

**APERTURA, RIESGO EXTERNO Y GASTO PÚBLICO:
LA HIPÓTESIS DE COMPENSACIÓN. UN ESTUDIO
APLICADO AL CASO ESPAÑOL**

M^a 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

msabate@unizar.es

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 de Rodrik (1996,1998). 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 el argumento propuesto por Rodrik (1998) en la economía española. Existe cointegración entre la apertura, el riesgo externo y el gasto público. Además, cuando se controla el riesgo externo, la apertura comercial ya no ejerce un efecto independiente sobre el gasto y el coeficiente de dicho riesgo es positivo y significativo.

CLASIFICACIÓN JEL: F41, H11

PALABRAS CLAVE: hipótesis de compensación, apertura comercial, 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 protección¹.

Existen dos hipótesis básicas acerca de los efectos de la integración internacional sobre el tamaño del sector público: las llamadas hipótesis de compensación y de eficiencia, siendo éstas 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 economía pública se basan en su mayoría en la hipótesis del seguro social frente al

¹ 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).

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 economía².

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 de apertura comercial. En efecto, sólo puede hablarse de una liberalización absoluta de los movimientos de capitales a partir de febrero de 1992 (Serrano y Pardos, 2005; Rojo (2005). Según estos autores, la apertura financiera iniciada con el Plan de Estabilización y Liberalización fue prudente, ya que se centró fundamentalmente en la inversión extranjera directa como motor de desarrollo. Como contrapartida estaba el

² Rodrik (1998), pág. 1011.

rígido control de cambios, puesto que cualquier operación que implicase salida de divisas estaba prohibida e incluso calificada como delito por ley –si no se contaba con la autorización administrativa pertinente (Carreras y Tafunell, 2007). Este control de cambios no iba a desaparecer hasta la incorporación de España a la CEE. Por todo lo anterior, creemos que la vía del gasto pudo jugar un papel estelar en la compensación del riesgo externo.

Para verificar la hipótesis de compensación lógicamente debemos hacer uso de medidas que reflejen la volatilidad en el ingreso debida a fluctuaciones externas. La *proxy* 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 apertura³. 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 extranjeras⁴. En definitiva lo que importa es la interacción de ambas variables.

En un marco de trabajo de series temporales, es necesario elaborar un indicador del riesgo externo que varíe con el tiempo. A fin de calcular la volatilidad de la relación real de intercambio, a diferencia del proceder en los análisis de panel, seguimos a Islam (2004) aplicando el modelo GARCH (Generalizad Autoregressive Condicional

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

⁴ Kim (2007). Un ejemplo de economías muy abiertas con poca volatilidad serían las de Asia del Este.

Heteroskedasticity)⁵ a dicha serie. Esta técnica es muy utilizada en la medición de la volatilidad para series temporales –sobre todo las financieras- donde se considera que la varianza no es constante. En efecto, la predicción de la volatilidad en determinadas variables es muy importante para poder llevar a cabo una adecuada planificación financiera. Por ejemplo, existen numerosos trabajos que han estudiado la inestabilidad de la inflación. Sin embargo, llevar a cabo una buena planificación también es importante para los agentes que participan en comercio internacional, ya que la variabilidad de ciertas variables como los tipos de cambio o la relación real de intercambio puede suponer altos beneficios pero también altas pérdidas. El modelo más sencillo y empleado es el GARCH (1,1)⁶:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$$

Es decir, la varianza condicional en el periodo t depende del término de error al cuadrado y de la varianza condicional en el periodo anterior. Este modelo nos proporciona la varianza condicional del logaritmo, en primeras diferencias, de los términos de comercio, siendo la volatilidad la desviación estándar condicional, esto es, la raíz cuadrada de dicha varianza. Finalmente, multiplicando esta serie por la apertura se obtiene una medida de riesgo externo.

Además de esta medida, Rodrik (1998) emplea un segundo indicador de riesgo externo, en concreto la interacción de la apertura con un índice de concentración de exportaciones. La idea es que los países con una estructura de producción de las exportaciones poco diversificada están expuestos a un mayor riesgo, aunque sus términos de comercio no experimenten demasiadas fluctuaciones. La concentración se

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

⁶ Equivale a un ARCH (2).

mide a través de un Índice Herfindahl-Hirschmann, calculado por la UNCTAD desde 1980 de acuerdo a la siguiente fórmula:

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

donde H_j es el índice de concentración de exportaciones;

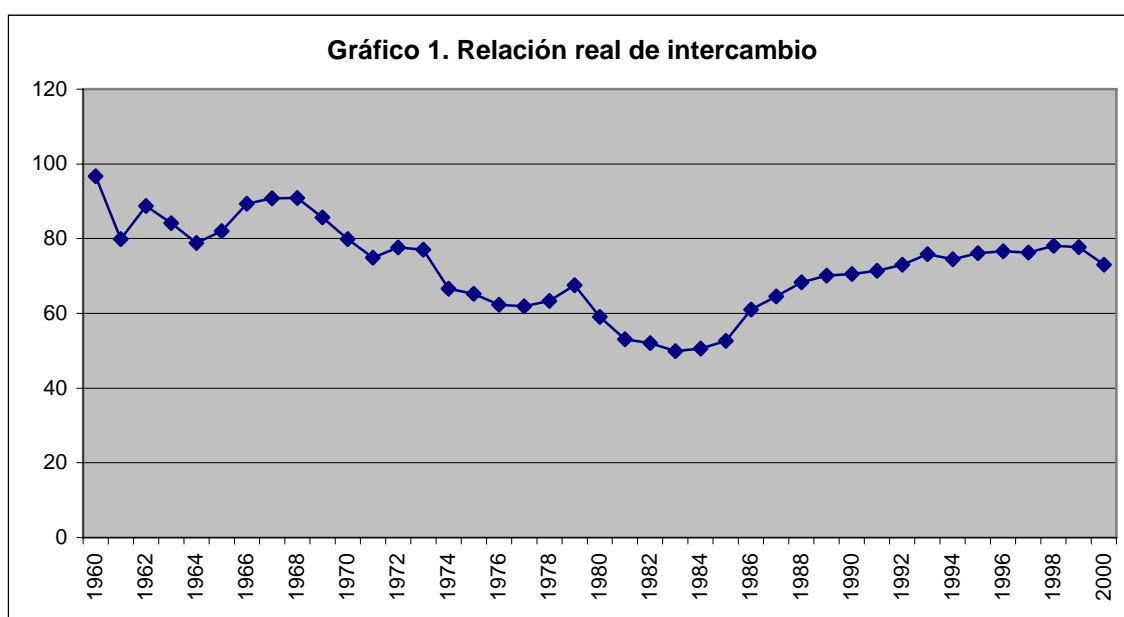
x_i es el valor de las exportaciones del producto i -ésimo;

y X se calcula como $\sum x_i$ con $i = 1 \dots 239$ 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. El índice oscila entre 0 y 1, donde 0 implica ausencia de especialización y 1 una concentración total.

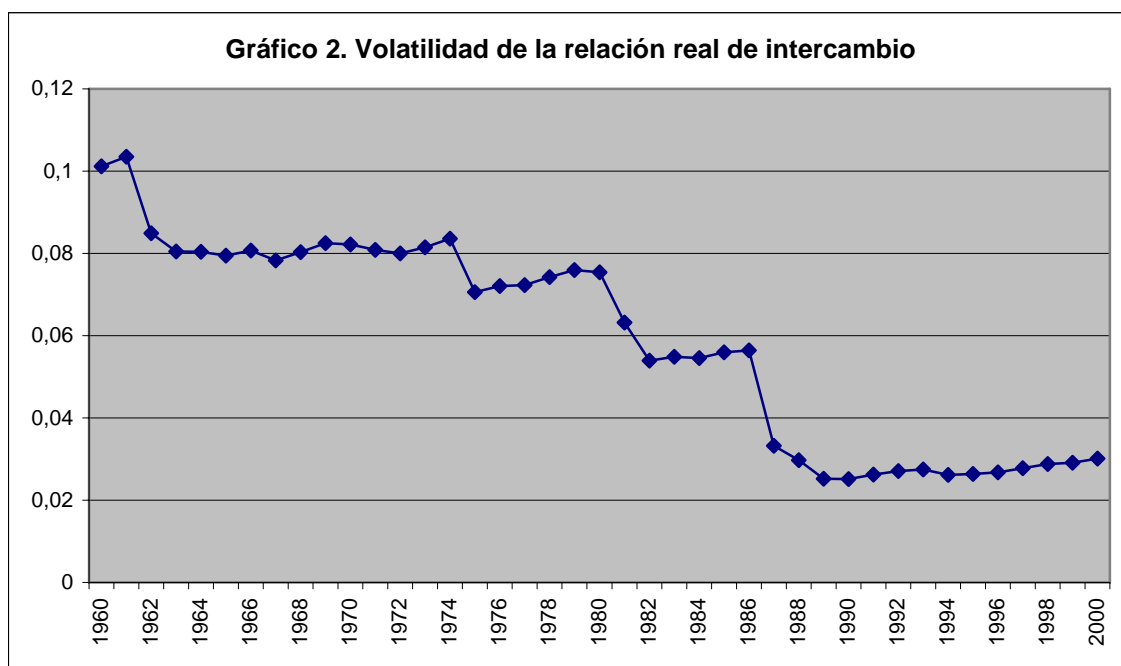
2. LA EVOLUCIÓN DE LA RELACIÓN REAL DE INTERCAMBIO Y DEL ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN DE EXPORTACIONES EN ESPAÑA

Antes de realizar la aplicación empírica será de gran utilidad observar la evolución de las condiciones del comercio en España. En el gráfico 1 se muestra la evolución de la relación real de intercambio española a lo largo del periodo de estudio.



Fuente: Elaboración propia. Los datos de la relación real de intercambio proceden de Tena (2005).

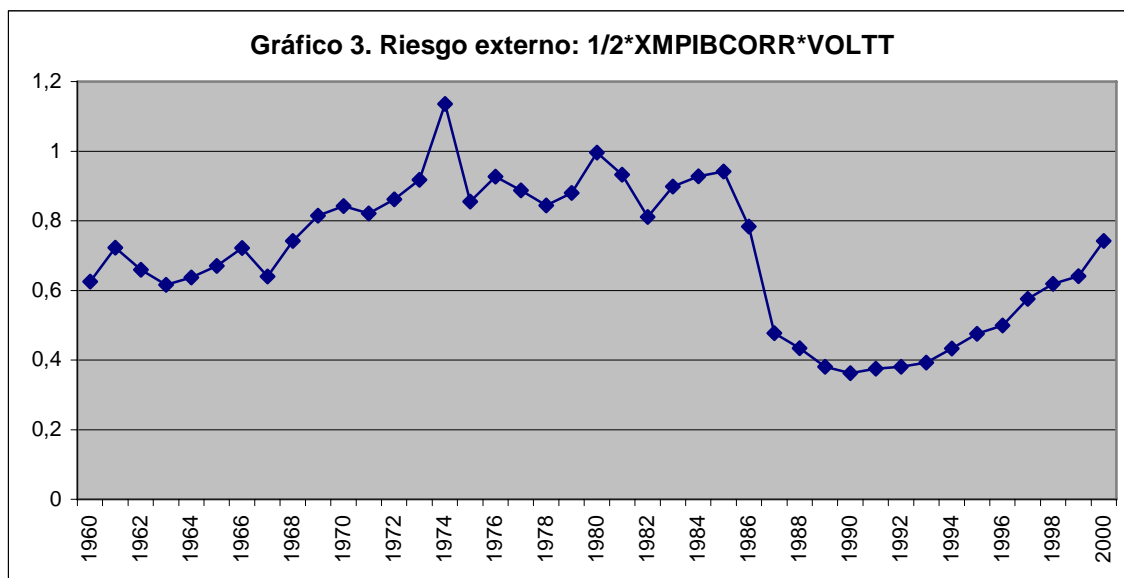
Tena (2005) ha definido los movimientos de la relación real de intercambio española en el siglo XX como cíclicos y drásticos en comparación al siglo precedente. Es patente el deterioro de los términos de comercio desde 1960, alcanzando el valor mínimo en el año 1983. A partir de entonces hay una tendencia de mejora, si bien se observa de nuevo un descenso en los tres últimos años. Lo que sí es evidente es que la relación de intercambio 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. En el gráfico 2 podemos observar la volatilidad de dicha serie, resultante de aplicar a la misma el citado modelo GARCH (1,1).



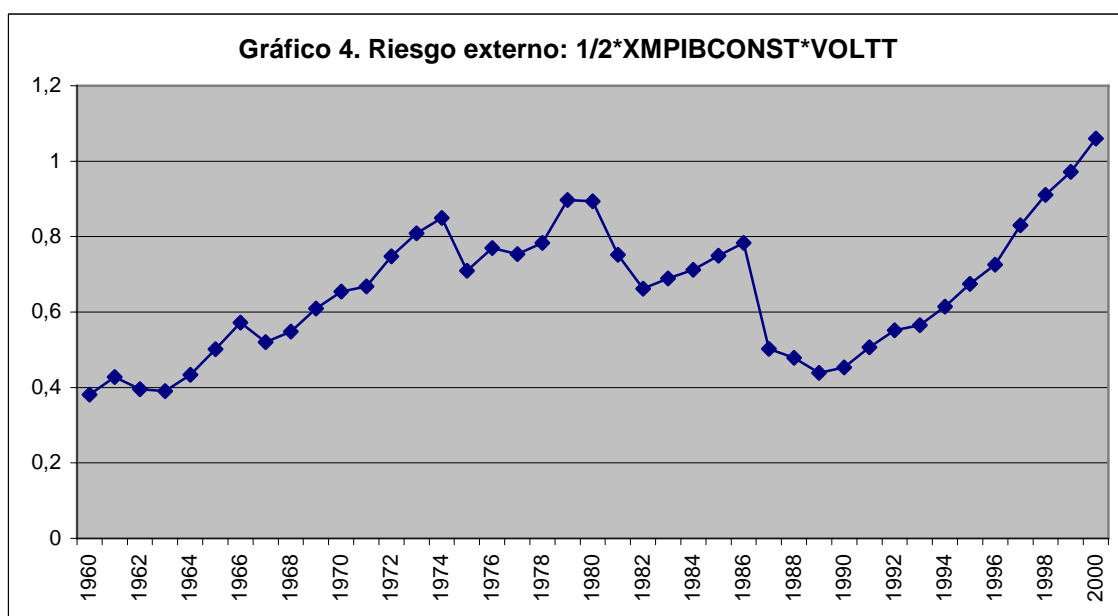
Los gráficos 3 y 4 muestran por tanto la evolución del riesgo externo (término interacción), dependiendo de que la apertura se mida en términos corrientes o constantes⁷. En cualquier caso, se aprecia un avance del riesgo hasta mitad de los

⁷ La medida de riesgo externo, $1/2 \cdot \text{APERTURA} \cdot \text{VOLTT}$, se deriva del siguiente razonamiento. Sean x , m e y los volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB respectivamente. Sea π 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 α es la

ochenta, experimentando un importante descenso hasta el inicio de la década siguiente, cuando vuelve a aumentar.



Fuente: Elaboración propia. Los datos de las exportaciones e importaciones en términos corrientes proceden de: 1960 a 1970 es la serie enlazada por Uriel *et al.* (2000); de 1971 a 1997 INE, CNE Base 86; los datos de 1998 a 2000 han sido enlazados a partir de la CNE Base 1995. El PIB en términos corrientes procede de Carreras y Prados de la Escosura (2005).



Fuente: Elaboración propia. Los datos de exportaciones, importaciones y PIB en términos constantes proceden de: 1960-1970, Uriel *et al.* (2000); 1971-1997 INE, CNE-86; 1998-2000, las tres series resultan de aplicar las tasas de variación interanuales de la CNE Base 1995 Serie contable 1995-2003.

tendencia de la tasa de crecimiento en los términos de comercio. La desviación estándar de esta expresión es $1/2 [(x+m)/y] \times$ desviación estándar $(d\pi)$. Por tanto la interacción de la medida de apertura $[(x+m)/y]$ con la desviación estándar del logaritmo en primeras diferencias de los términos de comercio proporciona (dos veces) la medida apropiada del riesgo externo. Véase Rodrik (1998), pág. 1.014.

En cuanto al índice de concentración de exportaciones español (gráfico 5), el resultado es una tendencia decreciente hasta la década de los ochenta, que puede relacionarse con la intensa transformación de la estructura productiva vivida por la economía española. El espectacular crecimiento, tanto en términos de producción como de renta por habitante, experimentado en la década de los sesenta y primeros setenta tuvo como principal motor a la industria, a costa de la pérdida de importancia relativa de la agricultura. En consecuencia, una estructura de exportaciones concentrada casi exclusivamente en las exportaciones de alimentos, dio paso a otra mucho más diversificada, si bien especializada en productos de bajo contenido tecnológico –textil, cuero, calzado, alimentos, bebidas y tabaco. A partir de los ochenta, sin embargo, alcanzan un mayor peso los sectores con mayores requerimientos tecnológicos, en detrimento de las manufacturas de consumo. Especialmente destacable es el componente de vehículos, dentro del sector de medios de transporte (tecnología media-alta), que se convierte en una de las bases fundamentales del crecimiento de las exportaciones españolas⁸.

Los gráficos 6 y 7 muestran la evolución del riesgo externo de acuerdo con esta nueva medida, dependiendo de si consideramos la apertura en términos corrientes y constantes. A diferencia de la medida de volatilidad, se observa un aumento en prácticamente todo el periodo.

⁸ Buisán y Gordo (1997) y Pérez *et al.* (2004).

Gráfico 5. Índice de concentración de exportaciones

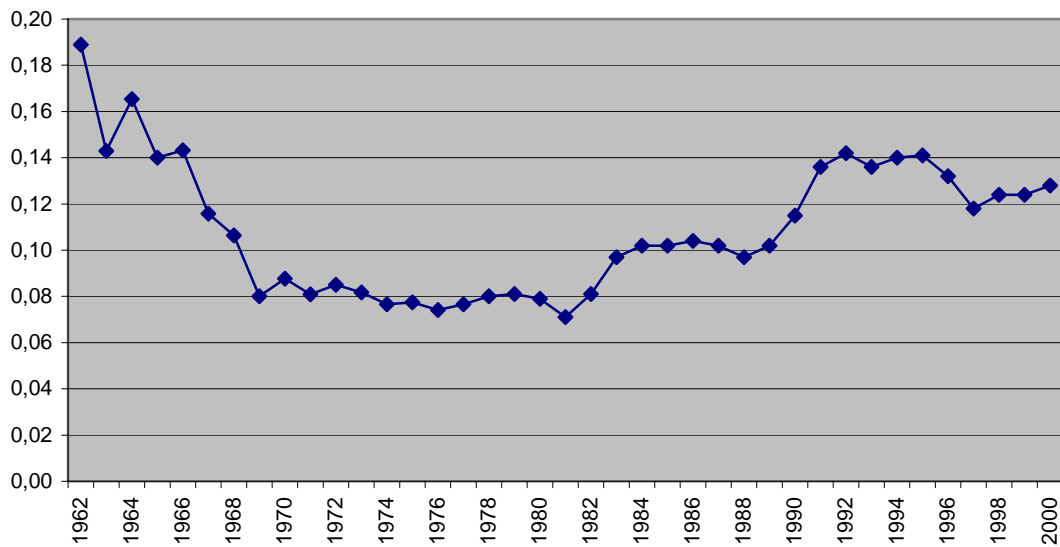
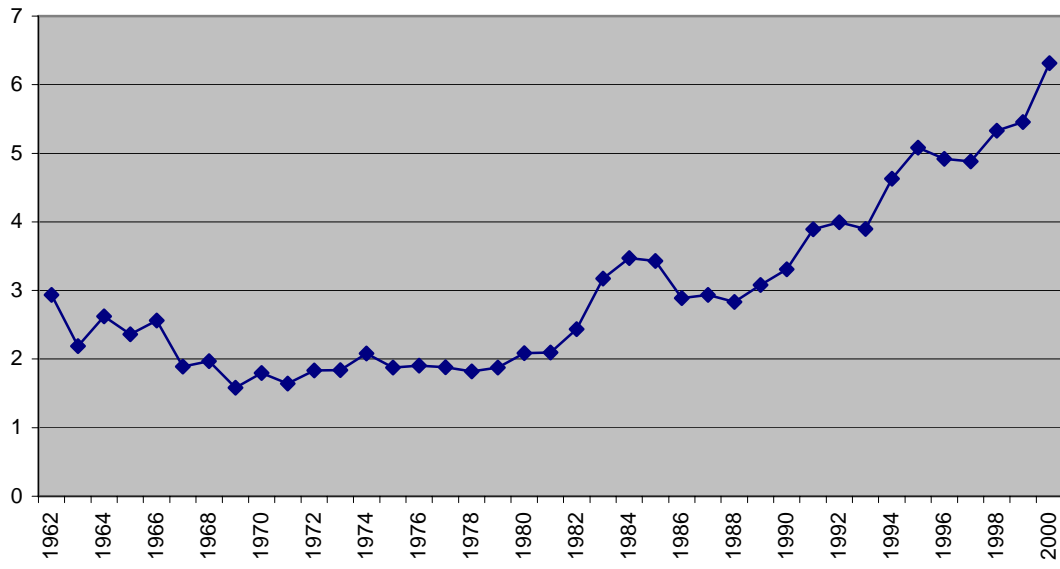
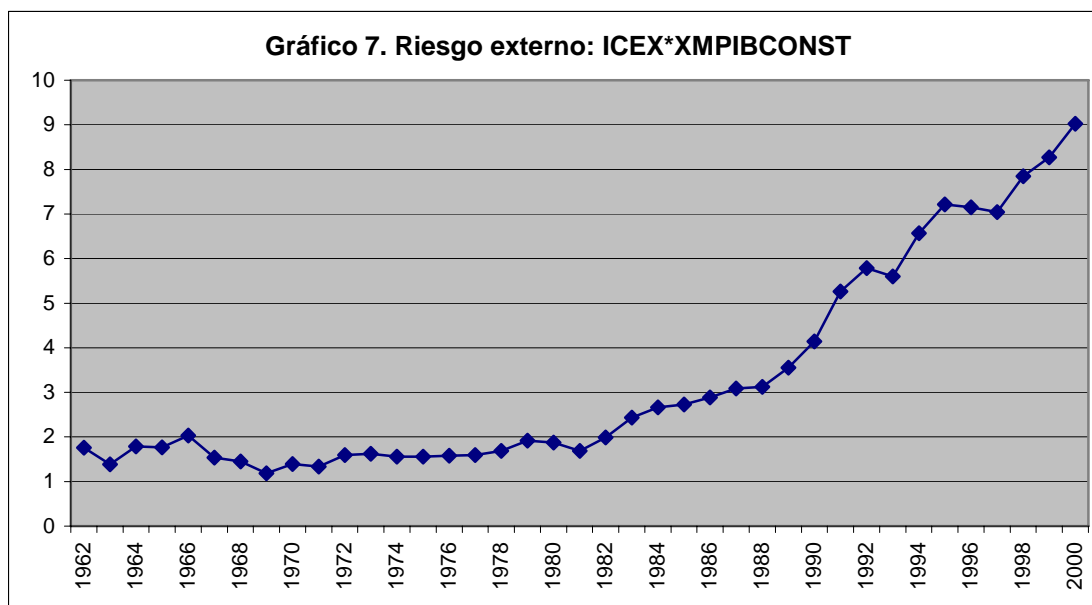


Gráfico 6. Riesgo externo: ICEX*XMPIBCORR





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,

$$GP = \alpha_0 + \alpha_1 APERTURA + \alpha_2 VOLTT + \alpha_3 \frac{1}{2} APERTURA * VOLTT$$

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 α_3 debería ser positivo y significativo y la apertura ya no ejercería ningún efecto independiente sobre el gasto. 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 Johansen⁹. 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). El coeficiente de apertura es un indicador elemental y muy sintético, pero proporciona una primera información muy útil para describir la evolución del sector exterior.
- 2) Importaciones de bienes no energéticos en términos corrientes con respecto al PIB (MNEPIBCORR).
- 3) Grado de apertura del sector comercializable (XMPIBCOM) (exportaciones más importaciones en porcentaje del PIB neto de los servicios en términos corrientes). Esta medida ha sido construida por Serrano (1992) y Tena (2005). La idea es que el creciente peso del sector servicios, que no tiene mucha presencia en los mercados exteriores, puede introducir un sesgo de subvaloración en la medición de la apertura. Por ello se elimina el sector servicios del PIB.
- 4) Comercio total e importaciones de bienes con respecto al PIB, en términos constantes (XMPIBCONST y MPIBCONST). Medir la apertura en términos corrientes puede llevar en ocasiones a cifras que no reflejan la verdadera evolución de los flujos exteriores, dado que los precios de los bienes importados y exportados y los precios internos implícitos en el PIB se comportan de forma desigual. Si por ejemplo los precios externos crecen menos que los interiores se puede infravalorar la apertura real. Esto se

⁹ Tras comprobar que el orden de integración de todas las variables es el mismo $-I(1)$. También se mantiene el retardo óptimo y la elección del modelo.

cumple para la economía española; entre 1985 y 1993 hay una reducción de la apertura –del 33,64 al 28,64%- si la medimos en términos corrientes, que no correspondería con la realidad vivida tras el proceso de integración. En términos constantes, por el contrario la apertura aumentó del 26,76% al 41,20%.

En el cuadro 1 se recogen los resultados del test de Johansen. 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. Teniendo en cuenta que si el estadístico supera el valor crítico rechazamos la hipótesis nula, los valores propios y la traza nos indican la existencia de tres relaciones de cointegración para las variables en términos constantes. En el caso de XMPIBCORR, MPIBCORR y XMPIBCOM son dos relaciones de cointegración con el máximo valor propio y una con el estadístico de la traza. Y con MNEPIBCORR tres y dos relaciones de cointegración, respectivamente.

**Cuadro 1. Test de cointegración de Johansen:
Gasto público total, apertura comercial y volatilidad de los términos de comercio,
1960-2000**

Cointegración basada en los máximos valores propios:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
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	0,82
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	33,12	27,58	0,01
	$r \leq 1$	$r=2$	22,20	21,13	0,03
	$r \leq 2$	$r=3$	4,65	14,26	0,82
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	33,01	27,58	0,01
	$r \leq 1$	$r=2$	23,57	21,13	0,02
	$r \leq 2$	$r=3$	5,32	14,26	0,70
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	77,40	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	30,27	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	28,44	15,89	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	6,56	9,16	0,15
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	53,52	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	36,40	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	23,41	15,89	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	6,54	9,16	0,15
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	36,90	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	30,60	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	14,51	15,89	0,08
Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	58,89	47,86	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	28,30	29,80	0,07
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	60,18	47,86	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	27,06	29,80	0,10
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	62,05	47,86	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	29,04	29,80	0,06
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	142,67	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	65,27	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	34,99	20,26	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	6,56	9,16	0,15
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	119,88	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	66,36	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	29,95	20,26	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	6,54	9,16	0,15
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	88,81	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	51,92	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	21,32	20,26	0,04
	$r \leq 3$	$r=4$	6,82	9,16	0,14

La relación entre las variables cointegradas es la siguiente¹⁰:

$$\text{LGPTPIB} = -0,05\text{XMPIBCORR} - 37,69\text{VOLTT} + 2,41\text{RE}$$

(4,87) (8,03) (7,22)

$$\text{LGPTPIB} = -0,09\text{MPIBCORR} - 50,23\text{VOLTT} + 5,29\text{RE}$$

(2,28) (5,58) (5,15)

$$\text{LGPTPIB} = -0,02\text{XMPIBCOM} - 28,85\text{VOLTT} + 0,74\text{RE}$$

(6,31) (9,17) (7,97)

$$\text{LGPTPIB} = 5,71 + 0,01\text{XMPIBCONST} - 25,53\text{VOLTT} + 0,38\text{RE}$$

(7,89) (0,44) (2,86) (0,53)

$$\text{LGPTPIB} = 5,74 - 0,03\text{MPIBCONST} - 28,55\text{VOLTT} + 1,42\text{RE}$$

(10,34) (1,60) (4,08) (1,58)

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

(2,82) (1,58) (0,68) (0,25)

donde los t-ratio se muestran dentro del paréntesis.

Lo importante es que a partir de las ecuaciones de cointegración observamos cierta evidencia en favor del cumplimiento de la hipótesis de compensación. Nos referimos al hecho de que los coeficientes de XMPIBCONST, MPIBCONST y MNEPIBCORR no son significativos. Además, tal y como predice la hipótesis, el riesgo externo ejerce una influencia positiva en el gasto público, y en el caso de las importaciones constantes, muy cercano al límite de la significatividad.

En cuanto se introducen en el modelo de referencia el índice de concentración de exportaciones, individualmente y en interacción con la apertura, para las variables XMPIBCORR y XMPIBCOM aceptamos la hipótesis nula de no cointegración, porque los dos estadísticos son menores que el valor crítico. Con XMPIBCONST encontramos tres relaciones de cointegración. Los valores propios y la matriz estocástica nos

¹⁰ Al igual que en el modelo de Rodrik (1998), la apertura no está en logaritmos, porque cuando se incluye un término de interacción –en este caso riesgo externo- lo adecuado es incluir también los elementos que la componen (apertura y volatilidad).

muestran dos y tres relaciones para MPIBCONST, respectivamente, y una y dos para MNEPIBCORR (Cuadro 2).

Cuadro 2. Test de cointegración de Johansen: Gasto público total, apertura comercial e índice de concentración de exportaciones, 1960-2000					
Cointegración basada en los máximos valores propios:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	r=0	r≥1	22,24	27,58	0,21
MPIBCORR	r=0	r≥1	24,78	27,58	0,11
XMPIBCOM	r=0	r≥1	21,77	27,58	0,23
XMPIBCONST	r=0	r≥1	75,91	28,59	0,00
	r≤1	r=2	22,89	22,30	0,04
	r≤2	r=3	17,95	15,89	0,02
	r≤3	r=4	8,00	9,16	0,08
MPIBCONST	r=0	r≥1	57,84	28,59	0,00
	r≤1	r=2	22,38	22,30	0,04
	r≤2	r=3	15,52	15,89	0,06
MNEPIBCORR	r=0	r≥1	37,93	28,59	0,00
	r≤1	r=2	21,36	22,30	0,07
Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	r=0	r≥1	45,73	47,86	0,08
MPIBCORR	r=0	r≥1	48,25	47,86	0,04
	r≤1	r=2	23,47	29,80	0,22
XMPIBCOM	r=0	r≥1	45,60	47,86	0,08
XMPIBCONST	r=0	r≥1	124,77	54,08	0,00
	r≤1	r=2	48,86	35,19	0,00
	r≤2	r=3	25,96	20,26	0,01
	r≤3	r=4	8,01	9,16	0,08
MPIBCONST	r=0	r≥1	103,58	54,08	0,00
	r≤1	r=2	45,74	35,19	0,00
	r≤2	r=3	23,35	20,26	0,02
	r≤3	r=4	7,84	9,16	0,09
MNEPIBCORR	r=0	r≥1	77,59	54,08	0,00
	r≤1	r=2	39,66	35,19	0,01
	r≤2	r=3	18,30	20,26	0,09

$$LGPTPIB = 0,67MPIBCORR + 90,45ICEX - 5,21RE$$

(3,67) (4,18) (3,60)

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

(0,31) (0,04) (0,60) (0,37)

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

$$(3,36) \quad (3,23) \quad (3,93) \quad (3,22)$$

$$\text{LGPTPIB} = 28,11 - 2,47\text{MNEPIBCORR} - 331,38\text{ICEX} + 25,06\text{RE}$$

$$(1,17) \quad (1,18) \quad (1,72) \quad (1,50)$$

Como vemos, los resultados son mucho más ambiguos para esta segunda medida del riesgo externo. El coeficiente de MPIBCORR es significativo y además el riesgo externo es negativo. En los casos en los que la apertura no es significativa, sólo en MNEPIBCORR el riesgo externo tiene el signo esperado –aunque no es significativo. 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.

El cumplimiento “en sentido débil” de la hipótesis de compensación para la variable gasto público total sugiere que, también en el caso español, la nombrada hipótesis podría manifestarse a través del gasto público social. Algunos de los autores que ponen en duda la relación positiva entre el consumo público y la apertura comercial hallada por Rodrik (1998), consideran que habría que examinar el papel estabilizador del gobierno en las economías abiertas a través del gasto social¹¹. 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 desarrollados, que cuentan con la estructura necesaria para establecer y administrar un estado de bienestar¹². Para tener en cuenta estos argumentos sustituimos el gasto público total por el gasto público social en porcentaje del PIB, y los resultados del test de Johansen mostrados en el cuadro 3 son prácticamente idénticos a los del cuadro 1.

¹¹ Por ejemplo, Alesina y Wacziarg (1998).

¹² Rodrik (1998).

**Cuadro 3. Test de cointegración de Johansen:
Gasto público social, apertura comercial y volatilidad de los términos de comercio,
1960-2000**

Cointegración basada en los máximos valores propios:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	27,96	27,58	0,04
	$r \leq 1$	$r=2$	21,67	21,13	0,04
	$r \leq 2$	$r=3$	2,72	14,26	0,96
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	29,68	27,58	0,03
	$r \leq 1$	$r=2$	24,70	21,13	0,02
	$r \leq 2$	$r=3$	2,98	14,26	0,94
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	28,16	27,58	0,04
	$r \leq 1$	$r=2$	18,19	21,13	0,12
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	77,40	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	30,27	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	28,44	15,89	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	6,56	9,16	0,38
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	57,69	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	36,97	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	22,27	15,89	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	5,04	9,16	0,28
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	54,73	28,59	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	29,91	22,30	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	13,98	15,89	0,10
Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	52,40	47,86	0,02
	$r \leq 1$	$r=2$	24,44	29,80	0,18
MPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	57,92	47,86	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	28,23	29,80	0,07
XMPIBCOM	$r=0$	$r \geq 1$	49,87	47,86	0,04
	$r \leq 1$	$r=2$	20,88	29,80	0,36
XMPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	135,96	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	61,75	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	28,74	20,26	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	4,22	9,16	0,38
MPIBCONST	$r=0$	$r \geq 1$	121,97	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	64,27	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	27,30	20,26	0,00
	$r \leq 3$	$r=4$	5,04	9,16	0,28
MNEPIBCORR	$r=0$	$r \geq 1$	102,31	54,08	0,00
	$r \leq 1$	$r=2$	47,58	35,19	0,00
	$r \leq 2$	$r=3$	17,67	20,26	0,11

Sin embargo, sí se aprecian ciertas diferencias en las ecuaciones de cointegración:

$$\text{LGPSPIB} = -0,06\text{XMPIBCORR} - 34,23\text{VOLTT} + 2,41\text{RE}$$

(4,04) (5,81) (5,77)

$$\text{LGPSPIB} = -0,09\text{MPIBCORR} - 65,60\text{VOLTT} + 7,09\text{RE}$$

(1,61) (4,91) (4,65)

$$\text{LGPSPIB} = -0,02\text{XMPIBCOM} - 24,64\text{VOLTT} + 0,76\text{RE}$$

(3,90) (4,62) (4,83)

$$\text{LGPSPIB} = 4,69 + 0,04\text{XMPIBCONST} - 14,88\text{VOLTT} - 0,52\text{RE}$$

(4,66) (1,64) (1,20) (0,52)

$$\text{LGPSPIB} = 4,34 - 0,02\text{MPIBCONST} - 21,57\text{VOLTT} + 1,56\text{RE}$$

(10,79) (1,28) (4,25) (2,38)

$$\text{LGPSPIB} = 4,69 - 0,05\text{MNEPIBCORR} - 10,58\text{VOLTT} + 0,80\text{RE}$$

(4,73) (0,82) (0,75) (0,37)

donde los t-ratio se muestran dentro del paréntesis.

La diferencia más relevante se observa en las variables importaciones. En el caso de MPIBCORR, su coeficiente pierde la significatividad, unido al riesgo externo positivo y significativo hallado anteriormente. Para MPIBCONST, el riesgo pasa a ser significativo. Por tanto, podemos hablar ya del cumplimiento de la hipótesis de compensación en “sentido estricto”.

Cuando se introduce en el modelo el índice de concentración de exportaciones, individualmente y en interacción con la apertura y se utiliza el gasto público social los resultados se mantienen. Es decir, existe cointegración para las medidas MPIBCORR, XMPIBCONST, MPIBCONST y MNEPIBCORR, pero no se cumple la hipótesis de compensación con ninguna de ellas (Cuadro 4).

Cuadro 4. Test de cointegración de Johansen: Gasto público social, apertura comercial e índice de concentración de exportaciones, 1960-2000					
Cointegración basada en los máximos valores propios:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	r=0	r≥1	26,16	27,58	0,08
MPIBCORR	r=0	r≥1	28,40	27,58	0,04
	r≤1	r=2	15,08	21,13	0,28
XMPIBCOM	r=0	r≥1	26,37	27,58	0,07
XMPIBCONST	r=0	r≥1	78,63	28,59	0,00
	r≤1	r=2	28,08	22,30	0,00
	r≤2	r=3	16,81	15,89	0,04
	r≤3	r=4	6,06	9,16	0,19
MPIBCONST	r=0	r≥1	63,28	28,59	0,00
	r≤1	r=2	20,93	22,30	0,08
MNEPIBCORR	r=0	r≥1	59,47	28,59	0,00
	r≤1	r=2	17,22	22,30	0,22
Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	r=0	r≥1	47,36	47,86	0,06
MPIBCORR	r=0	r≥1	50,39	47,86	0,03
	r≤1	r=2	21,99	29,80	0,30
XMPIBCOM	r=0	r≥1	47,84	47,86	0,05
XMPIBCONST	r=0	r≥1	129,58	54,08	0,00
	r≤1	r=2	50,95	35,19	0,00
	r≤2	r=3	22,86	20,26	0,02
	r≤3	r=4	6,06	9,16	0,19
MPIBCONST	r=0	r≥1	108,34	54,08	0,00
	r≤1	r=2	45,06	35,19	0,00
	r≤2	r=3	24,13	20,26	0,01
	r≤3	r=4	5,85	9,16	0,20
MNEPIBCORR	r=0	r≥1	94,67	54,08	0,00
	r≤1	r=2	35,22	35,19	0,04
	r≤2	r=3	18,00	20,26	0,10

$$LGPSPIB = 0,34MPIBCORR + 49,45ICEX - 2,76RE$$

(2,53) (3,07) (2,56)

$$LGPTPIB = 3,80 - 0,05XMPIBCONST + 7,16ICEX + 0,70RE$$

(1,81) (0,47) (0,45) (0,92)

$$LGPTPIB = -1,50 + 0,32MPIBCONST + 43,50ICEX - 2,35RE$$

(0,87) (2,45) (3,34) (2,35)

$$LGPTPIB = 2,49 + 0,05MNEPIBCORR + 19,53ICEX - 0,83RE$$

(0,96) (0,22) (0,94) (0,46)

En resumen, para el periodo 1960-2000, hallamos quasi-evidencia de cumplimiento de la hipótesis para el gasto público total y ciertas medidas de apertura (XMPIBCONST, MPIBCONST y MNEPIBCORR). Cuando se considera el gasto público social hallamos evidencia estricta para MPIBCORR y MPIBCONST.

4. 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 de largo plazo positiva entre la apertura comercial y el gasto público en España. Por ello en el presente artículo hemos examinado si se cumple la hipótesis de compensación en el caso español. Aunque ya otros autores mencionaron el papel mitigador del estado en las economías abiertas, fue Rodrik (1998) en su seminal artículo el que dio contenido formal y empírico a este argumento. Su modelo y sus indicadores de riesgo externo han suscitado un gran debate y han generado numerosa literatura. En el contexto de las series temporales, destaca el estudio de la hipótesis de compensación de Islam (2004) para seis países de la OCDE –en el periodo posterior a la Segunda Guerra Mundial y hasta 1997. El resultado básico es que de acuerdo a los parámetros de largo plazo estimados, sólo se cumple para Australia e Inglaterra, lo que invalidaría su cumplimiento universal.

El método de trabajo parte de estos dos artículos, pero aporta un valor añadido, puesto que hasta la fecha la tan mencionada hipótesis no ha sido contrastada para la economía española. La metodología empírica de este artículo consiste, enlazando con el de Gadea *et al.* (2007), en el análisis de series temporales a través de la técnica de cointegración. Al incluir en el modelo bivalente la variable riesgo externo, la hipótesis exige que la apertura comercial deje de ejercer un efecto significativo sobre el gasto público y el término interacción (riesgo) sea positivo. Además, la causalidad de largo plazo debe ir del riesgo externo al gasto y no viceversa. En estos términos, podríamos hablar de cumplimiento de la hipótesis en sentido débil respecto a la relación de equilibrio existente entre el gasto público total, el riesgo externo y varias medidas de apertura (XMPIBCONST, MPIBCONST y MNEPIBCORR) en el periodo 1960-2000. Para estos tres indicadores sus coeficientes dejan de ser significativos cuando se incluye en el modelo bivalente el riesgo externo (apertura y volatilidad de los términos de comercio), siendo este último positivo aunque no significativo. En cambio, cuando se considera la hipótesis a través del gasto público social, se cumple “en sentido estricto”, ya que en MPIBCORR y MPIBCONST el coeficiente es no significativo y el riesgo externo (apertura y volatilidad de los términos de comercio) además de un signo positivo presenta significatividad.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- 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.

- BUISÁN, A. y GORDO, E. (1997): *El sector exterior en España*, Banco de España, Servicio de Estudios Económicos, Nº 60.
- CARRERAS, A. y PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2005): “Renta y riqueza”, *Estadísticas históricas de España, siglos XIX-XX*, Fundación BBVA.
- CARRERAS, A. y TAFUNELL, X. (2007): *Historia económica de la España contemporánea*, Ed. Crítica, Barcelona.
- 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 Jornadas de Economía Internacional, Madrid, 20-22 Junio.
- ISLAM, M.Q. (2004): “The long run relationship between openness and government size: evidence from bounds test”, *Applied Economics*, 36 (9), págs 995-1000.
- KIM, S. Y. (2007): “Openness, external risk, and volatility: implications for the compensation hypothesis”, *International Organization*, 61, págs. 181-216.
- PÉREZ, F., CHORÉN, P., GOERLICH, F.J., MAS, M., MILGRAM, J., ROBLEDO, J.C., SOLER, A., SERRANO, L., UNAL-KESENCI, D. y URIEL, E. (2004): *La competitividad de la economía española: inflación, productividad y especialización*, Colección Estudios Económicos, 32, La Caixa.
- RODRIK, D. (1996): “Why do more open economies have bigger governments?”, National Bureau of Economic Research Working Paper n.º 5537.
- RODRIK, D. (1998): “Why do more open economies have bigger governments?”, *Journal of Political Economy*, 106 (5), págs. 997-1032.

- ROJO, L.A. (2005): “La economía española en la democracia (1976-2000)”, en Comín *et al.* (eds.), *Historia económica de España, siglos X-XX*, Ed. Crítica, Barcelona, págs. 331-367.
- SERRANO, J.M. (1992): “La apertura exterior de la economía española en perspectiva (1901-1980)”, en García Delgado, J.L. y Serrano Sanz, J.M. (coords.), *Economía española, cultura y sociedad: homenaje a Juan Velarde Fuertes ofrecido por la Universidad Complutense*, vol. 1, págs. 433-452.
- SERRANO, J.M. y PARDOS, E. (2005): “Los años de crecimiento del franquismo (1959-1975)”, en Comín *et al.* (eds.), *Historia económica de España, siglos X-XX*, Ed. Crítica, Barcelona, págs. 331-367.
- 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.
- URIEL, E., MOLTÓ, M.L. y CUCARELLA, V. (2000): *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1954-1997 (CNEe-86)*, Fundación BBVA.