

FUNCIONES DE DEMANDA DEL COMERCIO EXTERIOR: APROXIMACIÓN A  
UNA RELACIÓN A LARGO PLAZO PARA LA FEDERACIÓN DE RUSIA

*IMPORT-EXPORT DEMAND FUNCTION: APPROACH TO A LONG-RUN  
RELATIONSHIP FOR THE RUSSIAN FEDERATION*

*Margarita Rohr*

Universidad de Valencia  
margarita.rohr@uv.es

*José Ismael Fernández*

Instituto de Economía Internacional (IEI). Universidad de Valencia  
ismael.fernandez@uv.es

*Vicente Pallardó López*

Instituto de Economía Internacional (IEI). Universidad de Valencia  
vicente.pallardo@uv.es

Recibido:; aceptado:.

RESUMEN

Este artículo presenta un resumen del comportamiento del sector exterior ruso para el período de 1960-2008 centrado sobre el intento de estimación de ecuaciones de exportaciones e importaciones. Las convulsiones políticas, económicas y de estructura territorial experimentadas por este país se han trasladado al comercio exterior afectando a la información estadística de tal forma que muchas distorsiones no son el reflejo de perturbaciones económicas sino de acontecimientos exógenos, ocasionando dificultades para disponer de series históricas homogéneas de las variables macroeconómicas. En este contexto debe inscribirse el esfuerzo realizado en este trabajo de reconstrucción de los datos del comercio y su análisis.

*Palabras clave:* Funciones de demanda; Comercio exterior; Cointegración; Rusia.

## ABSTRACT

This article presents a summary of the behavior of the Russian foreign sector for the period of 1960-2008 centered on the intent of estimation export and import demand equations. The economic, political convulsions and of experienced territorial structure by this country they have been transferred to the foreign trade affecting to the statistical information in such a way that many distortions are not the reflection of economic disruptions but of exogenous events, causing difficulties to have homogeneous historic series of the macroeconomic variables. In this context should be recorded the effort carried out in this work of reconstruction of the data of the trade and its analysis.

*Keywords:* Demand Functions; Foreign Trade; Cointegration; Russia.

*Clasificación JEL:* C22, F14, P29.



## 1. INTRODUCCIÓN

El estudio y comprensión del comercio exterior de la Federación de Rusia requiere interiorizar una serie de aspectos singulares de notable relevancia. Primero, la Federación de Rusia representa una séptima parte del total de territorios aduaneros del mundo, mientras su peso en el comercio internacional sitúa al país en un decimoquinto lugar, nada desdeñable pero comparativamente modesto respecto a las grandes potencias comerciales. En segundo lugar, en un momento en el que la Federación de Rusia ha culminado el largo y complejo proceso de incorporación a la Organización Mundial del Comercio (el 22 de agosto de 2012 Rusia pasó formalmente a ser el 156º miembro de esta organización), sigue siendo limitado el número de estudios realizados en este campo. Adicionalmente, la evolución del sector exterior ruso ha sido sumamente irregular, ya que se ha visto muy afectada por los distintos cambios políticos y económicos de carácter estructural que ha sufrido el país en las últimas décadas. Este último factor es crucial para entender la dificultad para reconstruir las series históricas sobre el comercio exterior ruso (volúmenes de comercio y precios). Es precisamente en este contexto en el que debe inscribirse el esfuerzo aquí realizado de aproximación a la construcción de los datos del comercio exterior ruso y su análisis.

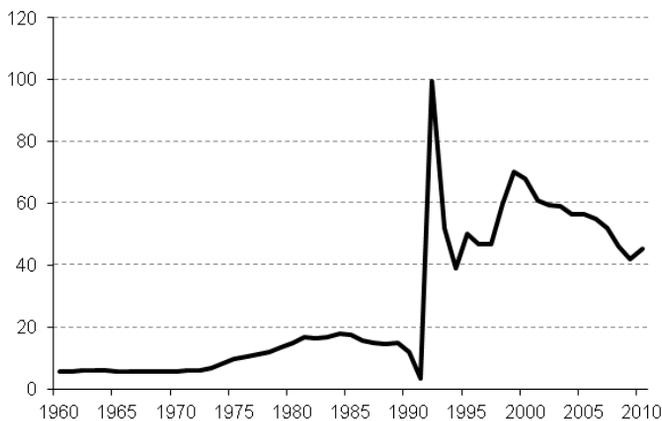
Así, el presente trabajo propone estudiar el comportamiento a largo plazo de los intercambios comerciales de la Federación de Rusia respecto al resto del mundo. El objetivo concreto es estimar la función de demanda de las exportaciones e importaciones de la Federación de Rusia y definir la relación que existe entre el país y el resto del mundo en términos de elasticidades.

El artículo está organizado como sigue: después de esta introducción, en el segundo apartado se describe la evolución del comercio exterior de la Federación de Rusia en el período de 1960 a 2008. El tercer apartado realiza un breve repaso de la literatura y plantea las ecuaciones de demanda que se pretende estimar. La descripción de las variables utilizadas y las fuentes de información empleadas son tratadas en el cuarto apartado. La construcción, tanto de las variables como de las correspondientes series, constituye una innovación de notable importancia dada la necesidad de contar con datos bien estructurados para realizar trabajos rigurosos sobre el sector exterior de un país como Rusia sujeto a significativos shocks estructurales que han dificultado al extremo la disponibilidad de las series requeridas. Las elasticidades obtenidas de la estimación de las funciones y los comentarios de los resultados se presentan en el quinto apartado y, finalmente, las conclusiones en el sexto.

## 2. LA EVOLUCIÓN DEL COMERCIO EXTERIOR RUSO

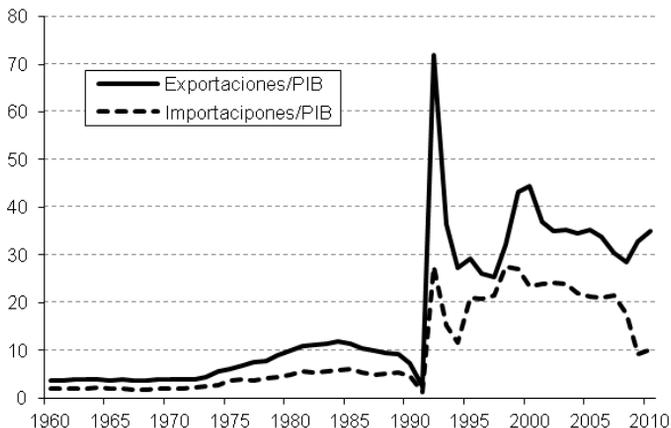
El comercio exterior desde siempre ha jugado un papel importante en el desarrollo económico de Rusia. La disolución de la Unión Soviética propició una gran apertura al exterior de este país, reorientando su política exportadora cada vez más hacia los mercados de materias primas donde el buen comportamiento de los precios internacionales de los productos energéticos permitió al sector exterior ganar peso sobre el conjunto de la economía. El aumento de las exportaciones favoreció el saldo positivo de la balanza comercial que tuvo efectos evidentes positivos en el crecimiento del PIB. En poco más de una década las exportaciones y las importaciones de Rusia pasaron de representar un poco más del 10% del PIB al 35% y 24%, respectivamente, en 2001. Si bien actualmente el peso de las exportaciones sigue manteniéndose en el mismo nivel, pese a ciertas fluctuaciones vinculadas a la evolución de la demanda de materias primas, el nivel de las importaciones en 2008 sufrió un serio descenso debido a la menor capacidad adquisitiva rusa en el exterior por la caída del precio de sus exportaciones energéticas y a la propia crisis de la demanda interna rusa, paralela a la internacional por la crisis financiera mundial (véase los Gráficos 1 y 2). No obstante, ya en 2010 las importaciones recuperaron su senda de crecimiento, alcanzando en 2011 su peso el 17,5% del PIB.

GRÁFICO 1: COEFICIENTE DE LA APERTURA EXTERNA, %



Fuente: Elaboración propia a partir del anuario "Comercio Exterior de la URSS" y COMTRADE.

GRÁFICO 2: PROPORCIÓN DEL COMERCIO EXTERIOR EN EL PIB, %

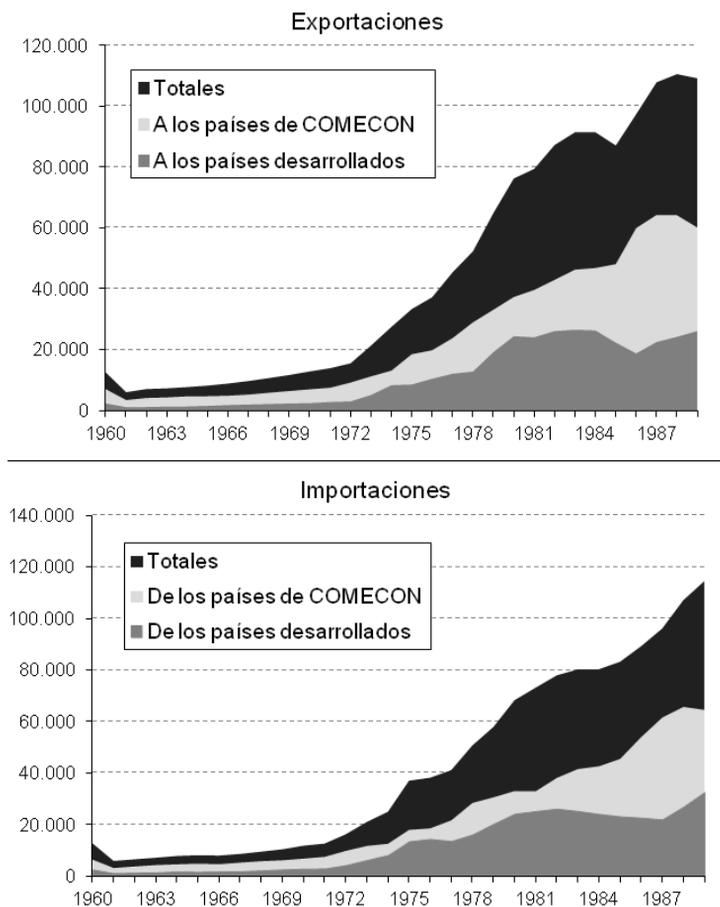


Fuente: Elaboración propia a partir del anuario "Comercio Exterior de la URSS" y COMTRADE.

Desde el final de la Segunda Guerra Mundial hasta mediados de la década de 1980, las consideraciones políticas dictaron que los principales socios económicos de la antigua URSS fueron los países de economía planificada, en especial los de la Europa del Este. En el período de 1960-1990, como está representado en el Gráfico 3, los países miembros de COMECON totalizaban 54% de las exportaciones soviéticas y el 55% de las importaciones, mientras que los países occidentales aportaban el 27% de las importaciones y el 21% de las exportaciones. Entre los países de economía planificada, la República Democrática de Alemania era el principal socio comercial de la URSS, seguido de la antigua Checoslovaquia, Polonia, Hungría y Bulgaria. Fuera de este bloque, los principales intercambios comerciales se realizaban con la República Federal Alemana, Italia y Japón.

El declive económico, que comenzó en los últimos años del período soviético, cuyas causas fueron, entre otras de índole tanto económica como socio-política, el hundimiento del modelo comercial tradicional y la demora en la ejecución de las reformas económicas, provocó, desde los últimos años de la década de 1980, la caída del comercio entre la URSS, el resto de las antiguas Repúblicas soviéticas y los países de Europa de Este en buena medida porque estos países europeos acabaron con sus respectivos regímenes comunistas y con el sistema comercial bajo el control soviético. Además, los acuerdos comerciales entre la Unión Soviética y otras repúblicas han generado problemas, en especial sobre el precio de las exportaciones del petróleo ruso. Las trabas administrativas internas, como la burocracia y la corrupción, también han sido un factor clave en dificultar las relaciones económicas y comerciales rusas con terceros países.

GRÁFICO 3: COMERCIO EXTERIOR DE LA UNIÓN SOVIÉTICA, MILLONES DE DÓLARES CORRIENTES

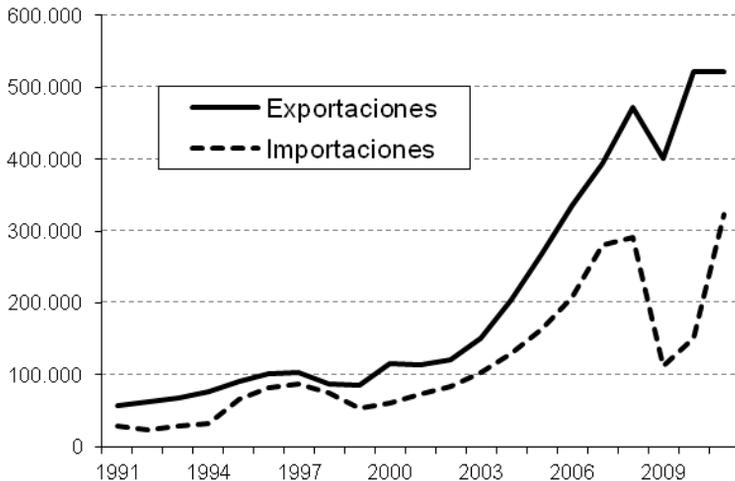


Fuente: Elaboración propia a partir del anuario "Comercio Exterior de la URSS".

Después de la disolución de la Unión Soviética, el volumen del comercio exterior disminuyó aunque en menor medida que el PIB del país. En 1992 las exportaciones fueron algo menos de la mitad de las realizadas en 1988 (54.236 millones de dólares y 110.419 millones, respectivamente), mientras que las importaciones totalizaron algo más de un tercio de las efectuadas en el mismo período (36.984 y 107.004 millones de dólares respectivamente). El comercio exterior cayó aún más durante el primer cuarto de 1993, lo que estuvo motivado en parte por la aplicación de nuevos aranceles y por los controles sobre las exportaciones no declaradas. No obstante, los intentos

por determinar los datos reales sobre la balanza comercial del país se vieron complicados por la existencia del trueque y la transferencia ilegal de los activos rusos al extranjero.

GRÁFICO 4: EXPORTACIONES E IMPORTACIONES TOTALES DE LA FEDERACIÓN DE RUSIA, MILLONES DE DÓLARES CORRIENTES

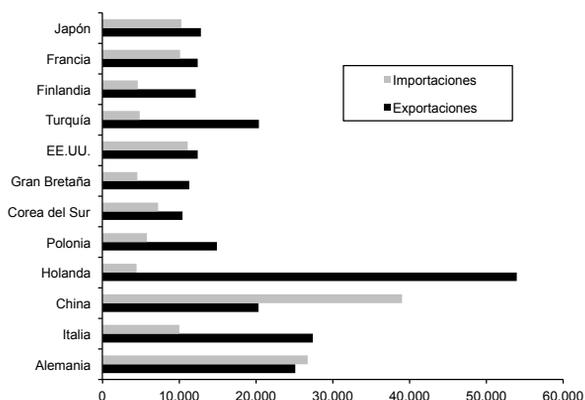


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de COMTRADE.

El comercio de intercambio o trueque constituyó en 1992 cerca del 40% del total de las exportaciones y el 26% de las importaciones; los artículos se intercambiaban sobre todo con las antiguas repúblicas soviéticas, muchas de las cuales recibían el carburante ruso a precios simbólicos. En cuanto al movimiento ilegal de activos, se estima que la pérdida de capital alcanzó la cifra de 50.000 millones de dólares a mediados de la década de 1990.

En los últimos años, el comercio exterior de la Federación de Rusia se ha visto afectado por nuevas convulsiones, pero de signo diferente (Gráfico 4), con una integración dificultosa pero creciente en los circuitos de comercio internacional más importantes, en especial aquellos que incluyen a la Unión Europea, principal área comercial mundial. Los países desarrollados de Occidente absorben más de la mitad de las actividades comerciales de Rusia (el 49,75% en 2010), al margen de las antiguas repúblicas soviéticas. Alemania continúa siendo el principal socio comercial, con un 21% del total del comercio, en el año 2010. Por el contrario, los antiguos países miembros del COMECON sólo suponían el 20% del total de las exportaciones rusas, y menos del 16% del total de las importaciones (Gráfico 5).

GRÁFICO 5: COMERCIO EXTERIOR DE LA FEDERACIÓN DE RUSIA CON SUS PRINCIPALES SOCIOS COMERCIALES, MILLONES DE DÓLARES CORRIENTES (AÑO 2010)



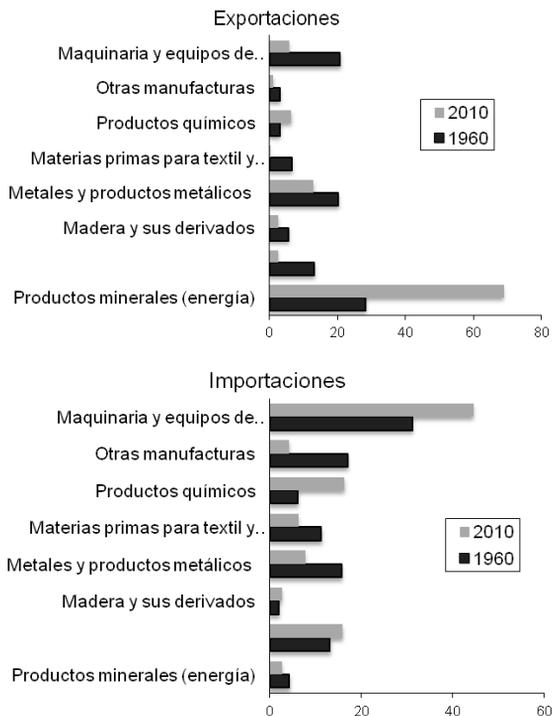
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de COMTRADE.

Finalmente, por lo que respecta a la estructura del comercio exterior (Gráfico 6), se observan cambios a partir del año 1990. Si en el año 1960 en la estructura de las exportaciones la mayor parte la ocupaba “maquinaria, herramientas y vehículos de transporte” con un 20,7%, en el año 2010 tan solo les correspondía un 5,7%. Un cambio aún mayor se produjo en el grupo de “energía, combustibles y lubricantes”, con un salto desde el 16,2% en 1960 al 68,8% en 2010, lo que confirma de manera elocuente que la principal fuente de las exportaciones rusas actuales son los productos energéticos (petróleo y gas). Los productos metalúrgicos han perdido peso, desde el 20,2% del total de exportaciones en el año 1960, hasta el 12,9% actual. Las exportaciones de productos derivados de la madera y productos de consumo prácticamente no han sufrido cambios.

Las importaciones sufren retrocesos importantes sobre todo en los sectores de la alimentación y en el sector químico. Por otra parte ha crecido el nivel de importaciones de productos metalúrgicos y manufacturados (ropa, calzado, etc.).

En resumen, se puede destacar el cambio importante producido en la composición del comercio exterior. Si en 1960 las exportaciones rusas eran relativamente diversificadas, hacia 2010 se concentraron, revelando el dominio de las materias primas, sobre todo los productos energéticos, los metales y sus derivados. Las importaciones, en cambio, no sufrieron cambios importantes en su estructura, si bien muestran una senda clara hacia el aumento del peso de los productos más elaborados.

GRÁFICO 6: CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DEL COMERCIO EXTERIOR DE RUSIA, %



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de “Comercio exterior de la URSS” y COMTRADE.

### 3. MARCO TEÓRICO Y VARIABLES UTILIZADAS

El marco teórico que sirve de base para la estimación de funciones de exportación e importación es el modelo de sustitutos imperfectos esbozado en Goldstein y Khan (1985). La idea principal de este modelo consiste en que ni las importaciones ni las exportaciones pueden ser sustitutos perfectos de los bienes producidos y consumidos domésticamente. Esta idea se extrae a partir de las siguientes razones: primero, que los países no se dedican sólo a importar o exportar sino que mantienen flujos de comercio en ambas direcciones y segundo, que existen diferencias importantes en el precio de un mismo producto en función del país en el que se fabrique o del país en el que se consuma y de que se consuma domésticamente o se exporte; por lo tanto, la “Ley del precio único” no se observa empíricamente, al menos en el corto plazo.

Siguiendo a Goldstein y Khan se parte de un modelo de dos áreas (un país y el resto del mundo), en el que el primero produce un bien que se puede

exportar o consumir dentro del país y el segundo puede comprar las exportaciones del otro o los bienes de producción nacional.

La solución del problema de maximización de la utilidad del consumidor sujeta a su restricción presupuestaria da paso a la función de demanda de exportaciones, de tal forma que la cantidad de exportaciones del país ( $Xid$ ) demandada por el resto del mundo dependerá de los precios de exportación en moneda nacional ( $PXi$ ), de los precios de los bienes producidos en el resto del mundo ( $P^*$ ), y la renta del mundo ( $Y^*$ ), expresados ambos en la moneda del país exportador mediante del tipo de cambio ( $e$ ). Asimismo, se supone que el consumidor no tiene ilusión monetaria, por lo que la función de la demanda se expresa en términos de la renta real y del cociente entre el precio de las exportaciones del país y el de los bienes producidos en el resto del mundo.

Por su parte, la cantidad de importaciones demandada por país ( $lid$ ) al resto del mundo dependerá de los precios domésticos ( $Pi$ ), de los precios de importación en moneda nacional ( $Plj$ ) y la renta del país ( $Yi$ ).

De manera sintética las funciones de demanda presentan la siguiente forma:

$$Xid = f(Y^*e, PXi, P^*e) \quad (1)$$

$$lid = f(Yi, Plj, Pi) \quad (2)$$

En este enfoque entronca una abundante literatura de carácter empírico sobre los efectos que tanto la renta como los precios tienen sobre la balanza comercial de un país. En Marquez y McNeilly (1988), y Bahmani-Oskooee y Alse (1994) se constata el significativo papel que juegan los precios relativos en la determinación de los flujos comerciales. Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998), en su aplicación para 30 países en el período 1960-1992, comprueban que la condición Marshall-Lerner se cumple en la mayor parte de los casos, de forma que variaciones en precios derivadas de acciones de política cambiaria pueden tener efecto real sobre balanza comercial. De acuerdo con Sendadji y Montenegro (1999), en los países menos desarrollados tanto el precio como la renta parecen ser relevantes en la demanda de importaciones y exportaciones, aunque en menor medida que para los países industrializados. Asimismo, en los países más desarrollados, la variable renta resulta ser la verdaderamente importante. Así, aumentos permanentes en la renta exterior provocan incrementos más que proporcionales de las exportaciones. No obstante, también se encuentran opiniones contrapuestas. Rose (1990, 1991) y Ostry y Rose (1992) encuentran poca evidencia de que los precios relativos tengan un impacto significativo y predecible sobre el comercio. Por último, en su análisis para los países del G-7, Hooper *et al* (2000) constatan que el canal de los precios es relativamente débil cuando se consideran los países europeos, mientras que la variable renta es la que se revela como más importante al tratar de explicar su balanza comercial.

Más recientemente, y en estudios centrados en países emergentes, Paiva (2003) estima elasticidades de comercio para Brasil y encuentra que las elasticidades de la renta y del tipo de cambio real influyen positivamente en el volumen de las exportaciones y las importaciones. Mientras, la volatilidad del

tipo de cambio real (TCR) tiene un impacto negativo sobre las exportaciones y disminuye el ajuste de las mismas hacia sus niveles a largo plazo. Asimismo la utilización de la capacidad instalada influye negativamente sobre el volumen de las exportaciones haciendo aparecer el último término más elástico respecto a la demanda exterior. En cambio, tiene un efecto positivo sobre las importaciones sugiriendo que el crecimiento económico supone una presión grande sobre las importaciones cuando la producción doméstica funciona ya a niveles altos de su capacidad instalada.

Znou y Dube (2011) descubren que en cuatro países emergentes (China, India, Brasil y África del Sur) el impacto de la renta sobre las importaciones es considerablemente mayor que en estudios anteriores<sup>1</sup>, mientras que los precios no presentan el signo negativo esperado o son poco significativos estadísticamente, lo que puede ser atribuido a que en las economías con el crecimiento económico muy rápido ciertos productos son importantes para su desarrollo o las exportaciones. Así, por ejemplo, los bienes de capital o bienes intermedios son cada vez más importados y consumidos incluso si sus precios relativos aumentan.

Yao, Tian y Su (2013) muestran, por otra parte, en su trabajo sobre el comercio exterior de China, que la elasticidad renta de las exportaciones presenta un sesgo al alza de la estimación si las nuevas variedades de productos no están incluidas en el cálculo del índice de precios; además, cuanto más rápido entran en el mercado los nuevos productos, mayor es el sesgo.

En este trabajo, y apoyándose en esa literatura previa, se han incluido en la ecuación de demanda de exportaciones de la Federación de Rusia respecto al resto del mundo las siguientes variables explicativas: en primer lugar, la renta del área demandante (*PIBm*) que permita incorporar al modelo la restricción presupuestaria que delimita la capacidad de consumo de la economía. En este caso se ha considerado el Producto Interior Bruto mundial. Y en segundo, el precio de las exportaciones que en comparación con los precios internacionales determinará la capacidad de competir en los mercados exteriores. A efectos de nuestro trabajo hemos supuesto que las elasticidades precio son homogéneas y hemos considerado un índice de competitividad que se construye como el cociente entre el precio de las exportaciones rusas y el precio de los bienes producidos en el resto del mundo, expresados en la misma moneda (*PR*).

Asimismo, se prueba la inclusión de otra variable (la renta del área exportadora (*PIBru*) que informa de la capacidad de absorción de la propia economía sobre los productos de exportación.

El modelo descrito puede resumirse finalmente en la siguiente expresión:

$$Xru = \alpha u + \beta 1 PIBm + \beta 2 PRxru + \beta 3 PIBru + \mu ru \quad (3)$$

<sup>1</sup> Véase Goldstein y Khan (1985), Senhadji (1998), Emran y Shilpi (2010).

Al llevar a cabo la estimación de esta ecuación se espera que la demanda de exportaciones rusas que realiza el resto del mundo dependa positivamente del nivel de la renta exterior y, por otra parte, que los precios relativos y la renta de Rusia influyan negativamente sobre la cantidad demandada, puesto que, en el primer caso, un aumento del precio de las exportaciones mayor al de bienes producidos en el mercado interior en los países de destino de las exportaciones rusas provoca un encarecimiento relativo de las primeras y desincentiva su demanda y, en el segundo, un incremento en la demanda interna rusa provocado por un aumento en el consumo limita la cantidad destinada al mercado exterior, en especial la que corresponde a empresas que perciben los mercados internacionales no como un objetivo en sí mismo sino como un sustituto ante posibles limitaciones de sus ventas en su mercado nacional, circunstancia habitual en numerosas empresas no sólo en países emergentes sino incluso en los desarrollados.

La estructura teórica de la función de demanda de importaciones es idéntica a la arriba mencionada, cuyas principales variables explicativas serían, por una parte, una variable de actividad económica, para la cual se utiliza generalmente el PIB en precios constantes ( $PIBru$ ), y, por otra, igual que en el caso de las exportaciones una variable de competitividad que se construye como el cociente entre el precio de las importaciones y el precio de los productos domésticos ( $PRiru$ ) expresados en la misma moneda.

La ecuación que sintetiza la demanda de importaciones de Rusia de productos del resto del mundo es:

$$Iru = \alpha ru + \phi 1PIBru + \phi 2PRiru + \mu ru \quad (4)$$

Se espera de este análisis que incrementos de la actividad económica en Rusia, representada por el Producto Interior Bruto, provoquen incrementos positivos de las importaciones necesarias para mantener dicha actividad, así como que incrementos en los precios relativos provoquen un descenso de las mismas al encarecerse la producción exterior frente a la interior.

Todas las variables descritas se incorporan en el modelo en forma de logaritmos naturales para recoger adecuadamente el efecto de las variaciones en términos de elasticidades.

#### 4. EL PROBLEMA DE LOS DATOS

La Federación de Rusia en el último cuarto de siglo ha experimentado convulsiones políticas y económicas de singular importancia que se han trasladado a la información estadística de tal forma que muchas distorsiones no son el reflejo de perturbaciones económicas sino de acontecimientos exógenos al mismo desarrollo económico del país. Entre las múltiples dificultades que han acompañado el proceso de generación de las series correspondientes a las variables económicas consideradas hay que destacar, por un lado, la falta de la información estadística desagregada para las ex repúblicas de la Unión

Soviética en el período 1960-1989, lo que ha obligado a revisar para este artículo fuentes originales publicadas por el Comité Estatal de Estadística de la URSS. Por otro, casi todos los datos vienen expresados anualmente, lo que dificulta la elaboración de los índices de precios, sobre todo en las enlaces de las series de distintas fuentes. Dada la importancia que los datos utilizados tienen en todo trabajo econométrico, en este apartado se analizan algunos problemas estadísticos que han tenido que resolverse, dedicando una atención especial a los índices de precios del comercio exterior.

#### 4.1. PRODUCTO INTERIOR BRUTO

Para confeccionar la serie del Producto Interior Bruto se utilizaron las siguientes fuentes de la información estadística de la Unión Soviética: para el período 1960-1990, la publicación anual del Comité Estatal de Estadística de la antigua URSS llamado "Economía Nacional de la URSS"; para el período 1989-1992 el "Anuario Estadístico de Rusia"; y para los años 1992-2008 los datos proceden del *Internacional Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional (FMI), que coinciden con la información estadística del Servicio Federal de Estadística de Rusia. En estos dos últimos casos los datos vienen expresados en dólares corrientes. Para el período 1960-1990 ha sido necesario reconvertir previamente todos los valores a dólares empleando el tipo de cambio nominal del rublo frente al dólar, cuya serie también ha sido necesario reconstruir a partir de los datos del Banco Central Ruso, que ha publicado la serie mensual desde 1 de enero de 1924 hasta 24 de junio de 1992 y la serie diaria desde 25 de junio de 1992 hasta la actualidad. Para contrastar la fiabilidad de los datos del Comité Estatal Soviético de Estadística se ha cotejado la serie del PIB con la información disponible en *National Accounts Main Aggregates Database* de las Naciones Unidas. Para el tipo de cambio, además de la reconstrucción acometida, se ha cotejado la serie con la información disponible en *Internacional Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional.

El procedimiento seguido para la confección de las series es la retropolación<sup>2</sup>, que consiste en extender hacia atrás la serie nueva utilizando las tasas de crecimiento de la serie antigua. Intuitivamente, la idea es "elevar" la serie antigua de manera proporcionalmente uniforme, respetando su perfil temporal, hasta que coincidan con la serie nueva en el momento del enlace. Utilizando minúsculas para indicar que se está trabajando con logaritmos, la retropolación de  $Y_t$  tomando como referencia  $X_t$  vendría dada por:

$$\hat{y}_t^r = x_t + (y_T + x_T) = x_t + d_t \quad \text{para } t \leq T \quad (5)$$

<sup>2</sup> Con más detalle se puede consultar esta metodología en: Naciones Unidas (1993), EUROSTAT (1996), Blades (2000) y Hexeberg (2000).

de forma que la extensión de la serie enlaza con  $Y_t$  en el año  $T$  y conserva la tasa de crecimiento de la serie  $X_t$  para los años anteriores al punto de enlace, esto es,

$$\Delta \hat{y}_t^r = \Delta x_t \quad \text{para } t \leq T \quad \text{y} \quad \hat{y}_T^r = y_T \quad (6)$$

La hipótesis implícita en este caso es que el “error de medición” en la serie antigua,

$$d_t = y_t - x_t \quad (7)$$

es constante, es decir, que ya existía en el momento  $0$  y que su magnitud, medida en términos proporcionales, no ha variado con el paso del tiempo. Por lo tanto, para recuperar el valor “correcto” de la magnitud de interés, basta con añadir a la serie antigua (medida en logaritmos) la discrepancia proporcional observada en el momento del enlace,  $dt$ .

A la vista de lo anterior, para el primer período se utilizaron las tasas de variación de la URSS como aproximación a las de la Federación de Rusia entendiéndose que esta área era la determinante en la economía de la Unión Soviética.

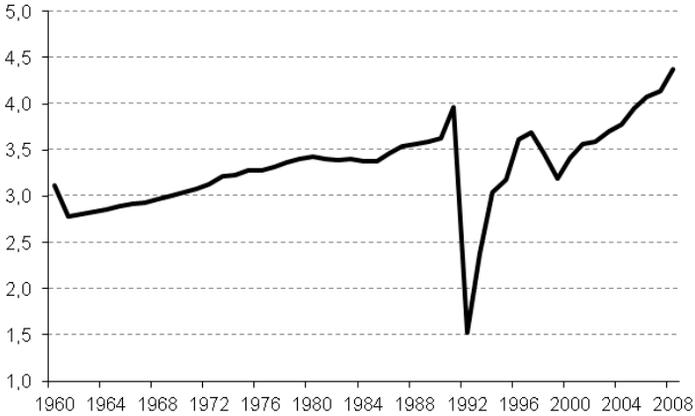
La serie elaborada del PIB está presentada en el Gráfico 7. Los datos se expresan en términos constantes y en escala logarítmica de forma que la pendiente equivale a la tasa de crecimiento<sup>3</sup>.

La evolución del Producto Nacional Bruto reflejada por el perfil del gráfico destaca dos etapas diferentes unidas por un descenso en los años 1990-1992 que puede ser explicado por la disolución de la Unión Soviética en diciembre de 1990 y la crisis posterior. La primera parte del gráfico (hasta 1990) tiene una suave tendencia creciente, bastante regular aunque mediocre en comparación con las tasas de crecimiento alcanzadas por otras economías con niveles similares de renta per cápita durante esa época, debida a las particularidades que conlleva la consecución de objetivos de una economía planificada. Sólo en los años 1988-1989 se detecta una ligera caída debida a la limitada ruptura que conllevaron las nuevas reformas económicas introducidas por M. Gorbachev. Después de la acentuación del grado de apertura al exterior y de la crisis posterior a la desintegración de la Unión Soviética se pueden considerar los años 1993-1997 como los años de la recuperación económica, que es interrumpida por el contagio a Rusia de la crisis nacida en 1997 en el Sudeste de Asia, cuyo impacto duró hasta el año 2000. Los años 2000-2003 fueron los años del ajuste económico tras esta última crisis y, por último, el período de 2004-2008 fue el período en que la economía rusa gozó de una situación

<sup>3</sup> Dada la notable magnitud del margen de variación de los datos en muchas de las series por los cambios estructurales acaecidos en la economía rusa, de aquí en adelante los gráficos de las mismas se presentan en escala logarítmica para facilitar su lectura.

económica favorable y relativamente estable que se caracterizó por el fuerte desarrollo de todos los sectores excepto la agricultura.

GRÁFICO 7: PRODUCTO INTERIOR BRUTO DE RUSIA, DÓLARES CONSTANTES, AÑO BASE 2000 (EN LOG)

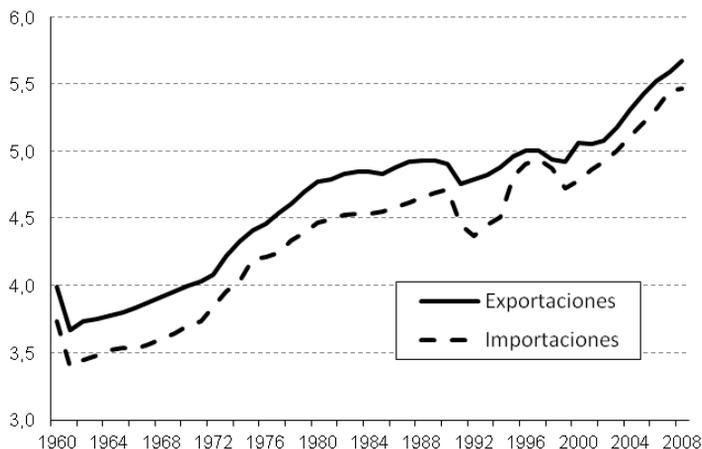


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de "Economía Nacional de la URSS, FMI y "Anuario Estadístico de Rusia".

#### 4.2. SERIES DE IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES

Los datos sobre importaciones y exportaciones de mercancías de la Unión Soviética que anualmente publicaba el Comité Estadístico de la Unión Soviética bajo el nombre de "El comercio exterior de la URSS", siempre a nivel desagregado y según una clasificación por grupos económicos, han sido la fuente estadística empleada en las estimaciones para el período de 1960-1990. La información ha sido cotejada con los datos disponibles de los anuarios estadísticos de la Organización Mundial de Comercio (OMC) correspondientes a este período. Para los años 1990-1994 la fuente ha sido el "Anuario Estadístico de Rusia" publicado por el ya llamado Servicio Federal de Estadística de Rusia con datos referidos únicamente a la Federación de Rusia. Los datos para los años 1992-2008 de la Federación de Rusia proceden del *International Trade Statistics Section, Economic Research and Statistics Division* de la OMC.

GRÁFICO 8: COMERCIO EXTERIOR DE RUSIA, DÓLARES CONSTANTES, AÑO BASE 2000 (EN LOG)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de "Comercio exterior de la URSS", "Anuario Estadístico de Rusia" y OMC.

Los problemas son los mismos a resolver a la hora de la construcción de la serie del PIB. El primer paso fue convertir los datos disponibles expresados en rublos corrientes a dólares empleando el tipo del cambio. Después, partiendo de la información más actual, se enlaza las series respetando las tasas de variación del período anterior.

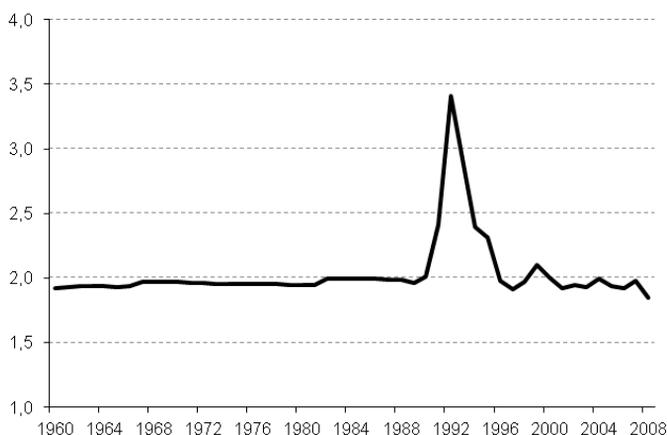
El Gráfico 8 presenta las series elaboradas de exportaciones e importaciones en términos constantes y en escala logarítmica. Como se observa el perfil de las dos series muestra diferentes fases que parecen responder a los hechos históricos en el comercio exterior ruso referidos en el apartado 2 del presente trabajo.

#### 4.3. ÍNDICE DE PRECIOS INDUSTRIALES

Si bien la técnica estadística empleada para construir esta serie fue la misma, aquí se presentó otra dificultad añadida, ya que los datos originales venían expresados en diferentes años base. Sin embargo, se evita el problema de extraer la parte correspondiente a la Federación de Rusia de la URSS, que ha sido necesario hacer para las otras series arriba mencionadas, ya que los precios eran iguales para todo el territorio de la Unión Soviética. La fuente estadística empleada para construir el índice de los precios industriales fue la publicación "Economía Nacional de la URSS" para los datos correspondientes a los precios industriales del período 1960-1979 con 1940 como año base. Para el

período 1975-1983 el año base fue 1965 y para 1980-1985 el año base fue 1980. La segunda fuente es la publicación anual “La URSS en números” para el período 1985-1990 en precios constantes de 1982. El período de 1990-1994 se estudia a partir de los datos provenientes del “Anuario Estadístico de Rusia” en variaciones de período sobre período y, finalmente, para el período 1994-2008 la fuente es *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional, correspondiente a la variación sobre el período anterior.

GRÁFICO 9: ÍNDICE DE PRECIOS INDUSTRIALES DE RUSIA, AÑO BASE 2000 (EN LOG)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de “Economía Nacional de la URSS”, “La URSS en números”, FMI y “Anuario Estadístico de Rusia”.

Para la elaboración de esta serie se siguió la recomendación del Ministerio de Economía sobre el enlace del IVU del comercio exterior con diferentes años base<sup>4</sup>. Como muestra el Gráfico 9, el índice de precios industriales sufrió una perturbación en los años 90-93, debida a la liberalización de precios después de la disolución de la URSS que tardó tres años en recuperar una relativa normalidad.

#### 4.4. OTROS AGREGADOS MACROECONÓMICOS

Las series empleadas en las estimaciones para el resto del mundo y correspondientes al Producto Interior Bruto, su deflactor, Exportaciones, Importaciones, Índices de valores unitarios de exportaciones e importaciones, Índice

<sup>4</sup> Véase Ministerio de Economía (2001).

de precios industriales e Índice de precios al consumo, etc., proceden del *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional, excepto la serie del tipo de cambio rublo frente al dólar que procede del Banco Central de Rusia.

#### 4.5. LOS ÍNDICES DE PRECIOS DEL COMERCIO EXTERIOR

La falta de índices de precios de importación y exportación ha sido, sin duda, la principal laguna estadística que ha tenido que abordarse en este trabajo. A continuación, se pasa a señalar cómo se elaboraron estos índices de precios, pues se trata de una variable clave tanto para las funciones de demanda de importaciones como para las de exportaciones.

Como en los casos anteriores se disponía de dos fuentes básicas de información estadística para la obtención de los índices de precios del comercio exterior (exportación e importación). El primero, la publicación anual “El comercio exterior de la URSS” para el período 1960-1990 y el segundo “El Anuario Estadístico de Rusia” para los años 1991-2008. Ambos contienen la información sobre las cantidades y valores de los productos exportados (importados) anualmente desagregados a 8 dígitos según la nomenclatura comercial. Para la URSS los datos vienen expresados en rublos corrientes por lo que para seguir con el cálculo fue necesario convertirlos en dólares. También hay que remarcar que no fue necesario extraer la información específica de la Federación de Rusia de la URSS dado que en todo el territorio los precios exteriores fueron los mismos. A efectos de comprobar la fiabilidad de las series elaboradas sólo se ha podido cotejar la información de los flujos comerciales en valores con las series publicadas por Feenstra *et al.* (2005) para el período 1962 -1983.

De todos los artículos recogidos se calculó el valor unitario correspondiente con el fin de analizar la evolución del mismo a lo largo del período 1960-2008. Esta fase del trabajo fue muy importante para poder determinar las partidas que deberían tenerse en cuenta para la elaboración de los índices. Debido a errores estadísticos fue necesario rechazar alguna de tales partidas, aunque la principal causa de exclusión fue la propia naturaleza del bien correspondiente, que por la excesiva aleatoriedad de sus flujos de comercio (vinculados, por ejemplo, a acuerdos estratégicos) introducían distorsiones en el conjunto del comercio exterior ruso. En este caso se encuentran, por ejemplo, las exportaciones de aviones, naves espaciales, etc. cuyos precios no se ajustan a una evolución general. El resultado de esta labor fue la selección de 500 partidas para la elaboración del índice de precios de exportaciones y 580 para el índice de precios de importaciones.

El paso siguiente consistió en elegir el año que iba a tomarse como base y fue elegido el año 2000 siguiendo dos criterios, el de corresponder a un período de cierta estabilidad económica y, a su vez, el estar próximo en el tiempo.

Como consecuencia de la elección del año base había una serie de partidas que quedaban total y definitivamente eliminadas del cálculo, ya que al estar manejando una serie temporal larga, el principal problema se refería a aquellas partidas que no siendo cero en el año base lo eran en cualquier otro año. Sobre todo en el caso de exportaciones, había muchas partidas que no entraban a formar parte del comercio ruso hasta años relativamente recientes y llegaban a tener una importancia apreciable dentro del mismo. Con el fin de no perder estas partidas y lograr que los números índices fuesen recogiendo en cada momento los artículos que se van incorporando con creciente importancia en las importaciones y exportaciones, se decidió construir dos tipos diferentes de números índices: unos con base fija y otros con base móvil.

Los índices de Paasche y Laspeyres son utilizados frecuentemente, pero por lo general ofrecen diferentes resultados que se debe a la diferencia en los pesos. No se puede decir qué fórmula es precisa o mejor; cada una de ellas es significativa ya que tiene una interpretación económica simple.

Como es bien conocido la fórmula del índice de Laspeyres por agregación ponderada con pesos de cantidad es:

$$IL = \frac{\sum P_{it} Q_{io}}{\sum P_{io} Q_{it}} \quad (8)$$

y la de Paasche:

$$IP = \frac{\sum P_{it} Q_{it}}{\sum P_{io} Q_{it}} \quad (9)$$

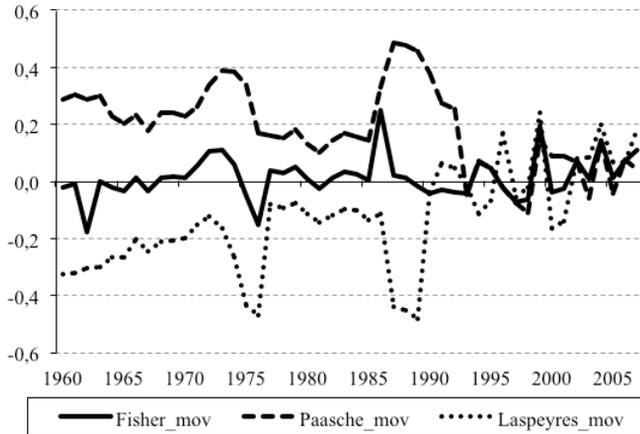
donde  $P_{it}$  y  $P_{io}$  - los precios de un producto en el período dado y en el período base,  $Q_{it}$  y  $Q_{io}$  - cantidades de un producto en el período dado y en el período base.

Además de los cuatro tipos de índices anteriores se calcularon también los índices de Fisher correspondientes, ya que este índice de precios es la media geométrica de los números índices de Laspeyres y de Paasche y satisface los criterios de inversión temporal y de inversión de factores, lo que confiere una cierta ventaja teórica sobre otros números índices. Se expresa de la siguiente manera:

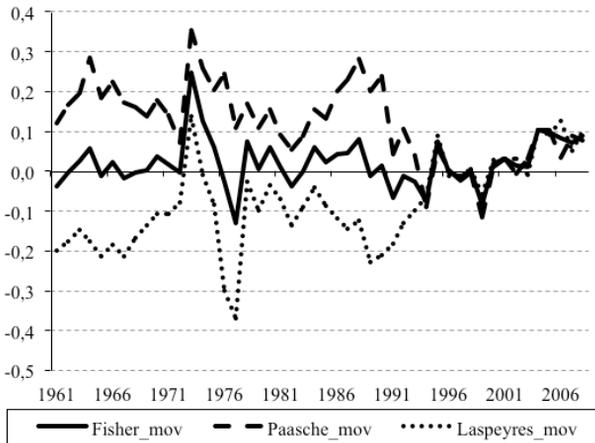
$$IF = \sqrt{IL_{t_0(i)} IP_{t_0(i)}} \quad (10)$$

donde  $IL$  - índice de Laspeyres y  $IP$  - índice de Paasche.

GRÁFICO 10: ÍNDICES DE PRECIOS DEL COMERCIO EXTERIOR, AÑO BASE 2000 (EN LOG).  
ÍNDICE DE PRECIO DE EXPORTACIONES



ÍNDICE DE PRECIO DE IMPORTACIONES



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de “Comercio exterior de la URSS” y “Anuario Estadístico de Rusia”.

Parece conveniente señalar que todos los índices de precios, incluso el llamado índice “ideal” de Fisher, tienen sesgos que inevitablemente hay que aceptar a la hora de su utilización y algo parecido ocurre con la elección entre



la base fija o móvil. Para su uso en las ecuaciones se decidió emplear los índices de Fisher con base móvil ya que el empleo de índices con base fija, que excluye los productos con zeros en algún año, haría que quedasen fuera de los mismos artículos muy importantes en el comercio exterior, desvirtuando por lo tanto el sentido de la variable precio relativo.

En el Gráfico 10 están presentados los índices de precios de exportaciones e importaciones, respectivamente. Su evolución a lo largo del período, en términos generales, refleja aceptablemente la secuencia de las relaciones exteriores de la Federación de Rusia, con una tendencia a una tenue aceleración al alza de los precios de exportación y una estructura temporal similar en los precios de importación, aunque con perturbaciones importantes en los años 1972-1976 y 1990-1993.

## 5. RESULTADOS DE ESTIMACIÓN

El análisis estadístico previo a cualquier tipo de aplicación econométrica es imprescindible para tener la certeza de que los datos que se van a tratar han sido bien recopilados, que no hay errores en la elaboración, y que no se incluirán en el análisis posterior datos anómalos que podrían desvirtuar el correcto tratamiento de los mismos, y, en consecuencia, generar conclusiones posiblemente erróneas. De esta manera, interesa comprobar los estadísticos de cada variable ya que han sido confeccionadas por enlace entre diferentes fuentes estadísticas.

Para cumplir con el objetivo propuesto y acometer el examen de las series construidas se utilizó el programa TRAMO<sup>5</sup> que permite la identificación automática del modelo de regresión de la serie temporal, su estimación y predicción, así como la interpolación en caso de las observaciones perdidas, corrección de las series de los efectos de los años bisiestos, períodos festivos, etc. y la identificación automática de los valores anómalos. Los resultados obtenidos mediante este análisis facilitan a posteriori la elección y aplicación de las técnicas de estimación más adecuadas para cada caso en concreto.

Los resultados del análisis estadístico de las series, representados en el Cuadro 1 de los Anexos muestran un buen ajuste de todas series al modelo autorregresivo que el programa selecciona como más adecuado para cada una de las series, lo que confirman los diagnósticos, que son muy significativos estadísticamente. Los valores anómalos detectados no pueden ser rechazados ya que reflejan bien la realidad económica del país.

<sup>5</sup> Los programas Tramo/Seats (TRAMO - *Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers* y SETAS - *Signal Extration in ARIMA Time Series*) fueron elaborados por Augustin Maravall (Banco de España) y Victor Gómez (Ministerio de Economía y Hacienda de España) en 1996. Para más información se puede consultar: [http://www.bde.es/bde/es/secciones/servicios/Profesionales/Programas\\_estadi/Programas\\_estad\\_d9fa7f3710fd821.html](http://www.bde.es/bde/es/secciones/servicios/Profesionales/Programas_estadi/Programas_estad_d9fa7f3710fd821.html)

## 5.1. ORDEN DE INTEGRABILIDAD DE LAS SERIES

El estudio de la estacionariedad de las series temporales resulta estadísticamente fundamental ya que, por una parte, la misma afecta de forma decisiva al uso correcto de muchas de las distribuciones en las etapas del contraste y validación de los modelos econométricos y, por otra, se trata de evitar al máximo que la no estacionariedad de las variables guíe los resultados de las estimaciones de las relaciones que las unen, provocando la obtención de regresiones espurias.

Para contrastar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las series planteadas, con respecto a la hipótesis alternativa de estacionariedad se han utilizado el test de Dickey-Fuller Ampliado (1981) y el test de Phillips-Perron (1988). Mientras que el primero captura la estructura autorregresiva con la introducción de retardos de la variable independiente y es de corrección paramétrica de tal forma que la autocorrelación de los residuos queda corregida, el segundo corrige de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller (1979) haciéndolos compatibles con la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en el término de la perturbación y cuya diferencia principal con el anterior es la no existencia de términos de diferencias retardadas.

También se ha contrastado la hipótesis nula de existencia de dos raíces unitarias frente a la alternativa de una única, para lo que se aplicó el mismo método sobre las variables en diferencias.

Se ha procedido con cada serie de la forma siguiente: en primer lugar, se contrasta la existencia de raíces unitarias en el modelo más general con constante y tendencia ( $\tau\tau$  en el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y  $Z(t\hat{\alpha})$  en el test de Phillips-Perron (PP)); en segundo lugar, dicho contraste se realiza sobre el modelo con sólo constante ( $\tau\mu$  - ADF y  $Z(t\hat{\alpha})$  - PP) y, finalmente, sobre el modelo más restrictivo, sin constante y sin tendencia ( $\tau$  y  $Z(t\hat{\alpha})$ , respectivamente).

Los resultados de estos contrastes están resumidos en los Cuadros 2 y 3, así como los gráficos de las variables en niveles y diferencias, están presentados en los Anexos.

De acuerdo con los resultados obtenidos se puede rechazar claramente la hipótesis nula de  $I(2)$  en todas las variables, excepto la serie del PIB del mundo ( $LPIBm$ ) que no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en el caso de no inclusión de constante ni tendencia. Por otro lado, no es posible rechazar la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria  $I(1)$  vs.  $I(0)$  en las variables salvo en tres excepciones. La serie de PIB de Rusia ( $LPIBru$ ) y la serie de los precios relativos de exportación ( $LPRxru$ ) rechazan al 5% la presencia de la raíz unitaria, la primera serie en el caso con constante y, la segunda, sin tendencia ni constante. Del mismo modo, la serie de precios relativos de importación también se puede rechazar al 5% en casos con constante y tendencia y sólo constante.

Por lo tanto, los resultados obtenidos a partir de los test de raíces unitarias confirman el análisis estadístico de las series del epígrafe anterior en el

que se han detectado las posibles rupturas en las series y teniendo en cuenta que el problema relacionado con los contrastes de raíces unitarias se acentúa cuando aparece la posibilidad de que existen rupturas o cortes estructurales en las series que pueden conducir a la aceptación errónea de la hipótesis de raíz unitaria y, en consecuencia, a rechazar de forma equivocada la existencia de estacionariedad en las series. Para evitar este problema y confirmar que las variables que han presentado problemas en los test anteriores son estacionarias en diferencias teniendo en cuenta la existencia de un posible cambio estructural, se emplea un método propuesto en Perron (1997) y Vogelsang y Perron (1998).

El procedimiento considerado en el presente análisis está basado en simples autorregresiones de la variable en las que se incluye la tendencia y otras variables ficticias. Los contrastes de raíces unitarias se construyen a partir de los valores del estadístico  $t$  para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a 1. De este modo, los modelos que se toman en consideración en nuestro análisis son de dos tipos; por una parte, los *additive outlier models* (AOM), cuya contrastación se realiza en dos etapas y que se corresponden con la presencia de cambios instantáneos en la serie. En forma opuesta, en los denominados *innovation outlier models* (IOM), la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa y detectan cambios en la serie que revisten un carácter gradual. A su vez, el análisis nos permitirá establecer hasta tres diferentes clases de cambios estructurales para cada tipo del modelo, mediante el uso de las correspondientes variables *dummy*: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la tendencia o ambos de forma simultánea.

Los resultados de estos contrastes se presentan en el Cuadro 4 de los Anexos y no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para las series del PIB del mundo y de los precios relativos de las exportaciones, tanto si se supone un modelo con cambio gradual en el nivel y la pendiente como si sólo se permite un cambio gradual en el nivel o en la pendiente. Por otra parte, se rechaza claramente (al 5%) la hipótesis nula de que la serie sea de orden uno para las series del PIB de Rusia y de los precios relativos de las importaciones en la mayoría de los modelos supuestos.

Finalmente, resumiendo los resultados obtenidos de todos los test utilizados es posible, por un lado, aceptar que las series de exportaciones, importaciones, el PIB del mundo y los precios relativos de las exportaciones son integradas de orden uno en niveles y son estacionarias en diferencias y, por otro, rechazar la hipótesis nula para las series del PIB de Rusia y de los precios relativos de las importaciones, admitiendo la estacionariedad en niveles en ambas series.

## 5.2. ANÁLISIS A LARGO PLAZO

La condición necesaria para que dos o más series estén cointegradas requiere que el residuo de la combinación lineal entre ellas sea de orden de integrabilidad inferior. El hecho de que alguna de las series que integra la fun-

ción de demanda de importaciones sea  $I(0)$  imposibilita la búsqueda de una relación de largo plazo entre estas variables.

En cambio, el contraste de la existencia de una relación de cointegración entre variables integradas en la ecuación de demanda de exportaciones, todas ellas de orden  $I(1)$ , se ha realizado dentro de un marco multivariante, mediante establecimiento de un sistema de ecuaciones interrelacionadas, evitando hacer supuestos sobre el carácter exógeno de las variables, de acuerdo con la metodología desarrollada por Johansen (1995).

La hipótesis nula a contrastar se refiere al número de vectores de cointegración ( $r$ ). La primera alternativa ( $H_0: r = 0$ ) contrasta la no cointegración entre las variables consideradas, en otros términos, que no existe una relación de equilibrio estable de largo plazo. Las siguientes verifican la existencia de cómo máximo  $r$  ( $r > 0$ ) vectores frente a la alternativa de al menos  $r + 1$ . En este trabajo la función de demanda de exportaciones de la Federación de Rusia incluye tres variables, por lo que el rango de cointegración será como máximo  $r = 2$ .

Como puede observarse, los resultados obtenidos permiten aceptar la existencia de dos vectores de cointegración. Desde el punto de vista económico, la presencia de estos dos vectores de cointegración puede resultar de difícil interpretación. Esta característica se deriva del hecho de que determinadas variables pueden estar estrechamente relacionadas a largo plazo. De acuerdo con Muscatelli (1992), será razonable utilizar únicamente aquel vector que tuviese algún sentido económico de acuerdo a su signo esperado y a su magnitud. No obstante, para identificar cada uno de los vectores se ha establecido una restricción sobre la matriz beta, donde  $\beta(1, 1) = 1$ . Por lo tanto, teniendo en cuenta ambos aspectos, la regresión objeto de análisis sería la correspondiente al primer vector (segundo panel del Cuadro 6 de los Anexos). Sustituyendo en la ecuación (1) la relación de largo plazo presenta la forma siguiente

$$X_{ru} = 1,83LPIB_m - 0,11LPR_{xru} \quad (11)$$

La elasticidad precio de la demanda de exportaciones de la Federación de Rusia frente al resto del mundo tiene el signo negativo esperado; sin embargo, en magnitud es muy inferior a la unidad (-0,11). La razón para esto se puede encontrar, por una parte, en que los precios revistieron una importancia limitada en el período correspondiente a la Unión Soviética, ya que el tipo de cambio oficial del dólar frente al rublo se mantuvo estable a lo largo de muchos años por el Banco Central Ruso y el gobierno intervenía directamente los precios compensando las diferencias con subvenciones directas; adicionalmente, el comercio exterior ruso se ha regido frecuentemente<sup>6</sup> por contratos a largo plazo (de 5 a 10 años) que imponen rigideces a los ajustes en precios.

<sup>6</sup> Aunque la tendencia al establecimiento de este tipo de acuerdos es decreciente, un ámbito en el que todavía hoy persisten es el del comercio de materias primas, sobre todo las energéticas, precisamente una parcela de especialización crítica de las exportaciones rusas.

También cabe destacar la importancia de los contratos gubernamentales entre países con afinidades políticas, llegando a practicar el trueque entre productos para evitar los precios (petróleo por azúcar).

En cuanto a la elasticidad renta de la demanda de exportaciones de Rusia al resto del mundo, presenta tanto el signo como el tamaño esperado, acorde con trabajos empíricos realizados para economías similares.

De hecho, como no se puede comparar con los resultados obtenidos en otros estudios sobre la Federación de Rusia (dado que, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, no se ha efectuado ninguno similar), parece relevante hacer algunas comparaciones con los trabajos realizados para otros países, con el fin evaluar mejor los resultados que hemos obtenido.

Como se puede observar en el Cuadro 7, donde se presentan algunos resultados obtenidos en estudios respecto a la función de demanda de exportaciones de diferentes países, el valor medio de la elasticidad renta se sitúa entre uno y dos para los países desarrollados (Bélgica, Francia, Alemania, Reino Unido, EE.UU, etc.) y el valor medio de la elasticidad precio oscila entre -0,08 en el caso de Reino Unido y -3,29 en el caso de Italia. Por tanto, en nuestro caso, identificamos para la economía rusa una elasticidad renta de las exportaciones en línea con los valores habituales, mientras, probablemente por los factores ya señalados, la elasticidad precio de las exportaciones se sitúa entre las menores dentro de la evidencia empírica establecida.

CUADRO 7: RESULTADOS DESTACABLES DE LOS ESTUDIOS SOBRE LA FUNCIÓN DE EXPORTACIÓN.

País	Tipo de flujo explicativo	Autores	Período	Elasticidades	
				Renta	Precio
Bélgica Francia Alemania Italia Países Bajos Reino Unido EE.UU.	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Goldstein y Khan (1978)	1955-1970	1,68 1,69 1,80 1,96 1,91 0,92 1,01	-1,57 -1,33 -0,83 -3,29 -2,72 -1,32 -2,32
Francia Alemania Italia Japón Reino Unido EE.UU.	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Amano <i>et al.</i> (1981)	1960-1980	-	-0,34 -0,29 -0,30 -0,81 -0,08 -0,31
Argentina China Italia Japón España Nigeria Turquía Reino Unido EE.UU. Suiza	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Senhadji y Montenegro (1999)	1960-1993	1,28 1,20 2,26 2,11 2,86 1,69 0,51 1,43 1,04 1,69	-0,24 -3,13 -0,14 -1,27 -0,18 -0,50 -4,72 -0,35 -0,73 -0,17

España	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Bonilla (1978) Mauleón (1986) Andrés <i>et al.</i> (1988) Fernández y Sebastián (1989) Alonso (1997) Doménech y Taguas (1997) Bajo y Montero (1995)	[1962-1994]	[0,82; 2,33]	[-0,25;-1,21]
	Exportaciones totales de bienes	Buisán y Gordo (1997)	1967-1995	1,80	-1,60
Mauritania	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Narayan y Narayan (2010)	1969-2008	1,27	-1,00
África del Sur	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Narayan y Narayan (2010)	1960-2005	1,65	-0,73
China (Corto plazo)	Exportaciones de bienes (desagregados a 6 dígitos)	Yao, Tian y Su (2013)	1992-2006	2,34	-0,65
Fuji	Exportaciones totales (bienes y servicios)	Narayan y Narayan (2004)	1970-1999	[0,7;0,8]	[-1,3;-1,5]

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, no se ha encontrado un efecto absorción significativo, lo que permite deducir que un incremento en el PIB de la Federación Rusa no provocaría una reducción sustancial en las exportaciones al resto del mundo. La justificación se puede encontrar, por una parte, en la relación comercial de Rusia con el exterior, caracterizada por una parte en el comercio del Estado en un período y el cambio en la composición de su comercio, que ha mantenido una prioridad en las exportaciones, fundamentalmente de materias primas, a efectos de conseguir las divisas necesarias para el abastecimiento de los productos de importación. En consecuencia, el efecto derivado del patrón de intercambio actual sobre los resultados es limitado. Asimismo, en estos años Rusia ha pasado de un régimen relativamente cerrado a integrarse en la economía de mercado con las implicaciones no sólo económicas sino también sociales y políticas que conlleva esta transformación.

## 6. CONCLUSIONES

El análisis de los factores que determinan los flujos del comercio internacional ha sido objeto de una amplia atención en la literatura económica mientras las fuentes de información han sido tradicionalmente muy abundantes y fiables, circunstancia que no acontece en el caso de la disponibilidad de las series críticas para la Federación de Rusia. Así, este artículo presenta un resumen del comportamiento del sector exterior de la Federación de Rusia para el período de 1960-2008 centrado en el intento de estimación de ecuaciones de

exportaciones e importaciones a partir de un esfuerzo metodológico sistemático para construir las series de datos requeridas.

Del estudio y el análisis de los datos públicos disponibles y de las nuevas series construidas en el trabajo se han derivado una serie de aportaciones, entre las que deben destacarse:

- La constatación de una transformación radical del comercio exterior de la Federación de Rusia, tanto en volúmenes como en orientación geográfica y estructura de exportaciones e importaciones, entre la etapa de economía planificada dentro de la Unión Soviética y la etapa de transición y adaptación creciente a los parámetros habituales de una economía de mercado (incluyendo la incorporación a la Organización Mundial de Comercio). Esa transformación radical tiene como rasgos distintivos unas relaciones comerciales cada vez más globales, intensificadas en especial con los países occidentales, y con unas exportaciones centradas de manera (preocupantemente) creciente en la venta de materias primas, en especial productos energéticos, mientras aumenta el peso de las importaciones de bienes manufacturados, en especial de consumo.
- La confección, a partir de las fuentes originales de la URSS, de la información de la Federación de Rusia y de las fuentes internacionales, de una base de datos del comercio exterior, de los precios de exportaciones e importaciones y de los índices de competitividad de la Federación de Rusia frente al resto del mundo.
- El estudio de las nuevas series construidas a través de la metodología econométrica adecuada, para determinar el orden de integrabilidad de las mismas, así como las relaciones de largo plazo que pudieran establecerse. Este estudio nos ha permitido establecer una función de demanda de exportaciones para la Federación de Rusia. La elasticidad renta estimada (1.83) está en consonancia con la evidencia empírica disponible para otros países, indicando la sensibilidad de las exportaciones rusas a los vaivenes del crecimiento económico mundial. Por otra parte, la elasticidad precio de las exportaciones de la Federación de Rusia, aun del signo esperado, es muy inferior a la unidad (-0,11), lo que implica que las variaciones en precios relativos se trasladan de manera muy limitada a la demanda de exportaciones, debido a las caracteres específicos del comercio exterior ruso (sea por la intervención estatal en la época soviética o la especialización en exportaciones energéticas actual). Finalmente, no se ha detectado influencia significativa de la evolución de la propia actividad rusa en las exportaciones del país.

Cabe subrayar nuevamente que el presente trabajo ha tenido cierta complejidad a la hora de recopilar y elaborar las series necesarias para seguir con la estimación de las funciones del comportamiento del comercio exterior, lo que pudiera haber generado algún sesgo, de signo no definido, en los resultados obtenidos. Los cambios políticos, sociales y económicos que se han producido en los últimos años en la Federación de Rusia nos obligan a considerar para el futuro la reformulación del modelo empleado, incluyendo la alternativa

de abordar el estudio del comercio exterior de la Federación de Rusia mediante datos de panel.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, J.A. (1997): "Funciones de comercio: Una nueva estimación", *Información Comercial Española*, 765, 55-69.
- Amano, A., Muruyama, A. y Yoshitomi, M. (1981): *A Tree-country Linkage Model*, Economic Planning Agency, Tokyo.
- Andrés, J., Dolado, J., Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (1988): "The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment", Dirección General de Planificación, SGPE-D-88001; en DRÈZE, J. y BEAN, C. (1990): *Europe's Unemployment Problem*, The MIT Press, Cambridge, 366-408.
- Bahmani-Oskooee, M. y Niroomand, F. (1998): "Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited", *Economics Letters*, 61, 101-109.
- Bahmani-Oskooee, M. y Alse, J. (1994): "Short-run versus Long-run Effects of Devaluation: Error-correction Modeling and Cointegration", *Eastern Economic Journal*, 20, 453-464.
- Bajo, O. y Montero, M. (1995): "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992", *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.
- Blades, D. (2000): "Maintaining Consistent Time-series of National Accounts," Taller conjunto ADB/ESCAP Rebased and Linking of National Accounts Series. Bangkok, Tailandia.
- Bonilla, J. M. (1978): "Funciones de importación y exportación para la economía española", *Estudios Económicos*, 14, Banco de España, Madrid.
- Buísan, A. y Gordo, E. (1997): "El sector exterior en España", *Estudios Económicos*, 60, Banco de España, Madrid.
- Cuadros, A., Cantavella, M., Fernández, I. y Suárez, C. (1999): "Relaciones comerciales Unión Europea – MERCOSUR: Modelización de una Función de Exportación", *Información Comercial Española*, 782, 47-56.
- Doménech, R. y Taguas, D. (1997): "Exportaciones de bienes y servicios en la economía española", *Moneda y Crédito*, 205, 13-44.
- De la Fuente, A. (2009): *Series enlazadas de algunos agregados económicos nacionales y regionales, 1955-2007*, Versión 2.1, Documentos de trabajo (D-2009-06), Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Presupuestos, septiembre de 2009.
- 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, 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Emran, M.S. y Shilpi, F. (2010): "Estimating an Import Demand Function in Developing Countries: A Structural Econometric Approach with Applications to India and Sri Lanka," *Review of International Economics*, 18(2), 307-319.

- Engle, R.F. y Granger, C.W. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 2, 251-276.
- EUROSTAT (1996): Comisión Europea, *Sistema Europeo de Cuentas SEC 1995*, Luxemburgo.
- Goldstein, M. y Khan, M.S. (1978): "the supply and demand for exports: A simultaneous approach", *Review of Economics and Statistics*, 60, 275-286.
- Goldstein, M. y Khan, M.S. (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade", en Jones, R.W. y Kenen, P.B. (Eds.), *Handbook of International Economics*, vol. II, North-Holland, Amsterdam.
- Feenstra, R. C., Lipsey E.R. Deng, H., Ma C. y Mo, H. (2005): "World Trade Flows: 1962-2000", *Working Papers 11040, National Bureau of Economic Research*, Cambridge.
- Fernández, I. y Sebastián, M. (1989): "El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones", *Moneda y Crédito*, 189, 31-73.
- Hexeberg, B. (2000): "Implementación del SCN 1993: Revisión Retrospectiva de los Datos de las Cuentas Nacionales," en UNSD, SNA News, N° 11, mayo.
- Hooper, P., Johnson, K. y Marquez, J. (2000): "Trade Elasticities for the G-7 Countries", *Princeton Studies in International Economics*, 87, 1-55.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press Incorporated, New York.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992): "Testing Structural Hipótesis in a Multivariate Cointegration Análisis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- MacKinnon, J.G. (1996): "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Marquez, J. y McNeilly, C. (1988): "Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries", *Review of Economics and Statistics*, 70, 306-314.
- Mauleón, I. (1986): "Una función de exportación para la economía española", *Investigaciones Económicas*, 10, 357-378.
- Ministerio de Economía (2001): "Metodología de los índices de valor unitario de comercio exterior. Base 1995", *D.G. de Política Económica, S.G. de Análisis Macroeconómico*, pág. 35.
- Muscattelli, V.A., Srinivasam, T.G. y Vines, D. (1992): "Demand and Supply Factors in the determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-correction Model for Hong Kong", *Economic Journal*, 102, 1467-1477.
- Naciones Unidas/Fondo Monetario Internacional/Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos/Comisión de las Comunidades Europeas/Banco Mundial (1993): *Sistema de Cuentas Nacionales*, Nueva York, Washington, D.C., París, Bruselas, Luxemburgo.

- Narayan, S. y Narayan, K. (2004): "Determinants of Demand for Fuji's Exports: An Empirical Investigation", *Developing Economies*, XLII (1), 95-112.
- Narayan, S. y Narayan, K. (2010): "Estimating Import and Export Demand Elasticities for Mauritius and South Africa", *Australian Economic Papers*, Blackwell Publishing Ltd/ University of Adelaide and Flinders University, September, 241-252.
- Ostry, J.D. y Rose, A.K. (1992): "An Empirical Evolution of the Macroeconomic Effects of Tariffs", *Journal of International Money and Finance*, 11, 63-79.
- Paiva, C. (2003): "Trade Elasticities and Market Expectation in Brazil", *IMF Working Paper*, n° 140.
- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further from a new Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- Perron, P. (1997): "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.
- Rose, A.K. (1991): "Does the Marshall-Lerner Condition Hold?", *Journal of International Economics*, 30, 301-316.
- Senhadji, A. (1998): "Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross Country Analysis", *IFM staff papers*, 45(2).
- Senhadji, A. y Montenegro, C. (1999): "Time-Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross Country Analysis", *IMF staff papers*, 46(3).
- Vogelsang, T. y Perron, P. (1998): "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *International Economic Review*, 39, 1073-1100.
- Yao, Z., Tian, F. y Su, Q. (2013): "Income and Price Elasticities of China's Exports", *China & World Economy*, 31(1), 91-106.
- Zhou, Y. y Dube, S. (2011): "Import Demand Functions: Evidence from CIBS", *Journal of Economic Development*, 36(4), 73-96.

ANEXOS.

CUADRO 1: ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LAS SERIES CONSTRUIDAS <sup>A,B,C</sup>.

Estadísticos	PIBru	Xru	lru	PRxru	PRiru	PIBm
	(1,1,0)					(0,1,1)
Modelo ARIMA	0,08*	(0,1,1)	(1,1,0)	(0,1,1)	(1,1,0)	
Indicadores de la bondad del ajuste:						
Error Estándar de los residuos	-4,74*	0,13*	0,17*	0,16*	0,15*	0,01*
BIC (Criterio de Información Bayesiana)		-3,92*	-3,30*	-5,97*	-3,56*	-8,62*
Diagnóstico de los residuos:						
Indicador de Normalidad	4,79*				0,53*	0,51*
Asimetría	-1,92*	2,09*	0,25*	1,03*	0,52*	-0,7*
Curtosis	1,04*		-0,39*	-0,69*	-0,51*	-0,14*
Q de Ljung Box	12,38*	-1,27*	-0,31*	0,74*	7,35*	6,49*
Q de Pierce	9,54*	-0,69*	8,73*	8,12*	12,42*	4,39*
8. Valor Anómalo	AO(1994) TC(1991) TC(1992) TC(1999) LS(1998)	AO(2000)	TC(1973) TC(1992)	AO(2000) TC(1991)	TC(1973) TC(1999) LS(1978) LS(1991)	-

Nota: a) \* Indica significatividad según los valores críticos:

Valores críticos:

Estadístico	Criterio de decisión
Error Estándar de los residuos	Menor posible
BIC (Criterio de Información Bayesiana)	Menor posible
Indicador de Normalidad	<6 (95% Chi cuadrado 2 gl)
Asimetría	Abs < 2*0,184
Curtosis	Abs < 3 + 2*0,365
Q de Ljung Box	Abs < 34 (95% valor Chi 22 gl)
Q de Pierce	Abs < 6 (95% valor Chi 2 gl)

b) Valores anómalos: AO – Outlier auditivo, TC – Cambio transitorio, LS – Cambio estructural.

c) Variables:

- PIBm - Producto Interior Bruto mundial
- PIBru - Producto Interior Bruto ruso
- Xru - Exportaciones
- Im - Importaciones
- PRxru - Precio relativo de las exportaciones
- PRiru - Precio relativo de las importaciones

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE DICKEY Y FULLER AMPLIADO (1981)<sup>A,B</sup>.

Variable	I(2) vs. I(1)			I(1) vs. I(0)		
	$\tau\tau$	$\tau\mu$	$\tau$	$\tau\tau$	$\tau\mu$	$\tau$
LXru	-6,88***	-6,74***	-5,71***	-1,08	-1,09	2,46
Llru	-6,91***	-6,79***	-6,18***	-1,11	-1,28	1,90
LPIBm	-4,93***	-4,49***	-0,90	-2,94	-2,33	3,36
LPIBru	-6,15***	-6,23***	-6,29***	-2,91	-2,95**	-0,05
LPRxru	-6,62***	-6,67***	-5,84***	-2,59	0,12	-2,30**
LPRiru	-5,28***	-5,34***	-5,14***	-3,68**	-3,38**	-0,34

Nota: a) \*, \*\* y \*\*\* indican significatividad a un nivel de confianza del 10%, 5% y 1% respectivamente.  
b) Los valores críticos de MacKinnon (1996) para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.

Valores críticos:

	10%	5%	1%
$\tau\tau$	-3,19	-3,52	-4,19
$\tau\mu$	-2,60	-2,93	-3,59
$\tau$	-1,61	-1,95	-2,62

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON (1988)<sup>A,B</sup>.

Variable	I(2) vs. I(1)			I(1) vs. I(0)		
	Z(t $\hat{a}$ )					
LXru	-6,88***	-6,75***	-5,79***	-1,04	-1,09	2,53
Llru	-6,97***	-6,79***	-6,2***	-1,07	-1,29	1,97
LPIBm	-4,77***	-4,42***	-0,95	-2,07	-2,63*	10,95
LPIBru	-7,23***	-7,29***	-7,42***	-2,94	-2,98**	0,20
LPRxru	-6,63***	-6,67***	-5,87***	-2,58	0,12	-2,33**
LPRiru	-5,09***	-5,19***	-5,31***	-2,60	-2,48	-0,23

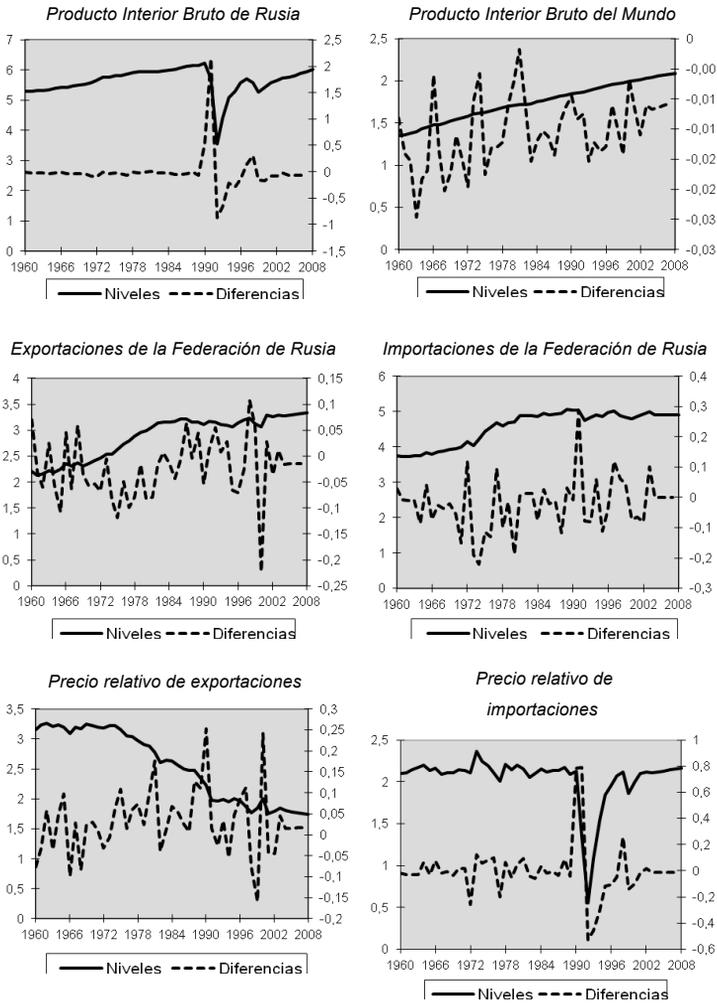
Nota: a) \*, \*\* y \*\*\* indican significatividad a un nivel de confianza del 10%, 5% y 1% respectivamente.  
b) Los contrastes de Phillips-Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto por Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos se han tomado de MacKinnon (1996).

Valores críticos:

	10%	5%	1%
Z(tâ)	-3,19	-3,52	-4,19
Z(tâ)	-2,60	-2,93	-3,59
Z(tâ)	-1,61	-1,95	-2,62

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO A1: VARIABLES DE LAS ECUACIONES DE DEMANDA. NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS



Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES PARA LAS VARIABLES CON TENDENCIA DE VOGELSANS Y PERRON (1998) y PERRON (1997)<sup>A,B,C</sup>.

Variable	Modelo	Tb	k	$\beta$	$\hat{a}$	$\hat{t}\hat{a}$
LPIBm	AOM - 1	1967	1	0,34 (92,3)	0,65	-4,18
	AOM - 2	1972	1	0,05 (59,8)	0,48	-4,27
	AOM - 3	1978	1	0,04 (64,4)	0,46	-4,75
	IOM - 1	1967	1	0,01 (4,37)	0,65	-4,46
	IOM - 2	1979	1	0,02 (4,56)	-1,14	-4,71
LPIBru	AOM - 3	1990	3	0,08 (5,63)	0,30	-6,37***
	IOM - 1	1990	5	0,19 (14,3)	-1,38	-16,25***
	IOM - 2	1990	4	0,16 (20,2)	0,70	-25,52***
LPRxru	AOM - 1	1987	0	-0,07 (-10,7)	0,68	-3,35
	AOM - 2	1999	0	-0,09 (-18,9)	0,80	-2,66
	AOM - 3	1988	0	-0,07 (-10,7)	0,69	-3,14
	IOM - 1	1987	0	-0,02 (-3,18)	0,68	-3,27
	IOM - 2	1988	0	-0,03 (-3,45)	-1,20	-3,04
LPRiru	AOM - 1	1990	1	0,02 (1,24)	0,54	-6,49***
	AOM - 3	1988	1	-0,01 (-0,01)	0,16	-7,82***
	IOM - 2	1990	5	-0,01 (-1,03)	-0,09	-12,54***

Nota: a) Los signos \*, \*\*, \*\*\* representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

b) Estadísticos t entre paréntesis.

c) Criterio de selección de t significativo: retardo máximo k = 5.

Modelos estimados:

Cambio en el nivel (AOM-1 y IOM-1):

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(Tb)t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

Cambio en nivel y la pendiente (AOM-2 y IOM-2):

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(Tb)t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

donde  $DU_t = 1(t > Tb)$ ,  $DT_t = 1(t > Tb)t$  y  $D(Tb)t = 1(t = Tb + 1)$ .

Cambio en la pendiente (AOM-3):

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$$



Los valores críticos provienen de:

Modelo	1%	5%	10%	Fuente
AOM - 1	-5,92	-5,20	-4,83	Vogelsang y Perron (1998), Tabla 1(a), T = 50
AOM - 2	-5,45	-4,83	-4,48	Perron (1997), Tabla 1(g), T = 100
AOM - 3	-6,17	-5,56	-5,21	Vogelsang y Perron (1998), Tabla 2(b), T = 50
IOM - 1	-5,92	-5,23	-4,92	Perron (1997), Tabla 1(a), T = 60
IOM - 2	-6,32	-5,59	-5,29	Perron (1997), Tabla 1(d), T = 70

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 5: TESTS DE COINTEGRACIÓN DE MÁXIMA VEROSIMILITUD SEGÚN JOHANSEN.

Número de vectores de cointegración, r	Test de la traza	Valores críticos	
		5%	1%
r = 0**	191,69	24,31	29,75
r < 1**	49,14	12,53	16,31
r < 2	3,86	3,84	3,51

Nota: Nivel de significatividad al que se rechaza la hipótesis nula, 5% (\*) y 1% (\*\*).

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 6: PARÁMETROS DE LARGO PLAZO.

Variables	Coeficientes normalizados		Signos esperados
	Vector 1	Vector 2	
LXru	-1	-1	
LPIBm	1,83	1,85	(+)
LPRxru	-0,11	0,12	(-)

Nota: n° de retardos, lags = 9. Tendencia no determinística en los datos.

Fuente: Elaboración propia.

