



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía

Aplicada

España

SÁENZ RODRÍGUEZ, ESTELA; SABATÉ SORT, MARCELA; GADEA RIVAS, MARÍA DOLORES

La medición del riesgo externo. Un estudio aplicado al caso español en el periodo 1960-2000

Estudios de Economía Aplicada, vol. 27, núm. 2, agosto, 2009, pp. 1-16

Asociación Internacional de Economía Aplicada

Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30117056014>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

 redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

La medición del riesgo externo. Un estudio aplicado al caso español en el período 1960-2000

ESTELA SÁENZ RODRÍGUEZ; MARCELA SABATÉ SORT y
MARÍA DOLORES GADEA RIVAS*

*Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA*

e-mail: essaenz@unizar.es; msabate@unizar.es; lgadea@unizar.es

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es presentar una descripción teórica de los indicadores representativos del riesgo externo de una economía, es decir, del riesgo en el ingreso doméstico derivado de los posibles *shocks* en los mercados internacionales. Además, se calculan dichos índices para la economía española en el período 1960-2000, los cuáles muestran en términos generales un incremento de dicho riesgo. Completamos la aplicación empírica con un análisis, en España y en el mismo período, de la relación de largo plazo entre las dos dimensiones del riesgo externo: apertura y volatilidad externa.

Palabras clave: apertura comercial; volatilidad de los términos de comercio; índice de concentración de exportaciones; riesgo externo.

The Measurement of External Risk. An Applied Study to the Spanish Case in the Period 1960-2000

ABSTRACT

The aim of this work is to theoretically describe the measurement of the external risk of an economy, that is to say, the domestic income risk derived from the possible shocks in the international markets. These measures are calculated for the Spanish economy in the period 1960-2000, which show in general an increase of that risk. We complete the empirical application with an analysis, in Spain and the aforementioned period, of the long-term relationship between the two dimensions of external risk: trade openness and external volatility.

Keywords: trade openness, terms of trade volatility, exports concentration index, external risk.

Clasificación JEL: F15, F43.

* Las autoras agradecen la financiación recibida del Ministerio de Ciencia e Innovación de España a través del proyecto CYCIT 2008/03040ECON.

Artículo recibido en diciembre de 2008 y aceptado en mayo de 2009.
Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 0-27208.

1. INTRODUCCIÓN

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 riesgo externo de Rodrik (1998), conocida en la actualidad como hipótesis de compensación¹. Las economías más integradas en los mercados mundiales están expuestas a un mayor riesgo externo por vía de 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 de la volatilidad económica que sufren los otros sectores consumiendo más recursos de la economía². Por tanto, para calcular el grado de riesgo externo que experimenta una economía, se precisan medidas que reflejen la volatilidad en el ingreso debida a fluctuaciones externas. A continuación, se describe la construcción de estos indicadores y se presenta para cada uno de ellos su evolución en el contexto de la economía española a lo largo del periodo 1960-2000. En el último epígrafe se lleva a cabo un análisis de la relación entre apertura comercial y volatilidad externa.

2. RIESGO EXTERNO: APERTURA COMERCIAL Y VOLATILIDAD DE LOS TÉRMINOS DE COMERCIO

La *proxy* utilizada por Rodrik (1998) y posteriormente en todos los artículos *cross-section* o de datos de panel sobre el tema, fue la desviación estándar del logaritmo - en primeras diferencias- de los términos de comercio multiplicada por la apertura. 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 inestabilidad de los términos y condiciones bajo las cuales una economía dada comercia con las economías extranjeras³. 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

¹ Gadea, Sabaté y Sáenz (2009) han demostrado la existencia de una relación de largo plazo positiva y robusta entre varios indicadores de apertura comercial y el gasto público en España en el periodo 1960-2000.

² Rodrik (1998), p. 1.011.

³ Kim (2007). Un ejemplo de economías muy abiertas con poco riesgo serían las del Sureste Asiático.

Condicional Heteroskedasticity)⁴ 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 el 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):

$$Y_t = X_t'\theta + u_t \quad (1.1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (1.2)$$

La ecuación de la media (1.1) depende de un conjunto de variables exógenas y de un término de error. Como la varianza depende de la información pasada se denomina varianza condicional. Como podemos ver en la ecuación 1.2 la varianza condicional en el periodo t depende de una constante, del término de error al cuadrado (el término ARCH) y de la varianza condicional en el periodo anterior (el término GARCH). Este modelo nos proporciona la varianza condicional del logaritmo, en primeras diferencias —tasa de crecimiento—, de los términos de comercio (DLNTT), siendo la volatilidad (VOLTT) la desviación estándar condicional, esto es, la raíz cuadrada de dicha varianza. La raíz autorregresiva, denominada persistencia del modelo, corresponde a la suma de α_1 y α_2 y si está cercana a la unidad será indicativo de que los *shocks* tienden a desaparecer muy lentamente.

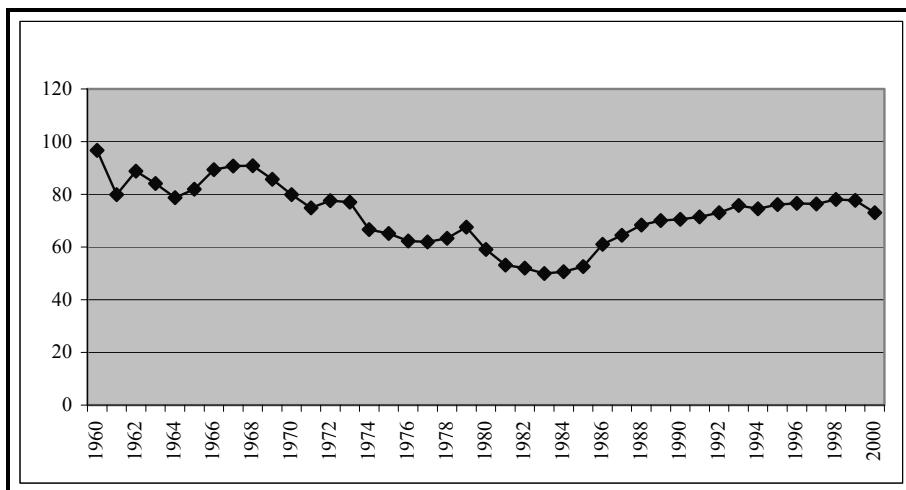
Finalmente, multiplicando la volatilidad de los términos de comercio por la apertura se obtiene una medida de riesgo externo.

2.1. La volatilidad de la relación real de intercambio en España, 1960-2000

En el gráfico 1 se muestra la evolución de la relación real de intercambio española a lo largo del periodo de estudio. Tena (2005) ha definido los movimientos de la relación real de intercambio española en el siglo XX como cílicos y drásticos en comparación al siglo precedente.

⁴ Fue desarrollado por Bollerslev (1986) como una extensión del modelo ARCH introducido por Engle (1982).

GRÁFICO 1
Relación real de intercambio.



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

Es patente el deterioro de los términos de comercio desde 1960, especialmente en la década de los setenta y principios de los ochenta. En efecto, considerando la evolución de los flujos externos españoles, las décadas de los sesenta y setenta se caracterizan por un dominio del impulso importador, en el que las importaciones suponen casi el doble que las exportaciones. De hecho, en los últimos años del franquismo (1972-1975), la economía española se vio gravemente afectada por el fuerte incremento de los precios de las materias primas y sobre todo del petróleo debido a la crisis económica internacional. La misma agudizó el incremento de las importaciones y perjudicó nuestra demanda externa. El valor mínimo de la relación real de intercambio se alcanza en el año 1983 y a partir de entonces hay una tendencia de mejora. La incorporación de España a la Comunidad Económica Europea generó expectativas de crecimiento, lo que favoreció la inversión exterior en la compra de empresas españolas y en la creación de otras nuevas. Estas empresas, equipadas con nueva tecnología, mejoraron la eficiencia y la capacidad competitiva de la industria española. En el año 94 se observa de nuevo un descenso, relacionado con la crisis financiera europea de 1992-1993. Dicha crisis, provocada por la pérdida de confianza de los inversores en el proyecto europeo de moneda única, obligó además a devaluar la peseta en cuatro ocasiones entre 1992 y 1995. Devoluciones que permitieron recuperar la competitividad y el equilibrio externo. A pesar de ello, las importaciones crecieron a un ritmo superior gracias al buen momento económico de la economía española. Así pues, la relación real de intercambio vuelve a descender en los tres últimos años. También puede destacarse que en todo el periodo estudiado hay 19 años en los que la serie experimenta un crecimiento negativo.

El cuadro 1 muestra el citado modelo GARCH (1, 1), aplicado a la tasa de crecimiento de la relación real de intercambio española. En dicho modelo se supone que la media condicional es constante. De acuerdo al estadístico Durbin-Watson podemos rechazar la presencia de autocorrelación, por lo que se estima posteriormente la varianza.

CUADRO 1

Estimación del modelo GARCH para la tasa de crecimiento de la RRI, 1960-2000.

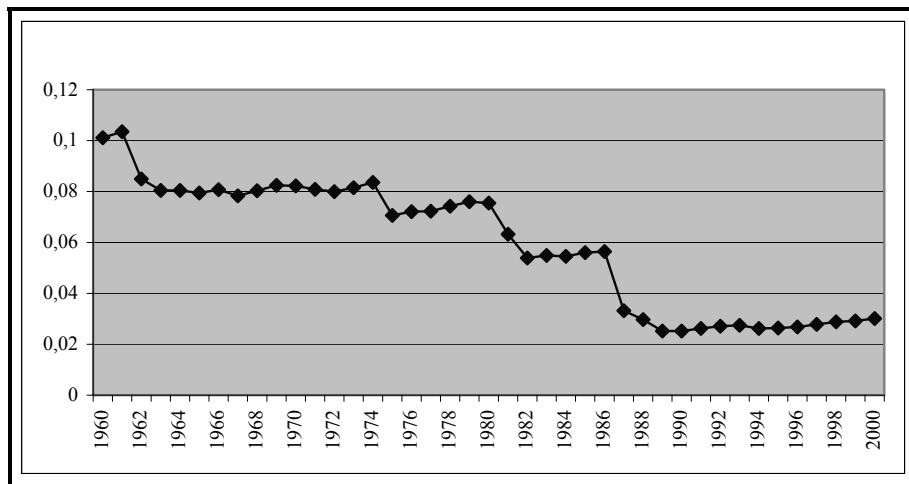
Ecuación de la media		
Variable	Coeficiente	Estadístico
C	0,0034	0,39
Ecuación de la varianza		
Variable	Coeficiente	Estadístico
C	2,05E-05	0,245442
ARCH (1)	-0,108092	-3,973458
GARCH (1)	1,051623	74,43797
SIC	-2,60	
D-W	1,67	

Nota: Los estadísticos SIC y D-W se derivan de los residuos de la ecuación de la media. No se presenta el R^2 porque esta medida carece de significado si no hay regresores en dicha ecuación. De hecho en nuestro caso el R^2 es negativo.

Como puede observarse, la suma de los coeficientes ARCH y GARCH ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,94$) está muy cercana a la unidad, lo que indica una alta persistencia de la volatilidad de la relación real de intercambio.

En el gráfico 2 se presenta la desviación condicional estimada (volatilidad) de dicha serie.

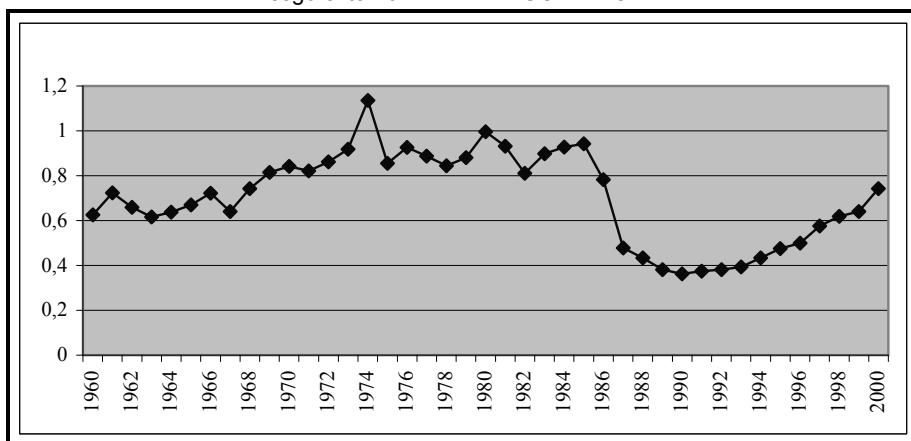
GRÁFICO 2
Volatilidad de la relación real de intercambio.



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 constantes⁵. En cualquier caso, se aprecia un avance del riesgo hasta mitad de los ochenta, experimentando un importante descenso hasta el inicio de la década siguiente, cuando vuelve a aumentar.

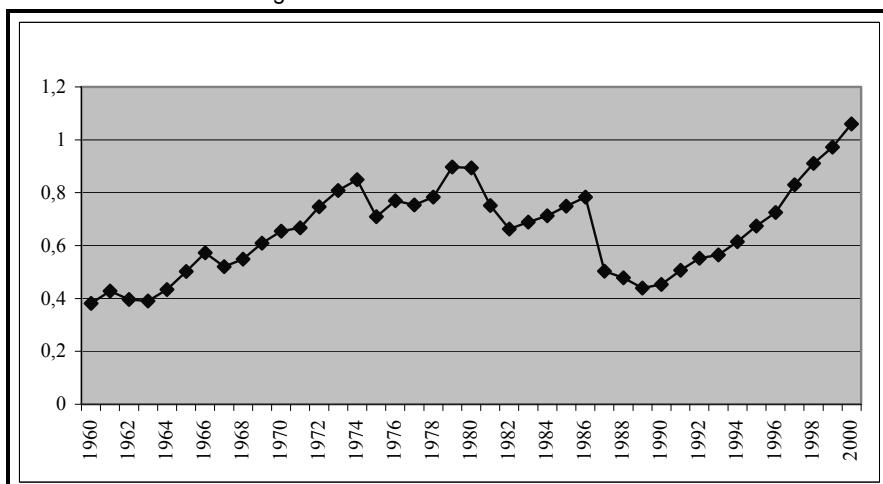
⁵ La medida de riesgo externo, $1/2 * \text{APERTURA} * \text{VOLTT}$, se deriva del siguiente razonamiento. Sean x , m e y los volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB respectivamente. Sea π el logaritmo natural del precio de las exportaciones en relación a las importaciones (los términos de 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 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 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.

GRÁFICO 3
Riesgo externo: $1/2 \times \text{XMPIBCORR} \times \text{VOLTT}$.



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).

GRÁFICO 4
Riesgo externo: $1/2 \times \text{XMPIBCONST} \times \text{VOLTT}$.



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.

3. RIESGO EXTERNO: APERTURA COMERCIAL E ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN DE EXPORTACIONES

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 (Gráficos 6 y 7). 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 mide a través de un Índice Herfindahl-Hirschmann, calculado por la UNCTAD desde 1980 de acuerdo a la siguiente fórmula⁶:

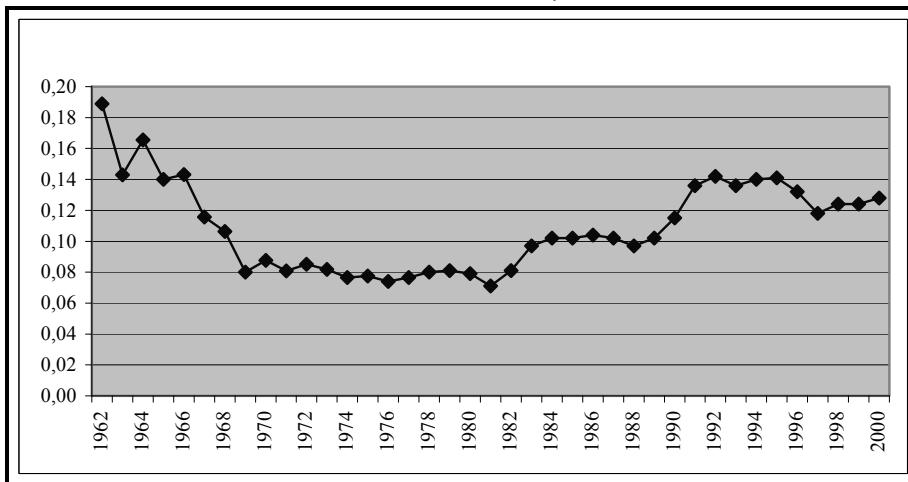
$$H_j = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{239} \left(\frac{x_i}{X} \right)^2} - \sqrt{1/239}}{1 - \sqrt{1/239}} \quad (2)$$

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).

3.1. El índice de concentración de exportaciones en España, 1960-2000

A partir de dicha fórmula, hemos calculado el índice para España en el periodo 1962-1979 a fin de completar la serie (Gráfico 5).

GRÁFICO 5
Índice de concentración de exportaciones.

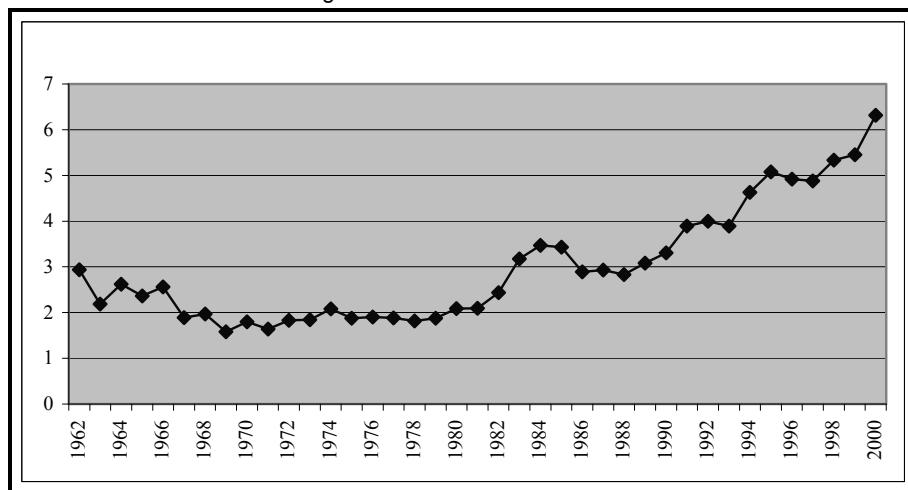


Fuente: Elaboración propia.

⁶ El índice oscila entre 0 y 1, donde 0 implica ausencia de especialización y 1 una concentración total.

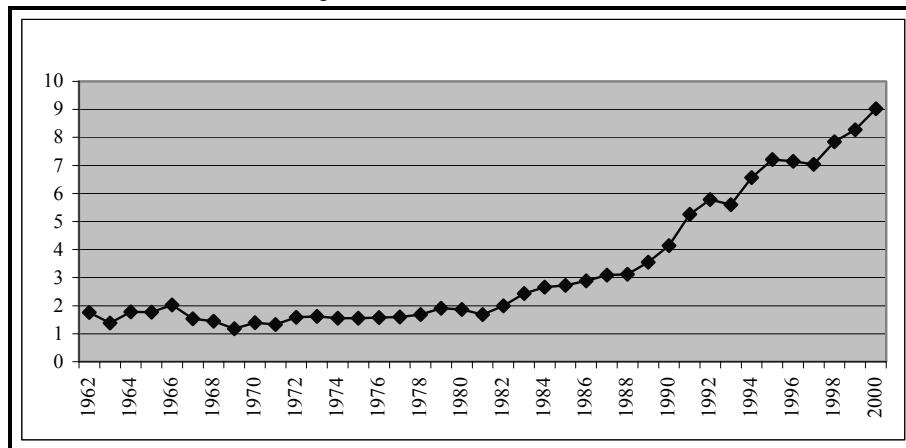
El resultado es una tendencia decreciente del índice de concentración de exportaciones español hasta la década de los ochenta, que puede relacionarse con la intensa transformación de la estructura productiva vivida por la economía española. El espectacular crecimiento, tanto en términos de producción 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 españolas⁷. 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.

GRÁFICO 6
Riesgo externo: ICEX*XMPIBCORR.



⁷ Buisán y Gordo (1997) y Pérez *et al.* (2004).

GRÁFICO 7
Riesgo externo: ICEX*XMPIBCONST.



4. LA RELACIÓN ENTRE LA APERTURA COMERCIAL Y LA VOLATILIDAD DE LA RELACIÓN REAL DE INTERCAMBIO

Una vez realizada la descripción teórica y gráfica de los indicadores de riesgo externo, analizamos a través de los datos para la economía española en el periodo 1960-2000, si la apertura y la volatilidad externa proporcionan distinta información⁸. A este respecto pueden señalarse los trabajos de Lutz y Singer (1994) y Eas-terly y Kraay (2000), en los que no se encuentra evidencia de que una mayor apertura aumente el riesgo de *shocks* en los términos de comercio. La explicación proviene de la diversificación resultante del incremento en la apertura que trae consigo exportaciones nuevas y no tradicionales.

Comenzamos con un análisis descriptivo a través de los coeficientes de correlación de la apertura y la volatilidad de la relación real de intercambio o, en su caso, el índice de concentración de exportaciones.

⁸ De acuerdo al argumento de Rodrik (1998) planteado en el epígrafe 2.

CUADRO 2
Correlaciones*.

Apertura comercial (XMPIBCORR)/ Volatilidad términos de comercio	-0,81
Apertura comercial (XMPIBCONST)/ Volatilidad términos de comercio	-0,87
Apertura comercial (XMPIBCORR)/ Índice de concentración de exportaciones	0,01
Apertura comercial (XMPIBCONST)/ Índice de concentración de exportaciones	0,23

* Para la variable volatilidad de los términos de comercio el periodo de análisis es 1960-2000 y para el índice de concentración de exportaciones es 1962-2000.

De acuerdo al cuadro 2, la correlación entre el proceso de apertura comercial y volatilidad de la relación real de intercambio es negativa. En cuanto al índice de concentración de exportaciones, el coeficiente de correlación entre ambas variables es positivo aunque muy reducido. 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.

Finalmente, completamos el análisis con el test de cointegración de Johansen, con el objeto de averiguar si existe una relación de largo plazo entre las variables objeto de estudio. Previamente realizamos un test de raíces unitarias, para conocer el orden de integración de las series. En concreto, aplicamos el test Dickey Fuller (1979,1981) Aumentado (DFA), el test Phillips-Perron (1988) (PP), el Dickey Fuller GLS de Elliott, Rothenberg y Stock (1996) (DF-GLS), el test del punto óptimo de Elliot, Rothenber y Stock (1996) (ERS) y el de Ng y Perron (2001) (NG-P). Complementariamente, utilizamos el test de estacionariedad de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (KPSS), en el que la hipótesis nula es la estacionariedad. De acuerdo a los cuadros 3 y 4, podemos determinar que las variables objeto de estudio son I(1).

CUADRO 3
Contraste de raíz unitaria^a.

Variable (en niveles)						Contraste de estacionariedad ^a
	ADF	PP	DF-GLS	ERS	NG-P	KPSS
XMPIBCORR	-0,97	-1,29	-1,42	15,47	-1,33	0,07
XMPIBCONST	2,62	2,67	-1,65	195,25	-12,72***	0,19**
VOLTT	-1,92	-1,92	-2,03	12,28	-1,83	0,11
ICEX	-2,23	-4,02**	-0,80	128,53	-0,72	0,17**

* Para la variables apertura y volatilidad de los términos de comercio el periodo de análisis es 1960-2000 y para el índice de concentración de exportaciones es 1962-2000.

a) Constante y tendencia.

*** Significativa a un nivel de significatividad del 1% y 5% respectivamente.

Los valores críticos de los test ADF, PP aparecen en MacKinnon (1996), DF-GLS y ERS en Elliott, Rothenberg y Stock (1996), KPSS en Kwiatkowski, Phillips, Schdmidt y Shin (1992) y NG-P en Ng y Perron (2001).

El criterio de información utilizado para determinar el retardo óptimo es el SIC. La elección del espectro residual con frecuencia cero se basa en la estimación propuesta por el autor del test. El método de amplitud de banda es el de Newey-West (1994).

Todos los contrastes estudian la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, excepto el KPSS, donde la hipótesis nula es que la serie es estacionaria.

CUADRO 4
Contraste de raíz unitaria^a.

Variable (en primeras diferencias)						Contraste de estacionariedad ^a
	ADF	PP	DF-GLS	ERS	NG-P	KPSS
XMPIBCORR	-4,52***	-4,55***	-5,02***	1,80***	-2,99***	0,20
XMPIBCONST	-0,70	-3,50***	-0,64	15,20	-0,55	0,55**
VOLTT	-5,37***	-2,51**	-5,39***	1,48***	-3,36***	0,12
ICEX	-8,49***	—	-3,21***	11,05	-1,73*	0,69**

a) Sin constante ni tendencia para ADF y PP, excepto XMPIBCONST, que incluye constante.

***, ** y * Significativa a un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10% respectivamente.

El método de cointegración de Johansen está basado en el modelo VAR. La longitud óptima de nuestro VAR bivariante de acuerdo a los criterios AIC y SC, con la cual además los residuos cumplen los supuestos de normalidad, homocedas-

ticidad y ausencia de correlación es de un retardo⁹. Entre los cinco casos propuestos por Johansen (1995) con respecto a la tendencia subyacente a los datos, elegimos el modelo 3. El mismo consiste en considerar la presencia de tendencia en los datos, ya que permite la presencia de un término constante no restringido¹⁰. Los resultados del test de Johansen de la relación entre la apertura comercial y la volatilidad de los términos de comercio figuran el cuadro 5. En el caso del comercio total en términos corrientes (XMPIBCORR), tanto la prueba de la traza como la prueba del máximo valor propio nos llevan a aceptar la hipótesis nula de no cointegración, ya que el estadístico es menor que el valor crítico. Sin embargo, ocurre lo contrario para el comercio total en términos constantes (XMPIBCONST).

CUADRO 5
Test de cointegración de Johansen: apertura comercial y volatilidad de los términos de comercio.

<i>Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:</i>					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r = 0$	$r \geq 1$	2,69	15,49	0,98
XMPIBCONST	$r = 0$ $r \leq 1$	$r \geq 1$ $r = 2$	28,94 0,36	15,49 3,84	0,00 0,55
<i>Cointegración basada en máximos valores propios:</i>					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r = 0$	$r \geq 1$	2,54	14,26	0,97
XMPIBCONST	$r = 0$ $r \leq 1$	$r \geq 1$ $r = 2$	28,58 0,36	14,26 3,84	0,00 0,55

Por su parte, la relación entre las variables cointegradas se ajusta, de acuerdo con el primer vector del test de cointegración, a los siguientes términos:

$$VOLTT = -0,057 + 0,004XMPIBCONST \quad (3)$$

(4,69)

donde el *t*-ratio se muestra dentro del paréntesis.

⁹ Por tanto el vector del Modelo de Corrección del Error incluirán cero retardos.

¹⁰ Es decir, incluye una constante tanto en la ecuación de cointegración como en el VAR.

A partir de la ecuación de cointegración, se observa un efecto positivo, aunque muy exiguo, de la apertura comercial en la volatilidad de la relación real de intercambio. Sin embargo, la estimación de la ecuación a corto plazo no apoya la hipótesis de la existencia de relación causal desde la perspectiva del Modelo de Corrección del Error, ya que el término de corrección del error no cumple con los supuestos esperados por la teoría de cointegración —no es significativo¹¹.

$$\Delta VOLTT = -0,002 - 0,01MCE \quad (4) \\ (-1,98) \quad (-1,10)$$

$$\Delta XMPIBCONST = 1,57 - 12,02MCE \quad (4) \\ (9,11) \quad (-6,17)$$

donde *MCE* representa el mecanismo de corrección del error, que es el residuo retardado de la relación de cointegración.

En el cuadro 6 se muestran los resultados cuando se considera el índice de concentración de exportaciones. En este caso, el test indica que no ha habido una relación de largo plazo entre la apertura comercial y la concentración de la estructura de exportaciones para la economía española entre 1962 y 2000. Los resultados econométricos son totalmente coherentes con la evolución de la estructura de exportaciones en España descrita en la sección anterior y con el argumento propuesto por Lutz y Singer (1994) y Easterly y Kraay (2000). Es decir, el proceso de liberalización comercial experimentado por la economía española supuso realmente una mayor diversificación.

¹¹ Sin embargo sí que se observa desde esta perspectiva una causalidad de largo plazo desde la volatilidad hacia la apertura. Por ello hemos profundizado en esta relación estimando un ADL donde xmpibconst es endógena y volt exógena. El resultado de dicha estimación es que realmente la relación a largo plazo estudiada no es significativa.

CUADRO 6

Test de cointegración de Johansen: apertura comercial e índice de concentración de exportaciones.

<i>Cointegración basada en la traza de la matriz estocástica:</i>					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r = 0$	$r \geq 1$	14,44	15,49	0,07
XMPIBCONST	$r = 0$ $r \leq 1$	$r \geq 1$ $r = 2$	43,13 13,74	15,49 3,84	0,00 0,00
<i>Cointegración basada en máximos valores propios:</i>					
Variable endógena	Hipótesis nula	Hipótesis Alternativa	Estadístico	Valor crítico 5%	Probabilidad
XMPIBCORR	$r = 0$	$r \geq 1$	13,31	14,26	0,07
XMPIBCONST	$r = 0$ $r \leq 1$	$r \geq 1$ $r = 2$	29,39 13,74	14,26 3,84	0,00 0,00

5. CONCLUSIONES

Una de las principales hipótesis sobre los efectos de la globalización en la economía pública se conoce en la actualidad como hipótesis de compensación. La misma 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 este artículo se han presentado los indicadores de riesgo externo utilizados: la apertura comercial en interacción con la volatilidad de los términos de comercio o, en su caso, el índice de concentración de exportaciones. El cálculo y posterior análisis gráfico de dichos indicadores para la economía española en el periodo 1960-2000 revela un incremento del riesgo, si bien en el primero hay un descenso a lo largo de una década (ochenta). Finalmente, el análisis econométrico, no realizado hasta la fecha para la economía española, muestra que la apertura comercial y la volatilidad externa son dos conceptos distintos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BOLLERSLEV, T. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.
- BUISÁN, A. y GORDO, E. (1997): *El sector exterior en España*, Banco de España, Servicio de Estudios Económicos, N° 60.

- CARRERAS, A. y PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2005): "Renta y riqueza", *Estadísticas históricas de España, siglos XIX-XX*, Fundación BBVA.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of The American Statistical Association*, 74 (366), pp. 427-431.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J. y STOCK, J.H. (1996): "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, pp. 813-836.
- EASTERLY, W. y KRAAY, A. (2000): "Small States, Small Problems", Mimeo, Development Research Group, The World Bank.
- ENGLE, R.F. (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation", *Econometrica*, 50 (4), pp. 987-1007.
- GADEA, M.D.; SABATÉ, M. y SÁENZ, E. (2009): "The relationship between trade openness and public expenditure. The Spanish case, 1960-2000", Documentos de Trabajo, FCEE, Universidad de Zaragoza, *en prensa*.
- ISLAM, M.Q. (2004): "The long run relationship between openness and government size: evidence from bounds test", *Applied Economics*, 36 (9), pp. 995-1000.
- KIM, S.Y. (2007): "Openness, external risk, and volatility: implications for the compensation hypothesis", *International Organization*, 61, pp. 181-216.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- LUTZ, M. y SINGER, H.W. (1994): "The link between increased trade openness and the terms of trade: an empirical investigation", *World Development*, 22 (11), pp. 1697-1709.
- MACKINNON, J.G. (1996): "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 601-618.
- NEWHEY, W. y WEST, K. (1994): "Automatic lag selection in covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631-653.
- 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. (1998): "Why do more open economies have bigger governments?", *Journal of Political Economy*, 106 (5), pp. 997-1032.
- TENA, A. (2005): "Sector exterior", en Carreras, A. y Tafunell, X. (coords.), *Estadísticas históricas de España, siglos XIX-XX*, Fundación BBVA, pp. 573-644.
- URIEL, E.; MOLTÓ, M.L. y CUCARELLA, V. (2000): *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1954-1997 (CNEe-86)*, Fundación BBVA.

