,19	0,000
	$r \leq 2$	$r=3$	29,95	20,26	0,001
	$r \leq 3$	$r=4$	6,54	9,16	0,153
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	88,81	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	51,92	35,19	0,000
	$r \leq 2$	$r=3$	21,32	20,26	0,035
	$r \leq 3$	$r=4$	6,81	9,16	0,136
DFEX	$r=0$	$r \geq 1$	78,63	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	41,42	35,19	0,009
	$r \leq 2$	$r=3$	21,47	20,26	0,033
	$r \leq 3$	$r=4$	5,11	9,16	0,272

Como vemos, podemos encontrar una relación de equilibrio entre el gasto público y la volatilidad de los términos de comercio, el riesgo externo y todas las medidas de apertura. La relación entre las variables del modelo se observa mediante el primer vector del test de cointegración:

$$LGPTPIB = -0,05XMPIBCORR - 37,69VOLTT + 2,41RE$$

(0,01)                      (4,69)                      (0,33)

$$LGPTPIB = -0,09MPIBCORR - 50,23VOLTT + 5,29RE$$

(0,03)                      (8,99)                      (1,02)

$$LGPTPIB = -0,01XMPIBCOM - 28,85VOLTT + 0,74RE$$

(0,002)                      (3,14)                      (0,09)

$$LGPTPIB = 5,71 + 0,006XMPIBCONST - 25,53VOLTT + 0,38RE$$

(0,72)                      (0,01)                      (8,91)                      (0,72)

$$\text{LGPTPIB} = 5,74 - 0,03\text{MPIBCONST} - 28,55\text{VOLTT} + 1,44\text{RE}$$

(0,55)            (0,02)            (6,99)            (0,87)

$$\text{LGPTPIB} = 15,52 - 0,51\text{MNEPIBCORR} - 52,85\text{VOLTT} + 3,02\text{RE}$$

(5,50)            (0,32)            (77,94)            (12,09)

$$\text{LGPTPIB} = 4,23 + 0,04\text{DFEX} - 17,26\text{VOLTT} + 0,01\text{RE}$$

(0,06)            (0,02)            (1,44)            (0,57)

A partir de las ecuaciones de cointegración observamos el cumplimiento de la hipótesis de compensación. El coeficiente de prácticamente todas las variables es ahora negativo y además en el caso de la apertura en términos constantes ésta pierde su significatividad<sup>9</sup>. Además, tal y como predice la teoría de Rodrik, el riesgo externo ejerce una influencia positiva en el gasto público.

Completamos el análisis con el test de causalidad de Johansen (1992) para VAR cointegrados basado en el modelo MCE:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-k} + e_t$$

donde

$x_t$  es un vector Nx1 de los valores contemporáneos de las N variables que entran en el análisis,

$e_t$  es un vector Nx1 de errores aleatorios y

$\alpha = \alpha \beta'$ . La matriz  $\beta$  es la denominada matriz de cointegración, cuyo rango representa el número de relaciones de cointegración existentes y cada columna el vector de cointegración. La matriz  $\alpha$  se interpreta como 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 este contraste puede obtenerse un equilibrio que

---

<sup>9</sup> Salvo en el caso de la desgravación fiscal a las exportaciones, donde el coeficiente es positivo y significativo.

nos da la relación de largo plazo, pero al tratarse de un modelo dinámico también podemos saber cómo son los ajustes a corto plazo.

Es decir,

$$\Delta GP_t = a_1[COINTEQ] + e_{1t}$$

$$\Delta AP_t = a_2[COINTEQ] + e_{2t}$$

$$\Delta VOLTT_t = a_3[COINTEQ] + e_{3t}$$

$$\Delta RE_t = a_4[COINTEQ] + e_{4t}$$

donde el contenido entre corchetes representa el término de corrección del error, que es el residuo retardado de la relación de cointegración. Los coeficientes que acompañan a dicho término ( $a_i$ ) reflejan los ajustes de corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo. Para que haya causalidad a largo plazo entre las variables los coeficientes  $a_i$  deberán ser distintos de cero significativamente. En caso contrario tan sólo existirá causalidad débil o causalidad en el corto plazo.

El contraste chequea, por tanto, la hipótesis nula  $a_i = 0$ , es decir, la no causalidad.

<b>TABLA 2. Test de causalidad GPTPIB</b>		
<b>H0: <math>a_i = 0</math></b>	<b><math>c^2(1)</math></b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	7,01	0,008
MPIBCORR	5,47	0,019
XMPIBCOM	9,33	0,002
XMPIBCONST	2,62	0,11
MPIBCONST	4,75	0,029
MNEPIBCORR	2,70	0,10

<b>TABLA 3. Test de causalidad RE</b>		
<b>H0: <math>a_i = 0</math></b>	<b><math>c^2(1)</math></b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	1,80	0,18
MPIBCORR	4,92	0,03
XMPIBCOM	1,75	0,19
XMPIBCONST	3,53	0,06
MPIBCONST	1,46	0,23
MNEPIBCORR	0,01	0,90

Por tanto la causalidad va del riesgo externo al gasto público, pero no al revés, corroborando también los resultados de causalidad de Rodrik.

A continuación mostramos los resultados cuando se añade al modelo de referencia el índice de concentración de exportaciones, individualmente y en interacción con la apertura.

<b>TABLA 4. Test de cointegración de Johansen</b>					
<b>Cointegración basada en los máximos valores propios:</b>					
<b>Variable endógena</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis Alternativa</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor crítico 5%</b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	22,24	27,58	0,208
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	24,78	27,58	0,208
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	21,77	27,58	0,232
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	75,91	28,59	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	22,89	22,30	0,041
	$r \leq 2$	$r=3$	17,95	15,89	0,023
	$r \leq 3$	$r=4$	8,00	9,16	0,082
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	57,84	28,59	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	22,38	22,30	0,048
	$r \leq 2$	$r=3$	15,52	15,89	0,057
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	37,93	28,59	0,002
	$r \leq 1$	$r=2$	21,36	22,30	0,067
DFEX	$r=0$	$r \geq 1$	27,24	28,59	0,074

<b>Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:</b>					
<b>Variable endógena</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis Alternativa</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Valor crítico 5%</b>	<b>Probabilidad</b>
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	45,73	47,85	0,078
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	48,25	47,85	0,045
	$r \leq 1$	$r=2$	23,47	29,80	0,223
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	45,59	47,85	0,080
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	124,77	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	48,86	35,19	0,001
	$r \leq 2$	$r=3$	25,96	20,26	0,007
	$r \leq 3$	$r=4$	8,01	9,16	0,082
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	103,58	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	45,74	35,19	0,002
	$r \leq 2$	$r=3$	23,35	20,26	0,018
	$r \leq 3$	$r=4$	7,84	9,16	0,089
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	77,59	54,07	0,000
	$r \leq 1$	$r=2$	39,66	35,19	0,015
	$r \leq 2$	$r=3$	18,30	20,26	0,091
DFEX	$r=0$	$r \geq 1$	63,19	54,07	0,006
	$r \leq 1$	$r=2$	35,96	35,19	0,041
	$r \leq 2$	$r=3$	13,52	20,26	0,324

$$LGPTPIB = -0,66MPIBCORR - 90,45ICEX - 5,21RE$$

$$(0,18) \quad (21,66) \quad (1,44)$$

$$LGPTPIB = -0,01XMPIBCOM - 28,85VOLTT + 0,74RE$$

$$(0,002) \quad (3,14) \quad (0,09)$$

$$LGPTPIB = 2,15 - 0,01XMPIBCONST - 31,70ICEX - 0,95RE$$

$$(7,03) \quad (0,33) \quad (53,11) \quad (2,57)$$

$$LGPTPIB = 55,76 - 4,06MPIBCONST - 490,65ICEX + 30,82RE$$

$$(16,60) \quad (1,25) \quad (124,83) \quad (9,57)$$

$$LGPTPIB = 28,11 - 2,48MNEPIBCORR - 331,38ICEX + 25,06RE$$

$$(24,01) \quad (2,09) \quad (192,54) \quad (16,66)$$

$$LGPTPIB = 5,53 - 0,49DFEX - 12,67ICEX - 3,66RE$$

$$(1,73) \quad (0,82) \quad (13,93) \quad (7,33)$$

Como vemos los resultados son mucho más ambiguos para esta segunda medida del riesgo externo. Esto puede ser indicativo de que la medida relevante para el caso español es el riesgo derivado de los términos de comercio. Los cálculos del índice ya nos señalaron que España no es un país con una estructura de exportaciones

excesivamente concentrada. Posiblemente esta característica es más propia de los países en desarrollo.

#### **4. EJERCICIO DE ROBUSTEZ**

Una de las principales críticas al modelo de Rodrik (1998) es su enfoque totalmente económico. A este respecto podemos destacar el completo trabajo de Adserá y Boix (2002), que nos aporta una modelización teórica, evidencia empírica e incluso histórica para demostrar su argumento. Este sigue siendo el mismo, es decir, el estado como proveedor de seguro social, pero en opinión de los autores en la literatura se ha obviado la importancia de las instituciones políticas. La política comercial y fiscal son dos decisiones que los políticos toman simultáneamente. Así pues, un mayor gasto no es una simple consecuencia de una mayor apertura, sino que la cobertura social es una estrategia política para compensar a los sectores perdedores y poder garantizar la continuidad del libre comercio<sup>10</sup>.

Por otra parte, algunos de los autores que ponen en duda la relación positiva entre el consumo público y la apertura comercial, consideran que el papel estabilizador del gobierno en las economías abiertas debería analizarse a través del gasto social<sup>11</sup>. Dicha función estabilizadora del gobierno ante el riesgo externo debería manifestarse sobre todo en el sistema de seguridad social y bienestar, especialmente en los países

---

<sup>10</sup> En la misma línea está el modelo teórico y empírico de Mares (2005), que analiza si las economías más abiertas tienen unas políticas sociales más redistributivas. El resultado final dependerá de un conflicto político de intereses. Si los sectores enfrentados a un mayor riesgo externo tienen una gran influencia política y económica se introducirán políticas sociales con una mayor cobertura y redistribución, siempre y cuando el estado sea eficiente, es decir, con la capacidad suficiente para hacer cumplir las normas vigentes.

<sup>11</sup> Por ejemplo, Alesina y Wacziarg (1998).

desarrollados, que cuentan con la estructura necesaria para establecer y administrar un estado de bienestar.

Para tener en cuenta estos argumentos sustituimos el gasto público total por el gasto público social en porcentaje del PIB. Para añadir la dimensión política a nuestro modelo consideramos el efecto de la democratización, que supone la materialización de las demandas de gasto público –en especial de gasto social- a través del mecanismo del voto. El año 1977 supone una ruptura en la evolución del gasto, año clave por otra parte para la economía española. Son las primeras elecciones democráticas tras el franquismo: se asume ya la democracia y el Estado de Bienestar. Para ello se añade una dummy, que toma el valor 0 para cualquier año entre 1960 y 1976 y el valor 1 a partir de 1977.

El test de cointegración de Johansen nos permite verificar la existencia de cointegración.

$$\begin{aligned}
 \text{LGPSPIB} &= -0,04\text{XMPIBCORR} - 24,89\text{VOLTT} + 1,74\text{RE} + 0,24\text{DEMO} \\
 &\quad (0,006) \quad (3,28) \quad (0,22) \quad (0,06) \\
 \text{LGPSPIB} &= -0,07\text{MPIBCORR} - 29,99\text{VOLTT} + 3,60\text{RE} + 0,34\text{DEMO} \\
 &\quad (0,02) \quad (4,29) \quad (0,46) \quad (0,07) \\
 \text{LGPSPIB} &= -0,01\text{XMPIBCOM} - 17,23\text{VOLTT} + 0,55\text{RE} + 0,24\text{DEMO} \\
 &\quad (0,003) \quad (4,62) \quad (0,12) \quad (0,11) \\
 \text{LGPSPIB} &= 5,34 + 0,03\text{XMPIBCONST} - 21,53\text{VOLTT} - 0,001\text{RE} - 0,27\text{DEMO} \\
 &\quad (1,39) \quad (0,02) \quad (18,34) \quad (1,29) \quad (0,48) \\
 \text{LGPSPIB} &= 3,66 - 0,02\text{MPIBCONST} - 16,20\text{VOLTT} + 1,66\text{RE} + 0,24\text{DEMO} \\
 &\quad (0,24) \quad (0,007) \quad (2,99) \quad (0,32) \quad (0,07) \\
 \text{LGPSPIB} &= 3,56 - 0,05\text{MNEPIBCORR} - 15,45\text{VOLTT} + 2,75\text{RE} + 0,49\text{DEMO} \\
 &\quad (0,49) \quad (0,02) \quad (5,83) \quad (0,86) \quad (0,11) \\
 \text{LGPSPIB} &= 3,40 - 0,01\text{DFEX} - 15,06\text{VOLTT} + 1,49\text{RE} + 0,26\text{DEMO} \\
 &\quad (0,07) \quad (0,01) \quad (1,04) \quad (0,34) \quad (0,04)
 \end{aligned}$$

El primer punto que merece la pena destacar es que la apertura no ejerce ningún efecto positivo y significativo sobre el gasto social, lo que viene a apoyar la hipótesis de Rodrik de que el mecanismo de influencia relevante es el riesgo externo. Esto último viene reforzado por el coeficiente positivo y significativo del término interacción. En cuanto al tipo de régimen político, tal y como predice la teoría, la instauración de la democracia se materializa en un incremento del gasto en seguridad social y bienestar.

## 5. CONCLUSIONES

La literatura sobre los efectos de la globalización en la economía pública puede clasificarse principalmente en dos hipótesis. Por una parte, la hipótesis de eficiencia predice un efecto negativo, ya que la globalización limita la capacidad presupuestaria de los gobiernos. Por otra parte, la hipótesis de compensación predice un efecto positivo, porque la apertura supone una mayor exposición al riesgo externo y los gobiernos para hacer frente a dicho riesgo incrementan el gasto público.

En Gadea *et al.* (2007) se demostró la existencia de una relación positiva de largo plazo entre la apertura comercial y el gasto público en España en el periodo 1960-2000. Por ello en el presente trabajo hemos examinado si se cumple la hipótesis de compensación en el caso español.

La metodología consiste en un análisis de series temporales a través de la técnica de cointegración. Al incluir en el modelo bivalente la variable riesgo externo, la apertura comercial deja de ejercer un efecto positivo y significativo sobre el gasto público. Esto es indicativo del cumplimiento de la hipótesis de compensación; existe también una causalidad de largo plazo que va del riesgo externo al gasto y no viceversa.

Además, la relación es robusta cuando se considera otro tipo de gasto –gasto público social- y se añade la dimensión política al modelo.

## 6. BIBLIOGRAFÍA

- ADSERÀ, A. y BOIX, C. (2002): “Trade, democracy, and the size of the public sector: the political underpinnings of openness”, *International Organization*, 56 (2), págs. 229-262.
- ALESINA, A. y WACZIARG, R. (1998): “Openness, country size and government”, *Journal of Public Economics*, 69, págs. 305-321.
- BOLLERSLEV, T. (1986): “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, págs. 307-327.
- ENGLE, R.F. (1982): “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation”, *Econometrica*, 50 (4), págs. 987-1007.
- GADEA, M.L., SABATÉ, M. y SÁENZ, E. (2007): “La relación entre el gasto público y la apertura comercial. El caso español, 1960-2000”, X Encuentro de Economía Aplicada, Logroño.
- ISLAM, M.Q. (2004): “The long run relationship between openness and government size: evidence from bounds test”, *Applied Economics*, 36 (9), págs 995-1000.

- JOHANSEN, S. (1992): "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in the UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modelling*, 14, págs. 313-334.
- KIM, S. Y. (2007): "Openness, external risk, and volatility: implications for the compensation hypothesis", *International Organization*, 61, págs. 181-216.
- MARES, I. (2005): "Social protection around the world. External insecurity, state capacity and domestic political cleavages", *Comparative Political Studies*, 38 (6), págs. 623-651.
- RODRIK, D. (1998): "Why do more open economies have bigger governments?", *Journal of Political Economy*, 106 (5), págs. 997-1032.
- SVALERYD, H. y VLACHOS, J. (2002): "Markets for risk and openness to trade: how are they related?", *Journal of International Economics*, 57 (2), págs. 369-395.
- TENA, A. (2005): "Sector exterior", en Carreras, A. y Tafunell, X. (coords.), *Estadísticas históricas de España, siglos XIX –XX*, Fundación BBVA, págs. 573-644.