



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía  
Aplicada  
España

GALLEGO LÓPEZ, NURIA; LLANO VERDURAS, CARLOS; PÉREZ GARCÍA, JULIÁN  
Estimación de los flujos de transporte de mercancías interregionales trimestrales mediante técnicas de  
interpolación temporal  
Estudios de Economía Aplicada, vol. 28, núm. 3, 2010, pp. 1-38  
Asociación Internacional de Economía Aplicada  
Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30120334015>

- 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

## Estimación de los flujos de transporte de mercancías interregionales trimestrales mediante técnicas de interpolación temporal

NURIA GALLEGO LÓPEZ y CARLOS LLANO VERDURAS

*Departamento de Análisis Económico*

JULIÁN PÉREZ GARCÍA

*Departamento de Economía Aplicada*

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MADRID, ESPAÑA

e-mail: nuria.gallego@uam.es; carlos.llano@uam.es; julian.perez@uam.es

### RESUMEN

En el presente artículo se presenta la metodología y los resultados obtenidos en la trimestralización de los flujos de transporte de mercancías dentro de España. Partiendo de los datos anuales de movimientos de mercancías (1995-2007) según los principales modos de transporte disponibles en la base de datos C-interreg, se estiman los correspondientes vectores de movimientos de mercancías realizados con carácter intra e interregional en cada región con el Resto de España, medidas en unidades físicas (toneladas) para el periodo 1995.I-2009.II. Para ello se utilizan métodos de interpolación y extrapolación temporal de carácter univariante (Chow y Lin, 1971; Denton, 1971) y multivariante (Di Fonzo, 1990, 1994; Di Fonzo y Marini, 2003), aplicados sobre indicadores de alta frecuencia relativos a los movimientos de mercancías en España. Los resultados obtenidos son analizados en comparación con otros indicadores trimestrales de referencia, y la capacidad de predicción del método es evaluada mediante el MAPE para el último año con datos observados (2007).

*Palabras clave:* Comercio interregional, flujos de transporte, métodos de interpolación temporal, método chow-lin.

## Estimating Quarterly Interregional Commodity Transport Flows by Means of Temporal Interpolation Methods

### ABSTRACT

This article presents the methodology and results obtained in the estimation of quarterly interregional transport flows of goods within Spain. Based on annual data on interregional movements (1995-2007) by the main transport modes contained in the C-INTEREG database, we estimate the corresponding vectors for intraregional and interregional transport flows of each region with the Rest of Spain in physical units (tons) for the period 1995.I-2009.II. We use a combination of univariate (Chow y Lin, 1971; Denton, 1971) and multivariate (Di Fonzo, 1994; Di Fonzo y Marini, 2003) interpolation methods, which are applied to high-frequency indicators concerning the movement of goods in Spain. Then, the results are analyzed in comparison with other quarterly indicators, and the predictive accuracy of the models is evaluated by the MAPE for 2007, the last year with observed data.

*Keywords:* Interregional Trade, Transport Flows, Temporal Interpolation Methods, Chow-Lin Method.

Clasificación JEL: C15, C22, C43, M40, R12, F17.

Artículo recibido en febrero de 2010 y aceptado en octubre de 2010.

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. 28-28308.

## 1. INTRODUCCIÓN

En la mayor parte de los países existe más información sobre el comercio internacional que sobre el interregional. Esta circunstancia contrasta con uno de los hechos estilizados más visitados de la reciente literatura sobre comercio, tal y como es la presencia de importantes efectos frontera en la mayor parte de los países. Este fenómeno, descrito inicialmente por McCallum (1995), y desarrollado por diversos autores (Helliwell, 1996; Anderson y Van Wincoop, 2003; Chen, 2004; Okubo, 2004 entre otros), muestra cómo la mayor parte de los países mantienen relaciones comerciales mucho más intensas consigo mismos que con cualquier otro país de similares características y tamaño.

En el caso de España, aunque el mayor volumen del comercio interior ha quedado claramente constatado en todas las publicaciones existentes sobre la materia (Oliver, 1997; Pulido et al, 2001, Pulido y Llano, 2002; Oliver et al, 2003; Llano, 2004a, 2004b; Minondo, 2003; Gil et al, 2005; Requena y Llano, 2009), algunos trabajos recientes (Llano et al, 2008, 2009; Ghemawat et al, 2009, 2010) han podido detectar un lento pero progresivo cambio de patrón, según el cual el peso relativo del comercio internacional se estaría incrementando en los últimos años, traducándose en un adelgazamiento del efecto frontera, al menos en las comunidades autónomas más abiertas y dinámicas. Con el paso del tiempo, este proceso podría alterar la situación actual de compenetración de las estructuras productivas regionales, con los consecuentes cambios en la evolución sincrónica de los ciclos regionales.

El carácter dinámico del proceso y la importancia de sus posibles consecuencias, ponen de manifiesto la conveniencia de realizar un seguimiento más preciso de la evolución del comercio que cada comunidad autónoma mantiene con cada uno de los mercados (interior, resto de regiones y resto del mundo), no ya solo con un carácter anual sino incluso con una mayor periodicidad. Para ello es necesario disponer de indicadores de coyuntura adecuados, capaces de recoger la intensidad del comercio que cada comunidad mantiene con dichos mercados.

En la actualidad, aunque se dispone de información coyuntural acerca del comercio internacional y de algunos indicadores de producción y consumo regional, la información disponible acerca del comercio intrarregional e interregional con periodicidad inferior al año es casi inexistente. Ante la ausencia de encuestas trimestrales regionales sobre el destino de las ventas o el origen de las compras, y ante el elevado nivel de opacidad de la información fiscal acerca del comercio interregional, la principal fuente de información tiene que proceder necesariamente de los flujos de transporte de mercancías. Centrándonos en este tipo de información, los principales trabajos que han partido de los flujos de transporte de mercancías para estimar los flujos comerciales interregionales en España han puesto el énfasis en la estimación de los flujos anuales (Oliver et al, 2003; Llano, 2004a, 2004b; Llano et al, 2009). Por el contrario, los indicadores coyunturales sobre movimientos de mercancías son raramente incorporados en los análisis de coyuntura regionales, quedando relegados a publicaciones específicas del sector del transporte

(ver por ejemplo, el Anuario Estadístico del Ministerio de Fomento, o los informes periódicos de Puertos del Estado), ofreciendo una cobertura parcial de los diferentes modos de transporte existentes.

Con el objeto de avanzar en el conocimiento del comercio interior en el marco coyuntural, el presente artículo tiene como objetivo principal el plantear una metodología que permita estimar el comercio intrarregional e interregional de bienes al nivel trimestral en España. Más concretamente, en este artículo nos centramos específicamente en la estimación de los flujos de transporte de mercancías en unidades físicas (toneladas), dejando para futuros trabajos la trimestralización de los flujos en valor. Para ello, tomando como referencia los datos anuales sobre transporte de mercancías con carácter intrarregional e interregional de la base de datos del proyecto C-interreg ([www.c-interreg.es](http://www.c-interreg.es)), se han estimado los correspondientes vectores trimestrales del comercio intrarregional e interregional de bienes de cada región con el resto de España. La metodología utilizada entronca con los trabajos previos sobre interpolación temporal y estimación de magnitudes trimestrales, haciendo uso de algunos de los métodos de interpolación temporal univariantes (Chow y Lin, 1971; Denton, 1971) y multivariantes (Di Fonzo, 1990, 1994; Di Fonzo y Marini, 2003) más habituales en la literatura. Como se explica más adelante, la combinación de métodos de interpolación multivariantes y univariantes han permitido asegurar el cuadro temporal de las cifras obtenidas para cada tipo de flujo (suma de trimestres igual a los datos anuales de referencia) así como una coherencia transversal entre la suma total de los flujos de exportaciones y de importaciones interregionales. A través de la aplicación de esta metodología se obtiene, por primera vez en España, una colección de nuevos indicadores regionales trimestrales capaces de recoger la evolución de los movimientos interiores de mercancías con origen y destino en cada comunidad autónoma, plenamente coherentes con los datos anuales de la base de datos C-interreg, y por tanto, con las múltiples fuentes de información oficial que ésta toma como referencia. Con ello, se estaría generando una información novedosa y actualizada capaz de arrojar luz sobre la caja negra de las relaciones comerciales interregionales en el corto plazo, así como sobre sus posibles implicaciones en términos de la apertura de las regiones en un entorno crecientemente globalizado.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2, se explica la metodología utilizada en la estimación trimestral, haciendo una breve síntesis de los métodos estadísticos de interpolación temporal basados en indicadores, prestando una especial atención a los métodos de Chow y Lin y Denton. La sección 3 describe el proceso aplicado a la trimestralización de los flujos de transporte en unidades físicas (en Tm.). Posteriormente, en la Sección 4, se analizan los primeros resultados de la estimación y de la predicción, valorando la capacidad predictiva de los modelos utilizados. Finalmente, el documento termina con las correspondientes conclusiones y referencias bibliográficas.

## 2. MÉTODOS ESTADÍSTICOS DE INTERPOLACIÓN TEMPORAL<sup>1</sup>

Son muchos los modelos que se han formulado para obtener una serie de alta frecuencia a partir de otra de baja frecuencia. En la amplia literatura disponible sobre métodos de interpolación temporal (Sanz, 1981; Matea y Regil, 1994; Cavero et al, 1994, OCDE, 1996; Pons et al, 1997; Cabrer-Borrás y Pavía-Miralles, 1999; Pavía-Miralles, 2000; Quilis 2001a y 2001b; Pavía-Miralles et al, 2003; Pavía-Miralles y Cabrer-Borrás, 2007, entre otros), se describen procedimientos que van desde la pura extrapolación lineal hasta otros más complejos basados en indicadores y que permiten la satisfacción simultánea de múltiples restricciones temporales, sectoriales y territoriales. Por un lado, los métodos de interpolación temporal suelen clasificarse según la naturaleza más o menos automática del procedimiento y la utilización de información económica como referencia. Desde este punto de vista, se suele diferenciar entre métodos basados en técnicas estadísticas (Boot et al, 1967) y métodos basados en la utilización de indicadores económicos. Así mismo, los métodos pueden ser “univariantes” o “multivariantes” según contemplen la trimestralización individual o simultánea de la variable objetivo: por el lado de los métodos univariantes (Boot et al, 1967, Fernández, 1981, Chow y Lin, 1971, Litterman, 1983, Denton, 1971, Santos y Cardoso, 2001) el objetivo sería la estimación independiente de cada una de las series trimestrales compatibles con la misma serie en periodicidad anual, mientras que por el lado de los métodos multivariantes (Rossi, 1982; Di Fonzo 1990, 1994; Di Fonzo y Marini, 2003; Pavía-Miralles y Cabrer-Borrás, 2007), se buscaría la estimación simultánea de un conjunto de series trimestrales capaces de cumplir al mismo tiempo dos tipos de restricciones, una longitudinal y otra transversal.

Desde un punto de vista intuitivo, la estimación basada en indicadores plantea la estimación en alta frecuencia de la magnitud objetivo (dato trimestral que se quiere estimar), a partir de la evolución de un indicador (o conjunto de indicadores) disponible en alta frecuencia y que presentan una alta correlación con la magnitud objetivo en términos agregados (datos anuales conocidos). Con ello, se está asumiendo que los indicadores que tienen una evolución similar a la de la variable objetivo en términos anuales, también lo tendrán en términos trimestrales. Junto al problema de selección de los indicadores, los métodos de interpolación deben asegurar que la magnitud objetivo estimada en alta frecuencia sea compatible (por agregación suma o media, por ejemplo), con los datos conocidos de la magnitud objetivo disponible en términos anuales. Por otro lado, será necesario asumir una serie de hipótesis acerca del comportamiento y reparto del término de error, pudiendo ser éste puramente aleatorio o venir determinado por una estructura estocástica que recoja el comportamiento no explicado por los indicadores.

De una manera más formal, la relación entre la variable objetivo y los indicadores en alta frecuencia puede ser expresada de la siguiente manera:

<sup>1</sup> Esta sección describe la formulación matemática de los métodos de interpolación utilizados. La sección está inspirada en algunos trabajos como: Quilis (2001b), Pavía-Miralles et al. (2003).

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad [1]$$

Donde  $y_t$  se refiere a la variable objetivo en alta frecuencia, en nuestro caso trimestral, no observable,  $\beta$  representa un vector de parámetros desconocidos,  $x_t$  corresponde a los indicadores observables en alta frecuencia y donde  $u_t$  supone una perturbación cuya estructura puede asumir múltiples formas.

A partir de aquí, los distintos métodos univariantes de interpolación tratarán de estimar la variable objetivo en alta frecuencia,  $y = (y_1, \dots, y_n)$ , partiendo de la propia variable objetivo en baja,  $Y = (Y_1, \dots, Y_N)$ , y de los  $p$  indicadores  $x = (x_1, \dots, x_n)$  de dimensión  $n = 4N$ , donde  $n$  es el número total de trimestres y  $N$  el número de años, verificando la restricción longitudinal. Cuando se impone el cumplimiento de la restricción longitudinal (ecuación 2), se hace referencia al objetivo de garantizar que la suma, o promedio, de los cuatro trimestres de un mismo año coincida con el valor anual de la serie objeto.

$$\sum_{t=1}^n \hat{y}_{t,T} = Y_T \quad [2]$$

Con los métodos multivariantes de interpolación se podría añadir una restricción adicional a la longitudinal, ya que ésta únicamente garantiza que el flujo comercial trimestral de cada comunidad autónoma coincida con su agregado anual, sin considerar la interacción que pueda existir entre éstas. Mediante el enfoque multivariante se estaría hablando de añadir a la estimación una restricción transversal, con la que se consigue controlar el agregado trimestral de las distintas variables objetivo. En nuestro trabajo, esto supone que las exportaciones trimestrales interregionales deben coincidir con las importaciones interregionales.

## 2.1. El Método Univariante de Chow y Lin y algunas propuestas alternativas<sup>2</sup>

Dentro de los métodos univariantes de interpolación basados en indicadores, los de Chow y Lin (1971)<sup>3</sup> y Litterman (1983) son los más conocidos y utilizados, mientras que el de Fernández (1981) se limita más al caso concreto en que la variable objetivo se encuentre en una frecuencia mayor a la anual (por ejemplo, para pasar de una serie trimestral a otra mensual). Como veremos, la diferencia entre los tres métodos radica en los supuestos que asumen cada uno de ellos sobre el comportamiento del residuo de alta frecuencia. Es decir, mientras que la estimación paramétrica de estos tres métodos de interpolación es común —siguen el mismo proceso

<sup>2</sup> Con la intención de mostrar los principales procedimientos de interpolación univariantes se han introducido, junto con la metodología empleada por Chow y Lin, los propuestos por Litterman (1983) y Fernández (1981). Todos estos métodos han sido ampliamente desarrollados por otros autores (Quilis, 2001b).

<sup>3</sup> El método de Chow-Lin es el utilizado en el INE para la elaboración de la Contabilidad Nacional Trimestral de España (INE, 1993).

propuesto por Chow y Lin— se diferencian en la forma de modelizar el residuo y llevar a cabo su reparto, por tanto difieren en la especificación de la matriz de varianzas y covarianzas residual en la aplicación de mínimos cuadrados generalizados. Antes de entrar en más detalle, es importante recalcar que las hipótesis sobre el comportamiento de los residuos se refieren a los datos de alta frecuencia, que son precisamente los no observables, pese a que su observación surge de los datos en baja frecuencia.

Dada la mayor relevancia que el método propuesto por Chow y Lin tiene en nuestro trabajo, se analizará con cierto detalle su método de estimación paramétrica. Posteriormente, se expondrán más brevemente las extensiones desarrolladas por Litterman y Fernández a partir de éste.

El método de interpolación propuesto por Chow y Lin (1971), toma como referencia el supuesto de que se puede formular un modelo en alta frecuencia que recoge la relación entre la matriz de  $p$  indicadores y la serie trimestral inobservable (ecuación 1), sujeta a la restricción longitudinal (ecuación 2). De tal forma que, mediante la agregación de los indicadores, a través de la premultiplicación de la matriz de agregación temporal  $C$  (ecuación 3), se obtiene el modelo anual (ecuación 4), que sí puede ser estimado.

$$C = I_N \otimes c = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \quad [3]$$

La matriz de agregación temporal  $C$  permite la transformación de una serie de alta frecuencia en otra de baja. Donde  $I_N$  es la matriz identidad,  $N$  representa el número de años que recoge la variable objetivo,  $\otimes$  se refiere al producto tensorial de Kronecker y  $c = [1, 1, 1, 1]$  es el vector de agregación por suma.

Una vez agregado el modelo inicial, nos encontramos ahora con un modelo que relaciona la serie anual  $Y$  con el indicador agregado  $X$ :

$$Y = X\beta + U \quad [4]$$

En el caso de que el término de error  $U$  no sea ruido blanco, la estimación se deberá realizar por máxima verosimilitud (MV) o por mínimos cuadrados generalizados (MCG).

Donde la matriz de varianzas y covarianzas asociada al término de error tiene la forma:

$$V = CvC' \quad [5]$$

Siendo  $v$  la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación trimestral. Será precisamente la estructura de esta matriz  $v$  la que marcará la diferencia básica entre los distintos métodos de trimestralización univariante que habitualmente se utilizan

en la literatura. El método de Chow y Lin, por ejemplo, supuso que ésta respondía a un proceso propio de un autorregresivo de orden uno. Igualmente sugirió la posibilidad de encontrarnos ante una perturbación ruido blanco de media cero y varianza constante.

Formalmente, la consideración del error como un autorregresivo de orden uno, determinará que la perturbación  $u$  tome la siguiente forma:

$$u_t = \theta u_{t-1} + a_t \text{ donde } |\theta| < 1 \quad \forall t \quad [6]$$

Donde  $a_t$  es un ruido blanco de media cero y varianza constante.

Siendo la matriz de varianzas y covarianzas del error trimestral:

$$v = \frac{\sigma^2}{(1-\rho^2)} v(\rho) \quad [7]$$

Donde  $v(\rho)$  es una matriz con la forma:

$$v(\rho) = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \dots & \rho^{n-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad [8]$$

En la estimación de los parámetros, Chow y Lin propusieron un estimador lineal, insesgado y de varianza mínima (ELIO), que satisface la restricción longitudinal [2] y que a la vez es compatible con el modelo de alta frecuencia que se estableció inicialmente [1]. Donde la expresión con la que estiman los parámetros viene condicionada por la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria propuesta, de la forma:

$$\hat{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1}(X'V^{-1}Y) \quad [9]$$

La estimación de los residuos en baja frecuencia se obtiene a partir de la siguiente diferencia:

$$\hat{U} = Y - \hat{\beta}X \quad [10]$$

En su reparto se tiene en cuenta la estructura dinámica que siguen. De acuerdo con la propuesta metodológica sugerida por Chow y Lin la estimación de los residuos en alta frecuencia vendría dada por un proceso autorregresivo AR(1) [6] y su cálculo sería de la forma:

$$u = vC'V^{-1}U \quad [11]$$



Como se ha comentado anteriormente, diversos autores han propuesto otras alternativas a la hora de establecer el proceso generador de los residuos. A continuación se describen brevemente las propuestas de Litterman (1983) y Fernández (1981).

Litterman propone una perturbación estocástica con un comportamiento propio de un paseo aleatorio markoviano, siendo el valor actual del error igual al del año anterior más un error en la estimación, que a su vez sigue un proceso de media móvil MA(1).

$$\begin{aligned} u_t &= u_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= a_t + \theta a_{t-1} \end{aligned} \quad [12]$$

Siendo  $a_t$  un ruido blanco de media cero y varianza constante.

El método de interpolación propuesto por Fernández parte de la hipótesis de que el residuo se comporta como un paseo aleatorio de la forma:

$$u_t = u_{t-1} + a_t \quad [13]$$

Siendo  $a_t$  un ruido blanco de media cero y varianza constante.

Todos los procedimientos de trimestralización que se han expuesto son válidos. La elección y uso de cada uno de ellos depende de los resultados obtenidos en el análisis del residuo anual. Dado que en nuestro caso se trata de un ejercicio de trimestralización, el método de Fernández queda descartado. Por otro lado, los resultados obtenidos en el proceso de análisis residual han aconsejado el uso de la especificación propuesta por Chow y Lin frente a la de Litterman.

## 2.2. El Método Multivariante de Di Fonzo

La extensión al contexto multivariante que realizó Di Fonzo (1990, 1994), a partir del modelo univariante de Denton (1971), está diseñada para la descomposición simultánea de varias series temporales, permitiendo incluir una restricción adicional a la longitudinal [2], que hace referencia a la relación transversal de las series. Concretamente, dicha restricción permite que la agregación transversal de los resultados para las distintas series tome un valor previamente fijado por el investigador. Esta metodología es habitual en la estimación de valores cuya coherencia debe cumplir una relación contable, como es en nuestro trabajo el hecho de que, para cada año y para cada trimestre, la suma de las importaciones interregionales deba coincidir con la suma de las exportaciones interregionales.

La metodología desarrollada por Di Fonzo, además de tener en cuenta la restricción temporal [2], permite el cumplimiento de la restricción transversal [14] en la estimación del modelo de interpolación [1].

$$\sum_{j=1}^J \hat{y}_{j,t,T} = Z_{t,T} \quad [14]$$

Donde  $j$  muestra el número total de variables que se interpolan conjuntamente,  $t$  se refiere al trimestre y  $T$  hace referencia al año. Así el elemento  $Z_{t,T}$  denota el valor de la restricción para el trimestre  $t$  en el año  $T$ .

Según lo expuesto, la restricción transversal está formada por un vector en alta frecuencia de la forma  $Z_{t,T} = [z_{1,t}, z_{2,t}, z_{3,t}, z_{4,t}, \dots, z_{n,t}]$ , al que se debe ajustar el agregado de las estimaciones finales de todas las series ( $j$ ). Con la aplicación de esta metodología se obtienen una serie de vectores trimestrales que, por un lado, resultan congruentes con las series originales anuales (restricción longitudinal) y que, a la vez, satisfacen la restricción transversal impuesta mediante el elemento  $Z_{t,T}$ . Como veremos en el próximo apartado, la aplicación de este método multivariante a nuestro caso permitirá la estimación de una serie de vectores de exportaciones interregionales trimestrales para cada comunidad autónoma, que no sólo son compatibles con las series anuales de comercio interregional de cada una de las regiones por separado, sino que además asegura que la suma de las exportaciones interregionales con origen en todas las comunidades en cada trimestre coincide con la suma de todas las importaciones interregionales del mismo trimestre.

### 3. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN DE LOS FLUJOS TRIMESTRALES DE TRANSPORTE DE MERCANCÍAS

Partiendo de las experiencias nacionales e internacionales de trimestralización de series regionales anuales, en este trabajo se procede a la trimestralización de los flujos anuales de mercancías que se han producido en España a partir de 1995, y que han sido estimados previamente en el marco del Proyecto C-intereg (ver el Anexo para una breve descripción de las características de dicha base de datos). Por motivos de disponibilidad de datos, el trabajo se centra en la trimestralización de los flujos intrarregionales e interregionales totales al nivel de comunidad autónoma (cada comunidad frente al resto de España), sin que, por el momento, se puedan disponer de los flujos trimestrales bilaterales, por tipos de productos o modos de transporte. Como ya se ha comentado en la introducción, en este trabajo nos centramos en un análisis detallado de los movimientos de mercancías en unidades físicas (Tm.). El ejercicio de trimestralización se ha centrado en el periodo 1995-2007 (para el que existen datos anuales sobre comercio intra e interregional para cada una de las comunidades) y ha incluido un ejercicio de predicción para el periodo 2008.I-2009.II (periodo máximo para el que se dispone de indicadores de alta frecuencia al cierre de este trabajo).

Antes de entrar a describir en detalle el procedimiento de trimestralización seguido, resulta conveniente recordar que en el comercio interregional español, las exportaciones con origen en las 17 comunidades autónomas solo pueden tener como posibles destinos las 17 comunidades autónomas. Consecuentemente, en cada periodo de tiempo, la suma de los flujos de salida (exportaciones interregionales) debe coincidir con la suma de los flujos de entrada (importaciones interregionales).

Esta propiedad, que se cumple en los datos anuales de la base de datos C-intereg, debe mantenerse también para las series que se pretenden estimar por métodos de interpolación para cada uno de los trimestres (restricción transversal), tanto en el periodo de interpolación (1995.I-2007.IV) como de extrapolación (2008.I-2009.II). Teniendo en cuenta esta particularidad de los datos, es conveniente advertir que los métodos univariantes de interpolación, aunque aseguran que la suma de los valores trimestrales estimados coincide con el dato anual de la serie original (restricción longitudinal), no serían capaces de mantener por sí mismos la segunda restricción transversal para cada trimestre. Por ello, la estimación de las series de comercio interregional trimestral ha exigido la utilización de un método multivariante (Di Fonzo, 1990, 1994) tal que permita imponer una segunda restricción transversal, con la que se consigue que —para cada uno de los trimestres— la suma de las importaciones interregionales recibidas por el conjunto de regiones coincida con la suma de las exportaciones interregionales emitidas por todas ellas.

Por estos motivos hemos optado por dividir el proceso de estimación en dos fases:

- 1) Primera fase: se realiza la estimación trimestral de los tres tipos de flujos de transporte de mercancías (intrarregionales e interregionales), bajo una metodología univariante (Chow y Lin, 1971) para el periodo completo 1995.I-2007.IV, con una predicción univariante para el periodo 2008.I-2009.IV. En esta fase se obtiene la *estimación final del flujo de exportaciones interregionales y del flujo intrarregional, ambos en  $T_m$* .
- 2) Segunda fase: mediante el llamado método multivariante de Denton (descrito en Di Fonzo, 1994 y Di Fonzo y Marini, 2003) se han estimado *las importaciones interregionales trimestrales definitivas*, utilizando como indicadores las importaciones interregionales obtenidas en la etapa anterior. La restricción transversal empleada ha sido el valor trimestral nacional de las exportaciones interregionales, es decir, la suma de las exportaciones interregionales de las comunidades autónomas para cada trimestre obtenidas en el paso anterior. Mediante este procedimiento, se obtienen unas nuevas importaciones trimestrales para cada comunidad, que cumplen la restricción longitudinal que aseguran su compatibilidad transversal con las exportaciones interregionales totales.

**TABLA 1**

Etapas del proceso de estimación del comercio trimestral de bienes.

**Fase I: interpolación y extrapolación de las exportaciones, importaciones y comercio intrarregional en Tm. mediante técnicas univariantes (Chow y Lin (1971))**

- a) *Selección de los indicadores trimestrales para cada comunidad autónoma.*
- b) *Análisis de los residuos anuales.*
- c) *Estimación de las series trimestrales.*

**Fase II: interpolación y extrapolación de las importaciones interregional en Tm. mediante la versión multivariante del método de Denton (Di Fonzo, 1994; Di Fonzo y Marini, 2003)**

Partiendo de la visión sintética descrita en la **Tabla 1**, pasamos a analizar en detalle cada uno de los pasos seguidos en la estimación de las series trimestrales de toneladas.

### **3.1. Selección de indicadores sobre transporte de mercancías para cada comunidad**

Las técnicas de interpolación temporal descritas en el apartado 2, exigen que los indicadores compartan una evolución temporal similar a la del flujo que se quiere trimestralizar. Este hecho va a determinar la selección de indicadores, ya que habrá que descartar variables con escasa variabilidad temporal como son todas las variables estructurales que habitualmente caracterizan el comercio de una región (población, nivel de producción y empleo, stock de infraestructuras, accesibilidad, etc.). Así mismo, el indicador deberá estar en la frecuencia a la que se pretende transformar la variable anual. Por último, tal y como se ha indicado en la introducción, uno de los objetivos de este trabajo es el de utilizar indicadores que estén relacionados con los flujos de transporte y la logística interna de las mercancías de producción y consumo interior. De esta manera se pretende evitar utilizar otros indicadores típicos del análisis coyuntural regional como el empleo, el consumo eléctrico, el consumo aparente de cemento, etc. De esta manera se pretende que los indicadores trimestrales que se obtengan puedan ser comparados con aquellos otros, sin riesgo de incurrir en problemas de multicolinealidad.

Con estas exigencias, se han buscado indicadores que pudieran tener un comportamiento parecido al de la serie anual<sup>4</sup> y estuvieran relacionadas con el movimiento

<sup>4</sup> La elección del indicador para cada comunidad se realiza de acuerdo a su comportamiento respecto a la variable anual, medido por su correlación en términos anuales. La agregación de las toneladas necesaria para calcular las correlaciones de los indicadores frente al flujo se realiza mediante suma de los datos trimestrales.

de mercancías. En este sentido, el objetivo sería poder disponer de un conjunto de indicadores capaces de explicar la evolución diferencial de los distintos modos de transporte utilizados en los desplazamientos interiores, con el objeto de atender a las situaciones específicas de cada región según su ubicación geográfica y especialización sectorial (Ej: regiones costeras, interiores o insulares; con o sin conexión aérea; con o sin presencia de sectores específicos, etc.). Así mismo, dado que el objetivo de la trimestralización contempla tres vectores para cada comunidad autónoma (exportaciones interregionales, importaciones interregionales y comercio intrarregional), se han buscado indicadores adecuados para cada uno de ellos. Nuestra atención se ha centrado especialmente en los indicadores disponibles acerca del movimiento de mercancías por carretera para el conjunto de España y de los flujos marítimos para el caso de Baleares. Como comentaremos en breve, el caso de Canarias ha recibido un tratamiento específico. La importancia del modo de transporte por carretera es evidente, debido a que más del 85% del comercio interregional de mercancías que se produce dentro de España utiliza este modo de transporte.

Adicionalmente, es importante tener en consideración que la finalidad última de las series trimestrales que aquí se estiman será la obtención de variables válidas para el análisis coyuntural regional. Por este motivo, aunque en teoría podrían existir más indicadores de movimiento de mercancías de los que se han seleccionado, su obtención y tratamiento ralentizaría notablemente el proceso de estimación, sin que se espere una mejoría notable de la estimación. De esta manera, por cuestiones de eficiencia en la gestión del proceso, se ha descartado la búsqueda y utilización de indicadores relativos al movimiento de mercancías por ferrocarril, barco y avión (no disponibles en abierto según las necesidades del presente artículo), salvo en los casos en los que los indicadores de carretera no están disponibles o no sean suficientemente significativos (caso de Canarias y Baleares exclusivamente). Así mismo, se han descartado otros indicadores existentes, como los relativos al tráfico de camiones para las principales autovías del país (aforos de la DGT recogidos también por el Ministerio de Fomento en su boletín estadístico), por tratarse de variables de flujo bi-direccional que no permiten identificar los verdaderos puntos de origen o destino de los trayectos. Más allá de estos potenciales indicadores, no se conocen otras series susceptibles de ser utilizadas como indicadores de movimiento de mercancías con carácter interregional con frecuencia trimestral o superior.

Una vez seleccionados los indicadores que cumplen estas características de disponibilidad y naturaleza ligada al movimiento de mercancías, se realiza una evaluación previa de su comportamiento en relación con los flujos de baja frecuencia. Para la evaluación del indicador de cada comunidad autónoma según el tipo de flujo (exportaciones e importaciones interregionales y el comercio intrarregional) se ha modelizado el efecto de éste sobre de la variable objetivo y se ha examinado la significatividad del indicador, el coeficiente de determinación y el Durbin Watson, ya que al tratarse de series temporales podría darse un problema de autocorrelación que debe ser tratado. A continuación se muestra de forma más detallada el origen y tratamiento del indicador seleccionado para cada uno de los flujos interregionales e intrarregionales de las comunidades autónomas españolas:

El primer indicador utilizado es el “volumen de mercancías transportadas por carretera” procedente de la **Encuesta Permanente de Transporte de Mercancías por Carretera (EPTMC)** del Ministerio de Fomento. Este indicador es publicado por el Ministerio con dos grados distintos de desagregación según el tamaño de la comunidad autónoma:

- Por un lado, el Ministerio de Fomento publica el volumen de mercancía movido trimestralmente intrarregional e interregionalmente (cifras totales, no bilaterales), por carretera, con origen y destino nacional, para las comunidades de mayor tamaño (Andalucía, Aragón, Castilla y León, Castilla la Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Comunidad de Madrid, Región de Murcia y País Vasco).
- Para el resto de comunidades autónomas (Asturias, Baleares, Canarias, Cantabria, Extremadura, Galicia, Navarra y La Rioja), se dispone del indicador de “Tráfico” (procedente también de la EPTMC) que recoge el volumen de mercancías (miles de Tm.) transportadas por carretera con destino nacional, sin separar entre flujos intra e interregionales de exportación e importación. Como consecuencia, en estos casos ha sido necesario separar el tráfico trimestral en flujos de salida, o entrada, asumiendo para ello las cuotas correspondientes a cada comunidad y año procedentes de los datos anuales de C-interreg.

En el caso de Canarias los indicadores han sido los flujos de comercio interregional publicados por la **Agencia Española de Administración Tributaria (AEAT)** acerca de los flujos comerciales entre las islas Canarias y la Península Ibérica. En relación a Baleares, donde no existe una información equivalente a la de Canarias, se han buscado indicadores alternativos al del movimiento por carretera con el objeto de modelizar los flujos interregionales (exportaciones e importaciones). Tras probar con indicadores de movimiento trimestrales de mercancías por avión de los aeropuertos de Ibiza, Menorca y Palma de Mallorca (Ministerio de Fomento), se comprobó que éste no era un buen indicador, al venir expresado como volumen total de tráfico, sin distinguir entre mercancías expedidas y recibidas con origen/destino nacional o internacional. Además, aunque la importancia del tráfico aéreo de mercancías en régimen de cabotaje en Baleares es superior al del resto de regiones, su dependencia con respecto al tráfico marítimo es muy superior. Por ello, se optó por la utilización del indicador trimestral de cargas y descargas del transporte de mercancías por vía marítima para las operaciones de cabotaje recogidas por la Autoridad Portuaria de Baleares (datos facilitados por **Puertos del Estado**), que mostraba mayores correlaciones con sus flujos de exportaciones e importaciones interregionales (en Tm.) de la base de datos C-interreg en términos anuales. Para una mayor claridad, la **Tabla 2** recoge los indicadores utilizados para cada una de las comunidades autónomas y tipo de flujo.

**TABLA 2**  
Indicadores utilizados para trimestralizar los flujos en Tm.

Comunidad Autónoma	Tipo de flujo(Tm.)		
	Exportaciones	Importaciones	Intrarregional
Andalucía Aragón Castilla y León Castilla-La Mancha Cataluña C. Valenciana Madrid Murcia País Vasco	EPTMC	EPTMC	EPTMC
Asturias Cantabria Extremadura Galicia Navarra La Rioja	Tráfico (EPTMC) Estimación Propia	Tráfico (EPTMC) Estimación Propia	Tráfico (EPTMC)
Baleares	Puertos del Estado	Puertos del Estado	Tráfico (EPTMC)
Canarias	AEAT-ISTAC	AEAT-ISTAC	Tráfico(EPTMC)

*Fuente:* Elaboración propia. Donde EPTMC indica que el indicador se encuentra desglosado en cargas, descargas e intrarregional. Para los flujos de Tráfico ha sido necesaria la estimación de los flujos de carga y descarga a partir del dato agregado. Ambos indicadores proceden de la EPTMC y son recogidos por el Boletín Estadístico del Ministerio de Fomento.

### 3.2. Análisis de los residuos<sup>5</sup>

Una vez verificada la alta correlación entre los indicadores y las variables objetivo en todas las regiones, se han estimado las regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), dando paso al análisis residual y a la comprobación de la eficiencia e insesgadez de dicho estimador. Ante un residuo *ruido blanco*, bastaría utilizar MCO. La trimestralización se logra aplicando los coeficientes estimados en el modelo anual a los datos del indicador en alta frecuencia más un reparto igualitario del residuo entre las estimaciones. Si por el contrario los residuos muestran

<sup>5</sup> Desde el punto de vista empírico, la aplicación de las técnicas aquí descritas al problema específico de la trimestralización de los flujos interregionales de mercancías se ha realizado a través de las rutinas programadas por Abad y Quilis (2004), y que están disponibles en la red para su uso (<http://www.ine.es/daco/daco42/daco4214/cbtc47.pdf>). En concreto, se ha trabajado con aquellas que permiten aplicar el método de Chow y Lin con el parámetro  $\rho$  fijo y optimizado, tanto usando estimaciones basadas en Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) como Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) y Máxima Verosimilitud (MV). Para la aplicación de la versión multivariante de Denton (propuesta por Di Fonzo, 1990 y 1994) se han utilizado las rutinas correspondientes al “*Denton multivariante*” también desarrolladas por Abad y Quilis (2004).

autocorrelación, los estimadores MCO dejarían de ser eficientes, debiéndose utilizar MCG o MV. En este caso el reparto trimestral del residuo anual se hará de acuerdo a la estructura específica de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo en alta frecuencia.

De una forma global, se ha analizado la bondad del ajuste de las regresiones entre la variable endógena y los indicadores mediante los coeficientes de determinación (**Tabla 7** en el Anexo). Así mismo, para el estudio de los residuos se ha recurrido a un análisis gráfico combinado con los resultados del test de Durbin Watson. En este primer análisis se han clasificado los residuos en tres grupos: el primero de ellos está compuesto por los residuos que son claramente ruido blanco; el segundo reúne los casos dudosos; mientras que el último grupo engloba los casos que parecen mostrar un comportamiento más cercado a un proceso autorregresivo. Sobre estos dos últimos grupos se ha hecho un segundo análisis, centrado en la estructura de sus correlogramas y en la significatividad del estadístico Q de Ljung-Box. Adicionalmente, con la intención de reafirmar las conclusiones a las que se han llegado en ambos análisis, se han contrastado regresiones autorregresivas de los residuos, de los grupos dos y tres. De este modo, se han considerado procesos autorregresivos aquéllos en los que tanto el estadístico de Ljung-Box como el parámetro autorregresivo del residuo se han mostrado significativos al 5%. De los resultados obtenidos (ver los resultados de las Tablas 8 y 9) se concluye que los flujos con un comportamiento propio de un proceso autorregresivo AR(1) son: las exportaciones interregionales de Canarias, las importaciones interregionales de Baleares y el comercio intrarregional de Andalucía, mientras que en el resto de casos los residuos siguen un proceso ruido blanco, no se ha detectado ningún proceso de meda móvil.

### 3.3. Estimación de las series trimestrales mediante los métodos de interpolación

Una vez determinado el comportamiento de los residuos, nos encontramos en disposición de poder aplicar la metodología más idónea de acuerdo a los distintos tipos de procesos. Para aquellos casos en los que el residuo anual se comportaba según un *ruido blanco*, se ha aplicado la metodología de Chow y Lin con parámetro  $\rho = 0$ . Dicho parámetro representa la autocorrelación de los residuos, de tal forma que el reparto del residuo se divide por igual entre los cuatro trimestres de cada año. Para el resto de casos, se ha utilizado el modelo Chow y Lin con ajuste automático del parámetro  $\rho$ , de tal manera que es el propio modelo el que estima este parámetro de acuerdo con los datos. En el caso de los **flujos intrarregionales**, Canarias ha requerido un trato especial, ante la presencia de un comportamiento atípico desde 2005 para ajustar la modelización a la presencia de un posible cambio estructural, introduciéndose una *dummy* que toma valor 1 para todos los trimestres del periodo 2005-2009, y cero en el resto de los casos.



## 4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

En este apartado se analizan los resultados obtenidos en la trimestralización de los flujos de transporte de mercancías anuales de la base de datos C-Intereg para el periodo 1995.I-2009.II. Por motivos de espacio, el análisis se centra en los datos agregados a nivel nacional<sup>6</sup>, así como en un breve análisis de los datos obtenidos para cada una de las comunidades autónomas. Este análisis se ha dividido en varios apartados: en primer lugar, se analizan los resultados obtenidos en la trimestralización de los flujos en unidades físicas y se comparan con la evolución de otras variables económicas de referencia como el VAB relativo a los sectores productores de bienes, el Índice de Producción Industrial (IPI) o el comercio internacional en toneladas (tanto el dato del VAB como del IPI se han obtenido del INE). A continuación, se analizan los resultados de la predicción y la bondad de la misma.

### 4.1. Análisis de las series trimestrales obtenidas

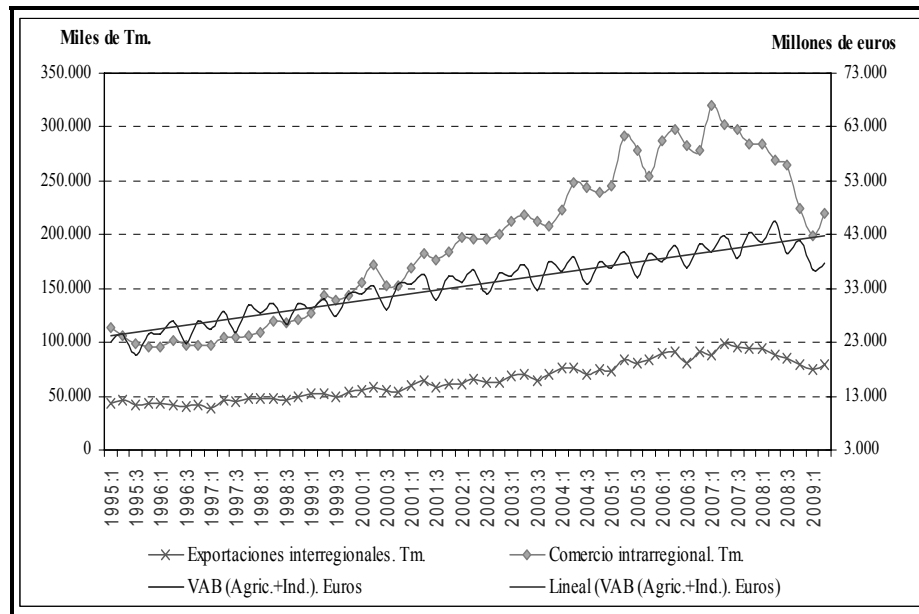
Tanto en el **Gráfico 1**, como en la **Tabla 3**, comparamos los resultados obtenidos en la trimestralización de los flujos totales de transporte en Tm., tomando como referencia el VAB nacional trimestral corriente a precios de mercado de los sectores de agricultura e industria<sup>7</sup>. Pese a las diferencias existentes en las unidades de medida, podemos observar cómo las series comparten un cierto comportamiento estacional. Así mismo, el análisis simple contenido en la **Tabla 3** muestra una alta correlación entre nuestras series y el VAB utilizado. Finalmente, queremos llamar la atención sobre el hecho de que los datos de predicción de nuestras series (2008.I-2009.II) han sido capaces de recoger los primeros meses de recesión experimentados por la economía española, y también recogidos por el VAB.

La elevada magnitud de los flujos intrarregionales en comparación a los interregionales (en Tm.) viene explicada por la tendencia a encontrar un gran volumen de movimientos de mercancías en un reducido radio de distancia. Este hecho, constatado periódicamente por la EPTMC (Encuesta Permanente de Transporte de Mercancías por Carretera, realizada por el Ministerio de Fomento), está muy condicionado por la diferente composición sectorial de los flujos intrarregionales e interregionales, y la fuerte concentración de mercancías pesadas y de bajo valor económico (construcción y energía) en los flujos intrarregionales.

<sup>6</sup> Nótese que la suma de exportaciones interregionales en cada trimestre coincide con el de las importaciones interregionales

<sup>7</sup> Ante la ausencia de una serie oficial completa de VAB en términos constantes, se toma como referencia el VAB corriente.

**GRÁFICO 1**  
Evolución trimestral de las exportaciones interregionales (miles de Tm.),  
y el VAB corriente (millones de euros) de agricultura e industria.  
Periodo 1995.I-2009.II.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

**TABLA 3**  
Matriz de correlaciones entre los vectores de comercio intrarregional e interregional total  
(en Toneladas) con el VAB corriente de agricultura e industria. 1995.I-2009.II.

	Exportaciones interregionales Tm.	Comercio intrarregional Tm.	Valor Añadido Bruto (€)*
Exportaciones interregionales Tm.	1	0.98	0.93
Comercio intrarregional Tm.		1	0.91
Valor Añadido Bruto (€)*			1

\* El VAB solo incluye los sectores de agricultura e industria.

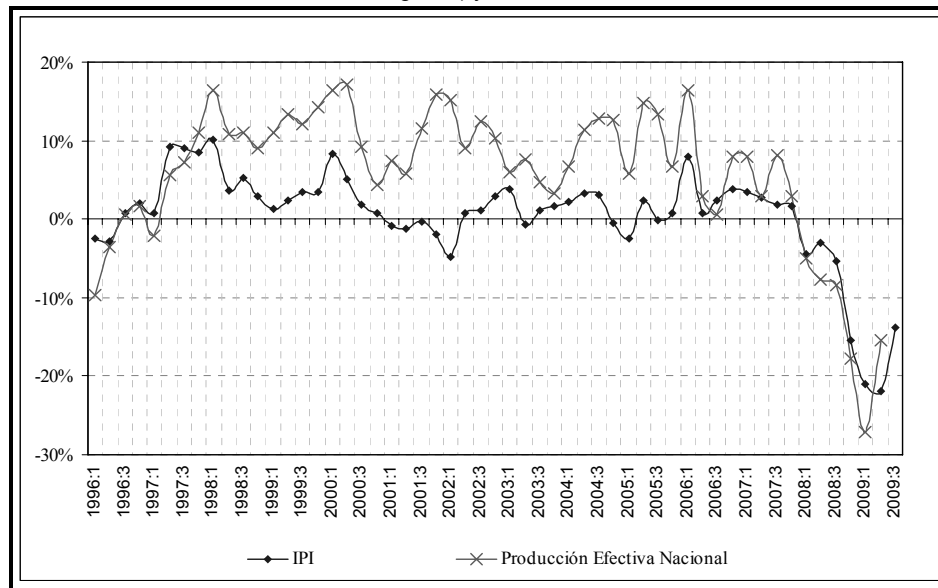
Fuente: Elaboración propia a partir de los flujos correspondientes de la estimación y datos de INE.

Para aportar un punto de referencia adicional no afectado por diferencias en las unidades de medida, se procede a comparar la evolución del comercio interior en

Tm. (intrarregional más interregional) con el Índice Producción Industrial (IPI), uno de los índices clásicos de medición de la actividad industrial no afectado por la evolución de los precios.

**GRÁFICO 2**

Evolución interanual del comercio interior (exportaciones interregionales + comercio intrarregional) y del IPI. 1995.I-2009.II.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de C-interreg y AEAT.

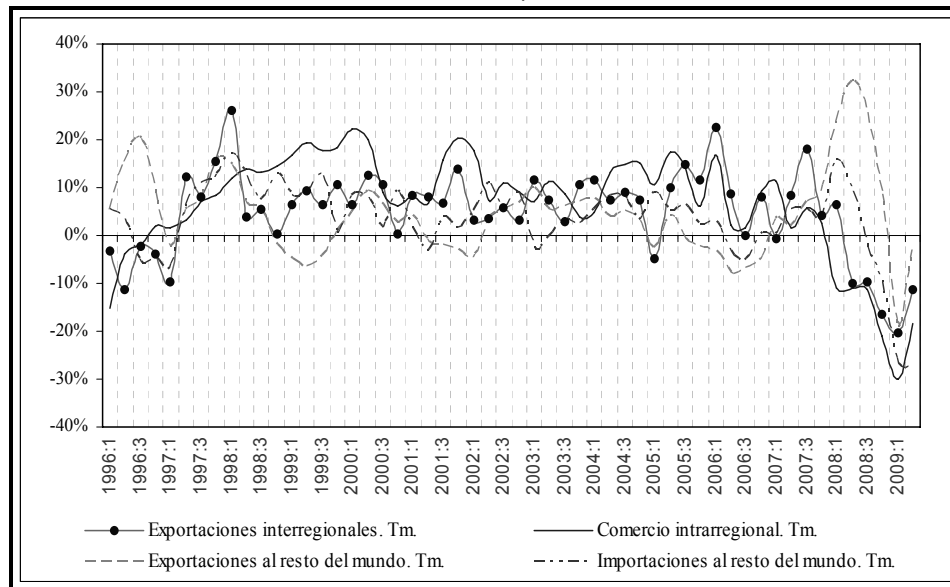
De una forma más desagregada se han comparado los flujos comerciales trimestrales estimados con sus análogos del comercio internacional, también medidos en unidades físicas. Así, tal y como muestra la **Tabla 4**, las correlaciones entre todos los vectores se encuentran entre el 74% y el 98%.

**TABLA 4**  
Correlaciones entre los flujos internacionales e interiores. 1995-2009II.

	Exportaciones interregionales	Exportaciones internacionales	Importaciones internacionales	Comercio intrarregional
Exportaciones interregionales	1	0.80	0.94	0.98
Exportaciones internacionales		1	0.81	0.74
Importaciones internacionales			1	0.95
Comercio intrarregional				1

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de A.E.AT.

**GRÁFICO 3**  
Evolución del comercio de bienes según categoría geográfica.  
Tasas de crecimiento interanuales a partir de los niveles en Tm.



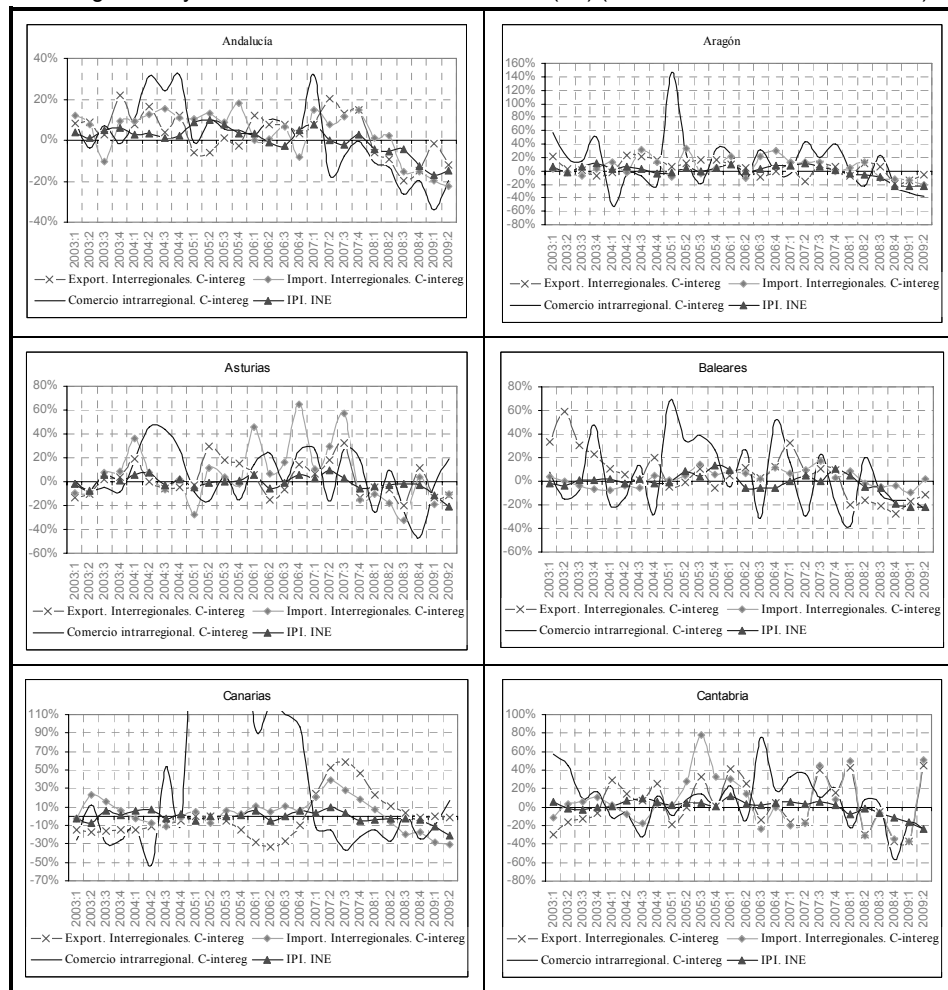
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de C-intereg y AEAT.

Adicionalmente, con el objeto de ofrecer un cierto detalle regional de los resultados obtenidos, el **Gráfico 4** ofrece en múltiples paneles la evolución de los movimientos interregionales de bienes (en Tm.) de cada una de las comunidades autónomas, en comparación con la de los correspondientes IPIs regionales. Tal y como se puede observar, en general existe una evolución relativamente sincrónica de

todos los indicadores incorporados. Más concretamente, todos ellos se muestran capaces de recoger la fuerte caída de la actividad y del comercio interior producida durante la crisis que actualmente vive la economía española y todas sus comunidades autónomas.

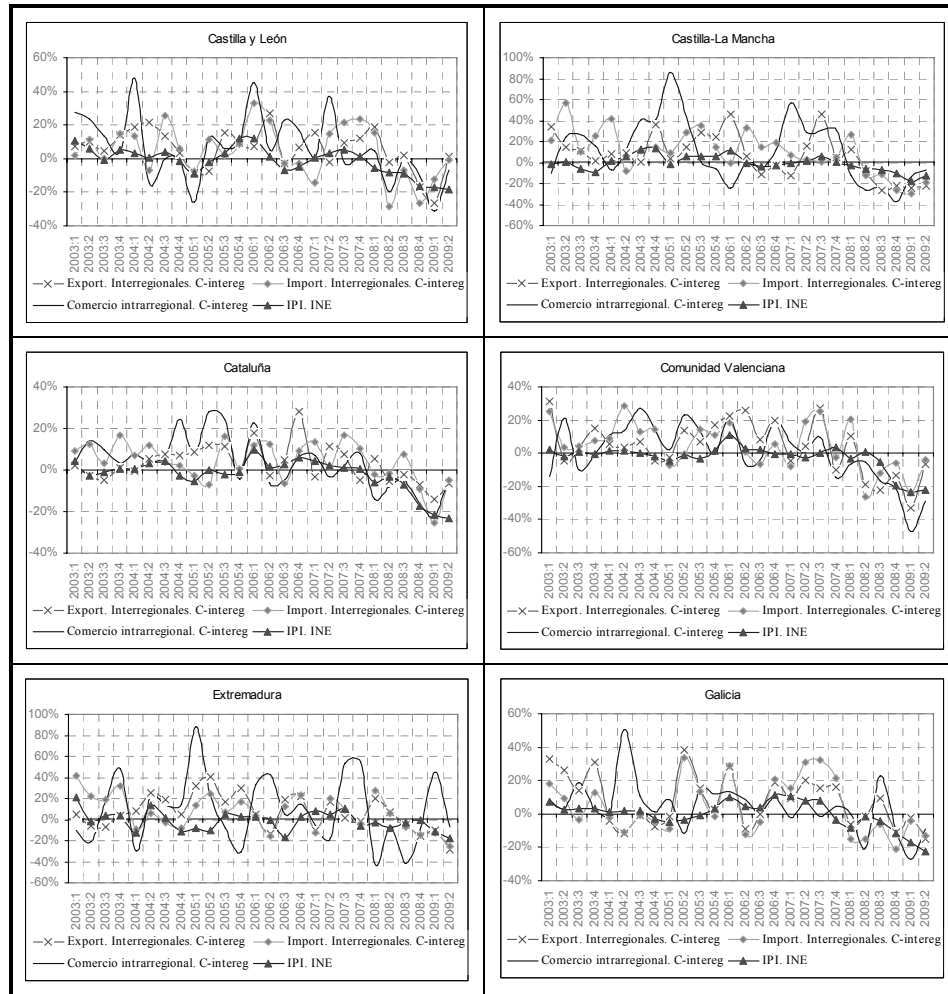
#### GRÁFICO 4

Evolución trimestral del comercio intrarregional, de las exportaciones e importaciones interregionales y del Índice de Producción Industrial (IPI) (Tasas trimestrales interanuales).



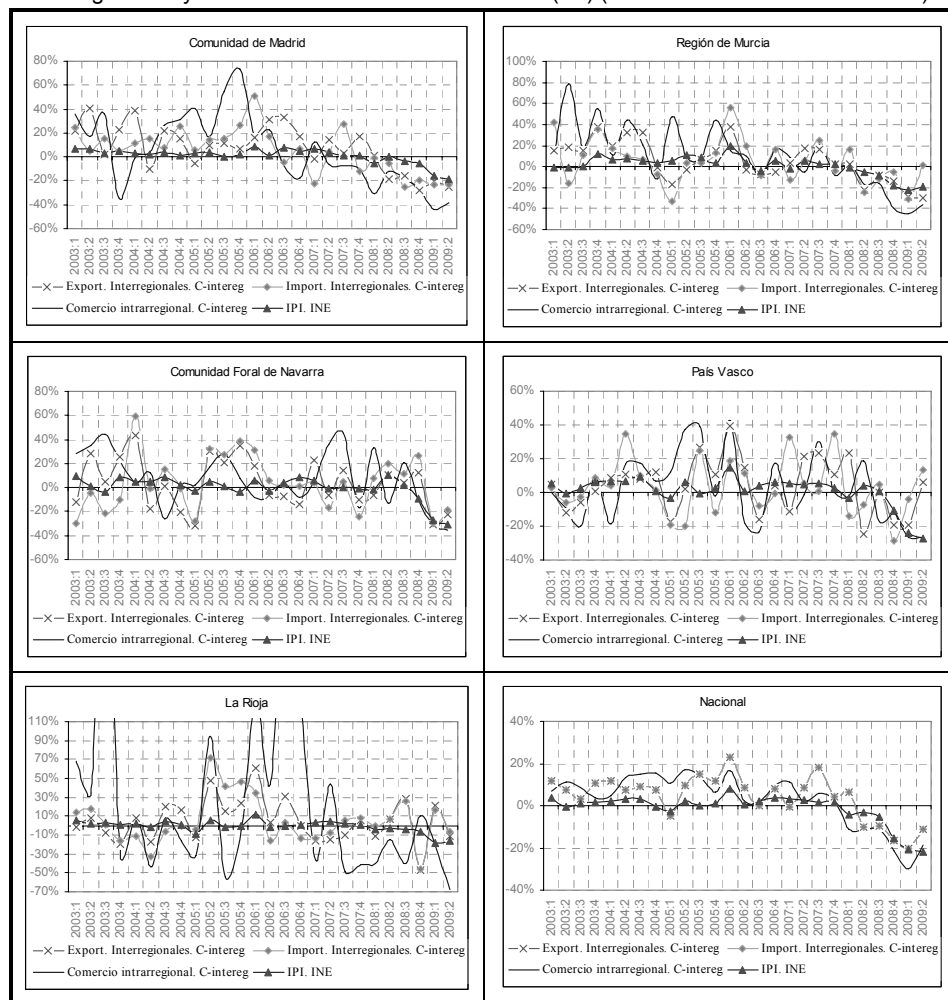
**GRÁFICO 4 (Continuación)**

Evolución trimestral del comercio intrarregional, de las exportaciones e importaciones interregionales y del Índice de Producción Industrial (IPI) (Tasas trimestrales interanuales).



**GRÁFICO 4 (Continuación)**

Evolución trimestral del comercio intrarregional, de las exportaciones e importaciones interregionales y del Índice de Producción Industrial (IPI) (Tasas trimestrales interanuales).

**4.2. Capacidad predictiva del modelo**

En este epígrafe se analizan los datos obtenidos a través del proceso de *extrapolación temporal (predicción)* seguido para obtener datos de transporte trimestral cuando no existen datos anuales de restricción. Este proceso parte de los modelos de *interpolación* estimados para la trimestralización de cada uno de los tres tipos de flujos (movimientos intrarregionales más exportaciones e importaciones interregionales).

Como ya se mencionó previamente, la estimación de las series trimestrales del comercio intra y exportaciones interregionales han sido obtenidas mediante técnicas univariantes (Chow y Lin), mientras que las importaciones han exigido la combinación de técnicas univariantes y multivariantes.

La principal diferencia entre la *extrapolación* y la *interpolación* radica en el hecho de que para la extrapolación no se dispone del dato anual de restricción de los tres tipos de flujos comerciales, por lo que los resultados de la aplicación de la metodología univariante no proporcionan un mismo dato anual (por agregación de los respectivos 4 trimestres) de las importaciones y de las exportaciones interregionales. De acuerdo con la metodología multivariante de Denton (descrita en Di Fonzo, 1994 y Di Fonzo y Marini, 2003) es necesario que exista dicha identidad entre exportaciones e importaciones interregionales del dato anual para poder aplicar la técnica multivariante utilizada en este trabajo. Como se ha comentado, esta exigencia solo está asegurada para el periodo de interpolación (1995.I-2007.IV) pero no para el de extrapolación (2008.I-2009.II), donde aun no hay cifra anual que actúe como restricción longitudinal. Con el objeto de que esta exigencia se cumpla también para el periodo de extrapolación (2008.I-2009.II), ha sido necesario transformar los datos de extrapolación obtenidos mediante técnicas univariantes (Fase I) para los flujos de importaciones anuales de cada comunidad autónoma, con el objeto de asegurar el cuadro longitudinal a escala anual entre dicha serie y la de las exportaciones en el tramo temporal en el que el dato anual es desconocido. Esta transformación se realiza multiplicando las importaciones interregionales obtenidas en esa Fase I para el periodo temporal, (2008.I-2009.II) por el cociente que suponen las exportaciones interregionales nacionales sobre las importaciones interregionales nacionales en esos años. Este procedimiento equivale a repartir proporcionalmente entre los trimestres de la primera estimación de las importaciones interregionales (Fase I) la diferencia entre el total de importaciones y de exportaciones a nivel anual en el periodo de extrapolación. De esta forma, se logra la identidad entre las exportaciones y las importaciones anuales interregionales necesaria para aplicar el procedimiento multivariante que logrará el cuadro transversal de las importaciones interregionales (Fase II), para el periodo de tiempo de la extrapolación (2008.I-2009.II).

En todos los casos, la estimación de los modelos univariantes se ha centrado en el periodo 1995-2007 con datos anuales de restricción. Así, la extrapolación temporal (predicción) se ha realizado para el periodo 2008.I-2009.II, obteniendo un dato adelantado para nueve trimestres, permitiendo la obtención de los flujos totales de transporte de mercancías para un año completo (2008) con más de un año de antelación a la fecha en la que estarían disponibles mediante el procedimiento habitual de estimación de la base de datos anual de C-interreg.

Con vistas a la valoración de la capacidad de predicción de los modelos en aquellos periodos en los que no hay dato anual de restricción, se ha procedido a re-estimar todos los modelos de trimestralización excluyendo el año 2007. De esta manera, se ha obtenido una predicción de datos trimestrales para el 2007, que una



vez anualizados, pueden ser comparados con los *datos efectivos* del 2007, que fueron estimados por el procedimiento completo (estimación abajo-arriba habitualmente utilizado en C-interreg). A través de dicha comparación, se puede valorar la capacidad predictiva de los modelos en un año conocido (2007), asumiendo un comportamiento similar para aquellos años (y para cada trimestre) para los que no se tiene punto de referencia (2008 y 2009).

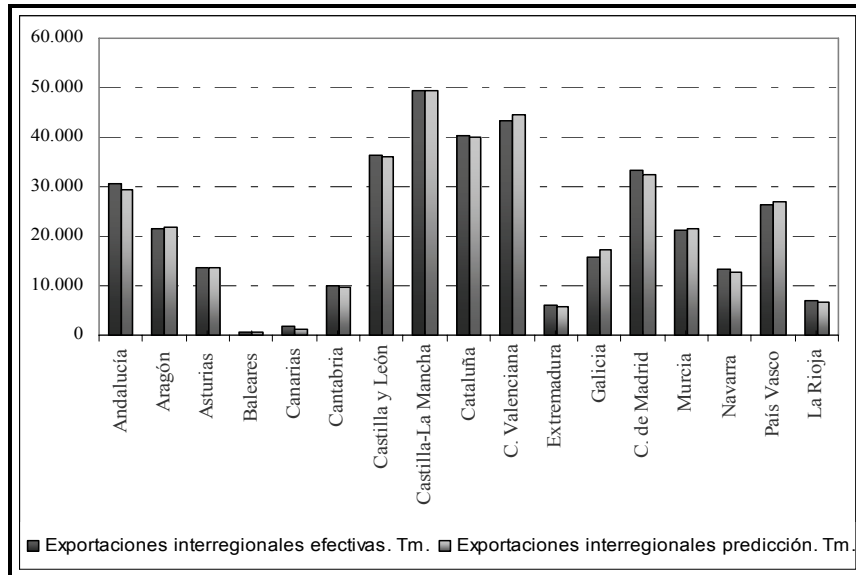
#### 4.3. Análisis gráfico de las predicciones del comercio interregional del 2007

En este epígrafe se muestran los resultados de lo que ha sido un doble ejercicio de predicción para el año 2007, año para el que se cuenta con datos “efectivos” de referencia. Por un lado, se han comparado los datos anuales del 2007 obtenidos mediante la predicción basada en los modelos de trimestralización estimados para el periodo 1995-2006 (sin incluir los datos anuales del 2007 como restricción temporal) con los “datos efectivos” del 2007 (datos anuales de C-interreg). Tal y como se aprecia en los **Gráficos 5, 6 y 7**, los niveles de comercio obtenidos a través de la predicción para el año 2007 resultan muy similares a los valores efectivos obtenidos en la estimación completa del dato anual realizada según la metodología de la base de datos C-interreg (ver Anexo para un resumen y Llano et al, 2010. 2009. 2008, para una descripción más detallada). Con ello, cabe suponer que la predicción de los datos anuales adelantados para el conjunto y para cada una de las comunidades puede ser bastante similar al dato que se obtendrá una vez que la estimación anual (ver descripción en el apartado 6.1 del Anexo) esté disponible.

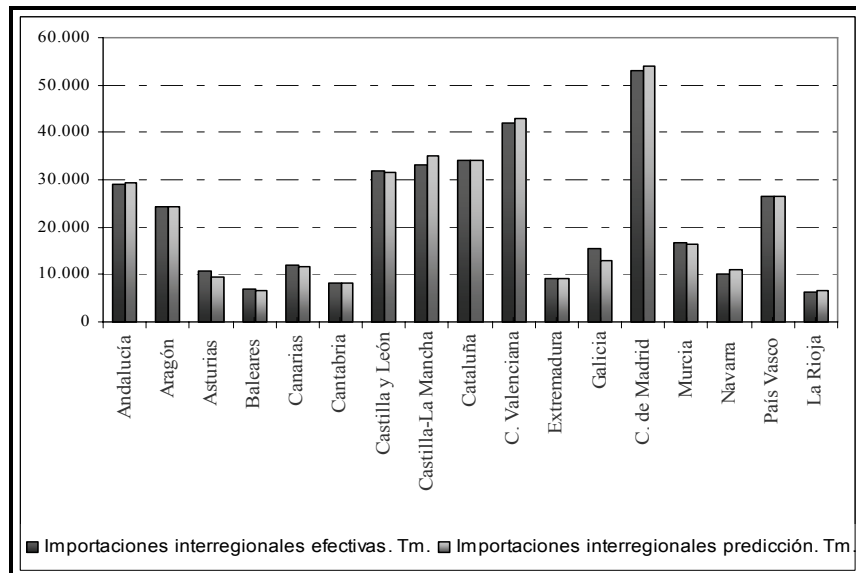
Adicionalmente, se comparan los datos trimestrales obtenidos para el 2007 mediante el ejercicio de predicción basado en los modelos de trimestralización estimados para el periodo 1995-2006 (excluidos los datos anuales del 2007 como restricción) y la serie trimestral que se obtiene en el ejercicio de interpolación cuando los modelos se estiman incluyendo el 2007. Como se puede comprobar en los **Gráficos 8, 9 y 10**, para cada año y comunidad, los niveles obtenidos a través de la predicción resultan muy similares a los obtenidos mediante la interpolación hasta el 2007. Este hecho apunta hacia un buen comportamiento de los modelos a la hora de predecir el dato trimestral cuando no existe restricción.

**GRÁFICO 5**

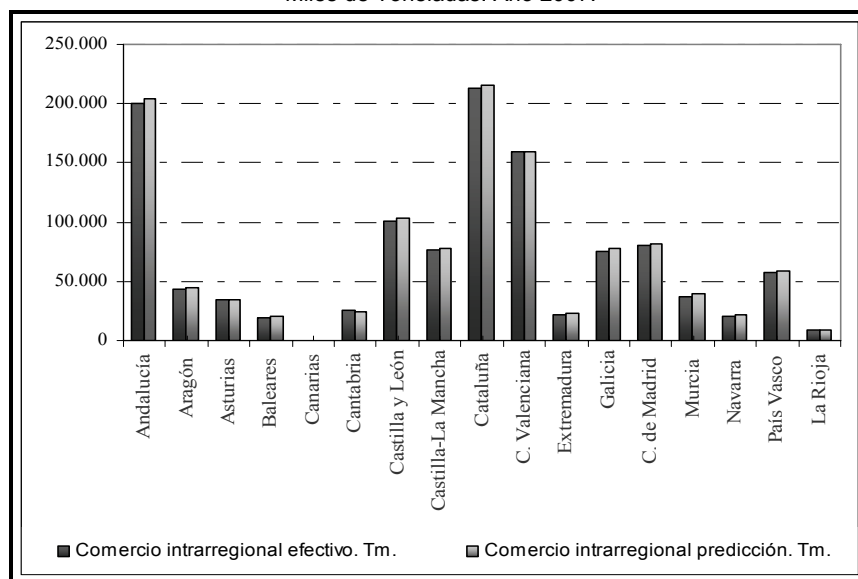
Valor efectivo y predicción de las exportaciones interregionales.  
Miles de Toneladas. Año 2007.

**GRÁFICO 6**

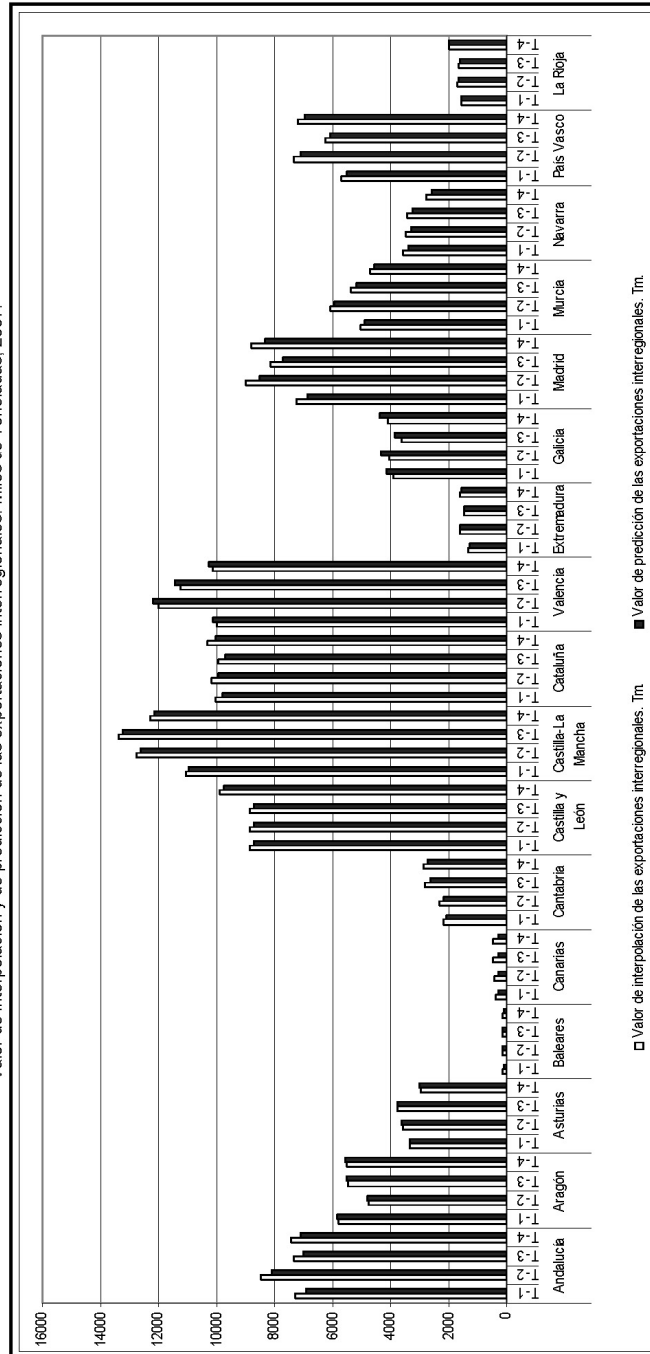
Valor efectivo y predicción de las importaciones interregionales.  
Miles de Toneladas. Año 2007.



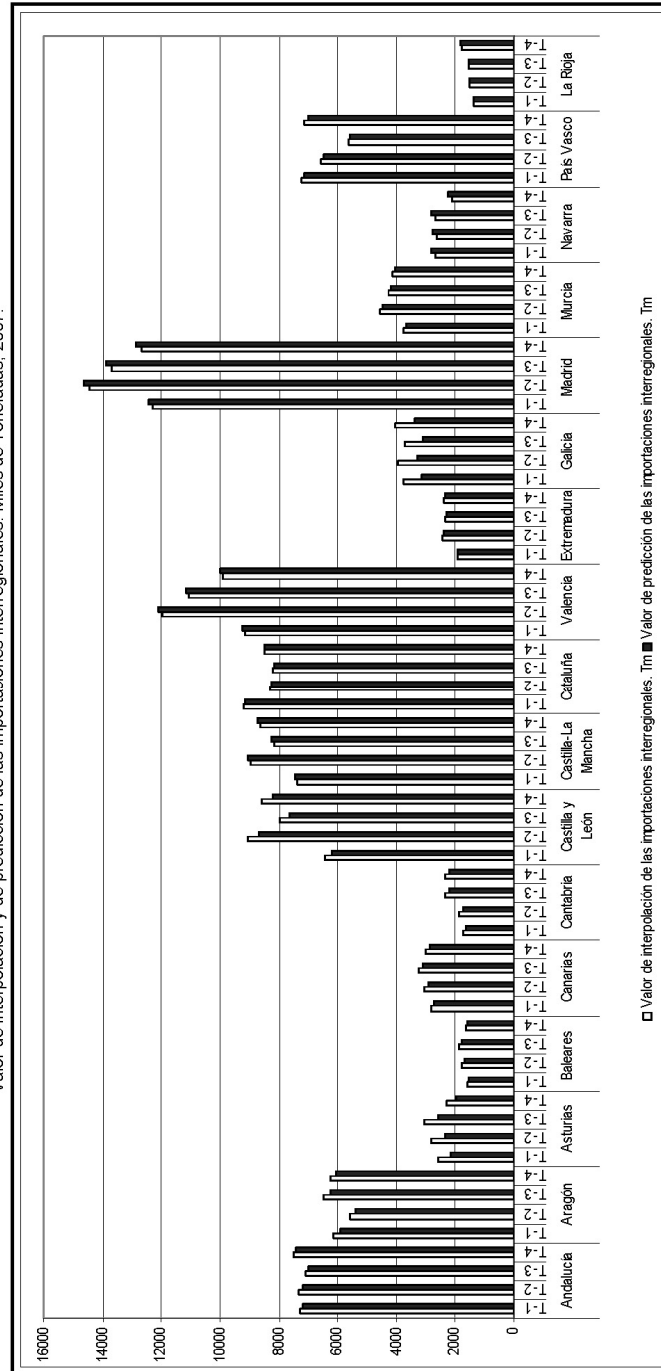
**GRÁFICO 7**  
Valor efectivo y predicción del comercio intrarregional.  
Miles de Toneladas. Año 2007.



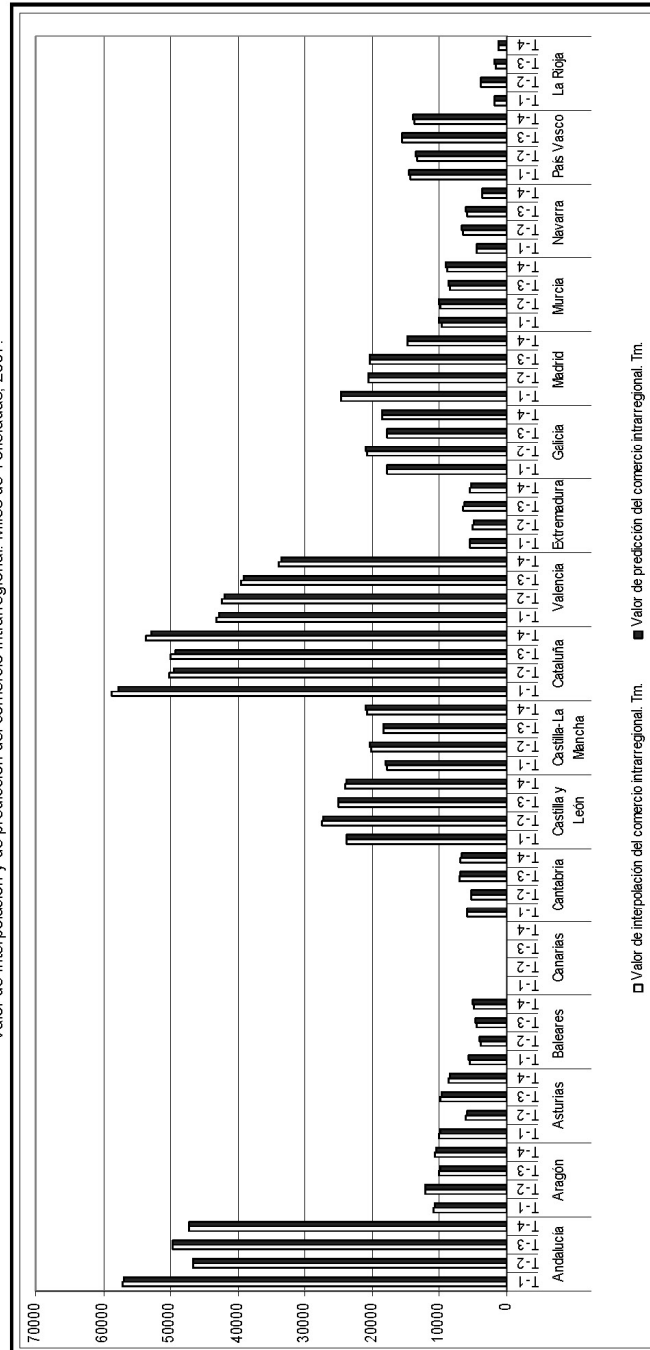
**GRÁFICO 8**  
Valor de interpolación y de predicción de las exportaciones interregionales. Miles de Toneladas, 2007.



**GRÁFICO 9**  
Valor de interpolación y de predicción de las importaciones interregionales. Miles de Toneladas, 2007.



**GRÁFICO 10**  
Valor de interpolación y de predicción del comercio intrarregional. Miles de Toneladas, 2007.



#### 4.4. Evaluación de la predicción del dato nacional del 2007, mediante MAPE

Finalmente, con el objeto de evaluar cuantitativamente la predicción obtenida para el 2007 se analiza el dato nacional para los tres tipos de flujos, utilizando el error absoluto medio sobre el *valor efectivo* (MAPE), expresado matemáticamente de la siguiente manera:

$$\text{MAPE} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right|$$

Donde  $\hat{y}_i$  es el valor anual de predicción para el 2007 para la comunidad autónoma  $i$ , e  $y$  es el valor efectivo de ese mismo año.

**TABLA 5**  
Evaluación de la predicción del dato nacional del 2007, mediante MAPE.

		MAPE
Toneladas	Intrarregional	3%
	Exportaciones interregionales	6%
	Importaciones interregionales	4%

Los resultados del MAPE (**Tabla 5**), muestran cómo el error de la predicción ha sido relativamente bajo para todos los flujos, tal y como anunciaban los gráficos.

## 5. CONCLUSIONES

El presente artículo describe una metodología original para estimar una serie amplia de nuevos indicadores sobre el transporte de mercancías intra e interregional español a nivel trimestral. Para ello, partiendo de los datos anuales de la base de datos C-interreg, se han estimado los flujos de transporte intrarregionales y los interregionales emitidos y recibidos en unidades físicas (toneladas) por cada comunidad autónoma. La metodología utilizada arranca de las experiencias previas sobre estimación de magnitudes trimestrales en España, haciendo uso de los métodos de interpolación temporal de carácter univariante y multivariante más comunes en la literatura, basados en indicadores (Chow y Lin, 1971; Di Fonzo, 1990, 1994).

La metodología utilizada, consistente en una estimación en dos fases, ha permitido aprovechar la capacidad de predicción del método de Chow-Lin con la imposición de la restricción transversal de la extensión multivariante del método de Denton (descrito por Di Fonzo, 1994 y Di Fonzo y Marini, 2003) para el caso de las importaciones interregionales. Hasta donde sabemos, se trataría de la primera aplicación

de estas técnicas al problema de estimación de flujos de transporte. Así mismo, otra aportación interesante de este trabajo radica en la utilización de indicadores de movimiento de mercancías de los modos de transporte más relevantes para cada comunidad, sin acudir a los indicadores sobre producción, empleo o consumo.

Desde el punto de vista de los resultados, se ha obtenido una nueva colección de indicadores trimestrales para el seguimiento de la economía regional en general, y de los movimientos de mercancías dentro de España en particular. Así mismo, mediante la agregación de los flujos trimestrales obtenidos se ha podido adelantar el dato estructural de 2008 en más de un año. Más aún, la metodología aplicada ha permitido obtener predicciones “sin restricción” de las series comerciales trimestrales para el periodo 2008.I-2009.II. Finalmente, mediante el cálculo del error medio de una predicción obtenida para los flujos del 2007, se ha corroborado un buen ajuste entre la predicción y el valor efectivo para la mayor parte de las Comunidades Autónomas. Por último, a partir de los resultados obtenidos en esta estimación de los flujos interregionales de mercancías, y mediante la aplicación de técnicas similares a datos de precios regionales, se podrá estimar una colección ampliada de indicadores de comercio interregional medidos en unidades monetarias.

Entre los planes de mejora de la presente investigación, se encuentra el desarrollo de métodos más compactos y eficientes para lograr la interpolación y extrapolación de las series de comercio asegurando la doble restricción, longitudinal y transversal, sin imponer una preponderancia inicial de los datos de exportaciones sobre los de importaciones. Así mismo, se contempla la extensión de este tipo de procedimientos a la trimestralización de los datos sectoriales y de comercio bilateral, ambos disponibles a nivel anual en la base de datos de C-Intereg.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABAD, A.M. y QUILIS, E.M. (2004): “Una interface para la desagregación temporal de series económicas”. *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n. 92 Junio. Instituto Nacional de Estadística [www.ine.es/daco/daco42/daco4214/cbtc47.pdf](http://www.ine.es/daco/daco42/daco4214/cbtc47.pdf).
- ANDERSON, J.E. y VAN WINCOOP, E. (2003): “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93, 1, 170-92.
- BOOT, J.C.G.; FEIBES, W. y LISMAN, J.H.C. (1967): “Further methods of derivation of quarterly figures from annual data”, *Applied Statistics*, vol. 16, n. 1, p. 65-75.
- CABRER-BORRÁS, B.; PAVÍA-MIRALLES, J.M. (1999): “Estimation of  $J(> 1)$  quarterly time series fulfilling annual and quarterly constraints”. *International Advances in Economic Research* 5: 339-349.
- CAVERO, J.; FERNÁNDEZ-ABASCAL, H.; GÓMEZ, I.; LORENZO, C.; RODRÍGUEZ, B.; ROJO, J.L.; SANZ, J.A. (1994): “Hacia un modelo trimestral de predicción de la economía castellano-leonesa: El modelo Hispalink Cyl”. *Cuadernos Aragoneses de Economía* 4: 317-343.
- CHEN, N. (2004): “Intra-national versus International Trade in the European Union: Why Do National Borders Matter?”. *Journal of International Economics*, 63, 1, 93-118.



- CHOW, G. y LIN, A.L. (1971): "Best linear unbiased distribution and extrapolation of economic time series by related series", *Review of Economic and Statistics*, vol. 53, n. 4, p. 372-375.
- DENTON, F.T. (1971): "Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization". *Journal of American Statistical Association*, vol. 66, nº 333, marzo, pp. 99-102.
- DI FONZO, T. (1990): "The estimation of M disaggregate time series when contemporaneous and temporal aggregates are known", *Review of Economic and Statistics*, vol. 72, p. 178-182.
- DI FONZO, T. (1994): "Temporal disaggregation of a system of time series when the aggregate is known", INSEE-Eurostat Workshop on Quarterly National Accounts, París, diciembre.
- DI FONZO, T. y MARINI, M. (2003): "Benchmarking systems of seasonally adjusted time series according to Denton's movement preservation principle", Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova, Working Paper n. 2003-09.
- FERNÁNDEZ, R.B. (1981): "A methodological note on the estimation of time series". *The Review of Economics and Statistics* 53: 471-478.
- GHEMAWAT, P.; LLANO C.; REQUENA, F. (2009): "Rethinking Regional Competitiveness: Catalonia's International and Interregional Trade, 1995-2006". IESE Business School Working Paper No. 802.
- GHEMAWAT, P.; LLANO C.; REQUENA, F. (2010): "Competitiveness and interregional as well as international trade: The case of Catalonia". *International Journal of Industrial Organization*. doi:10.1016/j.ijindorg.2010.03.013.
- GIL, S.; LLORCA, R.; MARTÍNEZ, J.A. y OLIVER, J. (2005): "The Border Effect in Spain", *The World Economy*, 28, 1617-1631.
- HELLIWELL, J.F. (1996): "Do National Borders Matter for Quebec's Trade?", *Canadian Journal of Economics*, 29, 3, 507-22.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1993): *Contabilidad nacional trimestral de España: Metodología y serie trimestral 1979-1992*. Instituto Nacional de Estadística: Madrid.
- LITTERMAN, R.B. (1983): "A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, nº 2, abril, pp. 169-173.
- LLANO, C. (2004a): *Economía espacial y sectorial: el comercio interregional en el marco Input-Output*. Instituto de Estudios Fiscales. Ministerio de Economía y Hacienda. Investigaciones Nº1, 2004. [http://www.ief.es/Publicaciones/Investigaciones/Inves2004\\_01.pdf](http://www.ief.es/Publicaciones/Investigaciones/Inves2004_01.pdf)
- LLANO, C. (2004b): "The interregional trade in the context of a multiregional input-output model for Spain". *Estudios de Economía Aplicada*. Vol.22-3, 2004. Art 22302.
- LLANO, C.; ESTEBAN, A.; PULIDO, A.; PÉREZ, J. (2008): La base de datos C-interreg sobre el comercio interregional de bienes en España (1995-2006): metodología. Documento de trabajo. Instituto L. Klein. Centro Stone. Septiembre 2008. [www.c-interreg.es](http://www.c-interreg.es).
- LLANO, C.; ESTEBAN, A.; PÉREZ, J.; PULIDO, A. (2009): "Metodología de estimación de la base de datos C-interreg sobre el comercio interregional de bienes en España (1995-05)". *Ekonimiz*. nº 69. Vol.III, pp. 244-270.
- LLANO, C.; ESTEBAN, A.; PULIDO, A.; PÉREZ, J. (2010): "Opening the interregional trade "black box": the C-interreg database for the Spanish economy (1995-2005)". *International Regional Science Review*. Doi:10.1177/0160017610370701.
- MATEA, M.L. y REGIL, A.V. (1994): "Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización", Banco de España, Documento de Trabajo nº 9415, Madrid.
- MCCALLUM, J. (1995): "National Borders Matter: Canadian-U.S. Regional Trade Patterns". *American Economic Review*, 85, 3, 615-23.
- MINONDO, A. (2003): "Comercio internacional y efecto frontera en el País Vasco". *Revista de Economía Aplicada*, 11 (32), 115-134.

- OKUBO, T. (2004): "The Border Effect in the Japanese Market: A Gravity Model Analysis". *The Japanese and International Economies*, 18, 1-11.
- OECD (1996): "Quarterly National Accounts. Sources and Methods used by OECD Member Countries". OECD, Paris, France.
- OLIVER, J. (1997): "La balança comercial amb la resta de l'Estat, en La Balança de Pagaments de Catalunya: Una aproximació als fluxos econòmics amb la resta d'Espanya i l'estranger (1993-1994)". Institut d'Estudis Autònoms, Generalitat de Catalunya, pp. 17-75.
- OLIVER, J.; LURIA, J.; ROCA, A.; PÉREZ, J. (2003): "La apertura exterior de las regiones en España: Evolución del comercio interregional e internacional de las Comunidades Autónomas. 1995-1998". Institut d'Estudis Autònoms. Generalitat de Catalunya. Ed Tirant lo blanch. Valencia.
- PAVÍA-MIRALLES, J.M.; CABRER-BORRÁS, B. (2007): "On Estimating Contemporaneous Quarterly Regional GDP". *Journal of Forecasting*. 26, 155-170.
- PAVÍA-MIRALLES, J.M.; VILA-LLADOSA, L.E.; ESCUDER, R. (2003): "On the performance of the Chow-Lin procedure for quarterly interpolation of annual data: some Monte-Carlo analysis". *Spanish Economic Review* 5: 291-305.
- PAVÍA-MIRALLES, J.M. (2000): "Desagregación Conjunta de Series Anuales: Perturbaciones AR(1) Multivariante". *Investigaciones Económicas XXIV*: 727-737.
- PONS, E.; PONS, J. y SURIÑACH, J. (1997): "Trimestralización y conciliación de magnitudes económicas: una ampliación del método de Chow-Lin", *Documents de Treball de la Divisió de Ciències Jurídiques Econòmiques i Socials*, E97/20, Universitat de Barcelona.
- PULIDO, A.; LÓPEZ, A.; LLANO, C. (2001): "Balanza de Pagos de la Comunidad Autónoma de Madrid. 1995-1998". en Mella, J.M. y Sanz, B., "La Balanza de Pagos de la Comunidad de Madrid (1995-1998)". Editorial Civitas. Colección Economía y Empresa. Serie Especial.
- PULIDO, A.; LLANO, C. (2002): "Estructura espacial y sectorial del comercio de Andalucía y su efecto sobre el crecimiento". Boletín Económico de Andalucía. Consejería de Economía y Hacienda. Nº 31-32.
- QUILIS, E.M. (2001a): "Sobre el método de desagregación temporal de Litterman. Instituto Nacional de Estadística". Boletín Trimestral de Coyuntura, n. 81. Septiembre, 2001.
- QUILIS, E.M. (2001b): Notas sobre desagregación temporal de series económicas. Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo n. 1/01. [http://www.ief.es/Publicaciones/PapelesDeTrabajo/pt2001\\_01.pdf](http://www.ief.es/Publicaciones/PapelesDeTrabajo/pt2001_01.pdf)
- REQUENA, F. y LLANO, C. (2009): "The border effect in Spain: an industry analysis", *Empirica*. DOI: 10.1007/s10663-010-9123-6.
- ROSSI, N. (1982): "A note on the estimation of disaggregate time series when the aggregate is known", *Review of Economics and Statistics*, vol. 64, n. 4, pp. 695-696.
- SANTOS SILVA, J.M.C. y CARDOSO, F. (2001): "The Chow-Lin method using dynamic models", *Economic Modelling*, vol. 18, p. 269-280.
- SANZ, R. (1981): "Métodos de desagregación temporal de series económicas", Banco de España, Documento de Trabajo nº 22, Madrid.

## ANEXOS

### 1. Breve descripción de los datos anuales de C-interreg<sup>8</sup>

Actualmente, la base de datos de C-interreg cubre el periodo 1995-2007, con detalle a 30 ramas, 6 modos de transporte (carretera, ferrocarril, barco, avión, oleoducto y red eléctrica) en unidades físicas (Tm.) y monetarias (€). Los flujos objeto de trimestralización son los correspondientes a los flujos comercio intra e interregional total anual de bienes de las ramas R1 a 15 de la base de datos C-interreg en unidades físicas (Tm.). La estimación de los flujos anuales en unidades físicas de la base de datos de C-Interreg se apoya fundamentalmente sobre la utilización de las estadísticas de flujos de mercancías según los distintos modos de transporte tratadas con la mayor desagregación posible. Sintéticamente, el tratamiento de cada uno de los modos de transporte es el siguiente:

- **Carretera:** por el lado de los flujos de mercancías por carretera se han utilizado los ficheros facilitados por la **Subdirección General de Estadística y Estudios del Ministerio de Fomento** donde se recogen todos los flujos de la **Encuesta Permanente de Mercancías por Carretera (EPTMC)** del periodo 1995-2007 que tuvieran como punto de origen o destino un municipio español (sin incluir los flujos intra-municipales).
- **Ferrocarril:** se ha utilizado la información de base facilitada por el **Departamento de Estadística de RENFE** en relación a los flujos de transporte nacional registrados en la unidad de carga y transporte combinado, desglosados según la clasificación propia que utiliza dicha compañía (40 tipos de productos, bastante compatible con la clasificación NST/R de carretera).
- **Barco:** Ante la inexistencia de una matriz completa de intercambios de mercancías en régimen de cabotaje para cada tipo de producto y año del periodo 1995-2006 ha obligado a estimarla por métodos indirectos a partir de la última colección de matrices origen/destino de cabotaje publicada por Puertos del Estado (1989) y del conocimiento del volumen de cargas y descargas por puerto de origen/destino, por tipos de mercancías y categoría de operación (cabotaje o internacional) que se recoge en los anuarios de Puertos del Estado (1995-2006).
- **Avión:** se han utilizado las matrices de movimientos de mercancías entre los aeropuertos nacionales (Fuente: Dirección General de Aviación Civil. Ministerio de Fomento).

---

<sup>8</sup> Para un análisis más detallado de la metodología se puede consultar Llano et al (2008, 2009 y 2010).

## 2. Detalle de la trimestralización de los movimientos de mercancías (Tm.)

**TABLA 6**  
Correlaciones de la variable objetivo y los indicadores anualizados.

	Exportaciones	Importaciones	Intrarregional
<b>Andalucía</b>	96,5%	97,7%	99,9%
<b>Aragón</b>	97,6%	97,3%	99,9%
<b>Asturias</b>	95,1%	91,8%	99,8%
<b>Baleares</b>	89,7%	89,8%	99,7%
<b>Canarias</b>	44,4%	94,7%	90,8%
<b>Cantabria</b>	95,2%	97,8%	100,0%
<b>Castilla y León</b>	98,4%	96,6%	99,9%
<b>Castilla La Mancha</b>	99,4%	99,1%	100,0%
<b>Cataluña</b>	98,0%	98,2%	99,8%
<b>C. Valenciana</b>	98,5%	98,5%	99,9%
<b>Extremadura</b>	98,7%	96,7%	99,9%
<b>Galicia</b>	98,0%	87,6%	99,6%
<b>Madrid</b>	98,3%	99,4%	99,9%
<b>Murcia</b>	98,7%	98,0%	99,9%
<b>Navarra</b>	97,6%	96,3%	99,9%
<b>País Vasco</b>	97,3%	96,3%	99,8%
<b>La Rioja</b>	97,9%	97,4%	100,0%

Nota: Las correlaciones relativas a Baleares y Canarias se refieren a los indicadores propios de dichas comunidades. En los demás casos, corresponden a los indicadores derivados de "tráfico" tomados de la EPTMC.

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 7**  
 Coeficiente de determinación de las regresiones entre los flujos  
 y los indicadores en Tm. MCO.

	<b>Exportaciones</b>	<b>Importaciones</b>	<b>Intrarregional</b>
<b>Andalucía</b>	97,5%	99,2%	99,8%
<b>Aragón</b>	99,7%	98,7%	99,8%
<b>Asturias</b>	98,4%	89,7%	99,7%
<b>Baleares</b>	96,5%	79,4%	99,4%
<b>Canarias</b>	20,8%	92,8%	82,4%
<b>Cantabria</b>	96,6%	98,5%	99,9%
<b>Castilla y León</b>	99,8%	99,1%	99,9%
<b>Castilla La Mancha</b>	99,9%	99,7%	100,0%
<b>Cataluña</b>	98,9%	99,6%	99,6%
<b>C. Valenciana</b>	98,9%	99,4%	99,9%
<b>Extremadura</b>	99,7%	99,3%	99,9%
<b>Galicia</b>	98,0%	86,9%	99,1%
<b>Madrid</b>	98,5%	99,9%	99,9%
<b>Murcia</b>	98,8%	98,4%	99,9%
<b>Navarra</b>	99,3%	99,3%	99,9%
<b>País Vasco</b>	98,5%	99,3%	99,6%
<b>La Rioja</b>	95,5%	99,3%	99,9%

*Fuente:* Elaboración propia a partir de las series anuales e indicadores.

**TABLA 8**

Estadístico de Durbin Watson, P-valor del estadístico Q-Stat y coeficiente de autocorrelación residual, de las regiones que no muestran un claro comportamiento ruido blanco.

	Durbin Watson	Prob	Rho
<b>Exportaciones</b>			
<b>Canarias</b>	<b>0,79 ‡</b>	<b>0,02 †</b>	<b>0,58**</b>
Cantabria	1,21	0,20	0,36
Madrid	1,26	0,31	0,30
Navarra	1,21	0,58	0,27
<b>Importaciones</b>			
Aragón	1,24	0,28	0,33
Asturias	0,78 ‡	0,16	0,55*
<b>Baleares</b>	<b>0,60 ‡</b>	<b>0,04 †</b>	<b>0,53**</b>
Canarias	1,16	0,11	0,41
Cantabria	1,22	0,47	0,31
Castilla y León	0,78 ‡	0,09	0,63
Cataluña	0,96 ‡	0,20	0,33
Galicia	0,57 ‡	0,07	0,89**
<b>Intrarregional</b>			
<b>Andalucía</b>	<b>0,57 ‡</b>	<b>0,03 †</b>	<b>0,60**</b>
Canarias	1,32	0,19	0,34
Cantabria	2,80	0,06	-0,53*
Madrid	0,97 ‡	0,09	0,45
País Vasco	0,97 ‡	0,17	0,36

*Fuente:* Elaboración propia.

Dentro de la columna del estadístico de Durbin Watson, se ha indicado con (‡) los casos en los que se aceptaría la existencia de un proceso AR(1), las comunidades no marcadas son aquellas para las que el estadístico no decide.

Prob: P-valor asociado al estadístico Q-Stat, cuya hipótesis nula es la no autocorrelación. Se han marcado con el símbolo † los casos en que se rechazaba dicha hipótesis a un nivel de significación del 5%.

Rho: Coeficiente de autocorrelación de los residuos. Donde (\*\*) muestra que éste es significativo al 5% y (\*) cuando lo es al 10%.

**TABLA 9**  
Correlogramas de regiones cuyo Durbin Watson plantea problemas de autocorrelación.

Flujo de exportaciones inter-regionales Tm.

Canarias †	Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.569	0.569	5.2648	0.022		
2	0.039	-0.422	5.2917	0.071		
3	-0.181	0.040	5.3333	0.135		
4	-0.385	-0.446	5.1402	0.058		
5	-0.485	-0.098	14.882	0.011		
6	-0.298	-0.029	17.373	0.008		
7	0.020	0.095	17.373	0.015		
8	0.007	-0.284	17.740	0.023		
9	0.096	-0.012	17.952	0.036		
10	0.001	-0.151	18.480	0.047		
11	0.011	-0.102	18.501	0.071		
12	-0.043	0.007	18.864	0.092		

Cantabria

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.322	0.322	1.6616	0.195	
2	-0.127	0.257	1.9571	0.374	
3	-0.244	-0.132	3.1312	0.372	
4	0.021	0.155	3.1411	0.534	
5	-0.014	-0.173	3.1450	0.579	
6	-0.240	-0.263	4.8178	0.567	
7	-0.262	-0.108	7.5831	0.371	
8	-0.246	-0.292	9.9435	0.269	
9	-0.065	-0.145	10.185	0.337	
10	0.142	-0.097	11.482	0.321	
11	0.182	-0.051	14.697	0.197	
12	0.069	-0.069	15.626	0.209	

Madrid

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.252	0.252	1.0327	0.310	
2	0.031	0.178	1.9794	0.372	
3	-0.240	-0.368	3.1495	0.375	
4	-0.044	0.070	3.1495	0.533	
5	-0.224	-0.105	10.220	0.117	
6	-0.240	-0.426	8.9171	0.117	
7	-0.210	0.084	11.051	0.113	
8	0.041	-0.175	11.717	0.164	
9	-0.085	-0.115	12.076	0.209	
10	0.046	-0.157	12.206	0.272	
11	0.110	-0.040	13.391	0.268	
12	0.108	-0.093	15.658	0.207	

Navarra

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.135	0.135	0.3020	0.585	
2	-0.107	-0.128	0.9057	0.777	
3	0.034	0.071	0.9394	0.913	
4	-0.101	-0.137	0.7513	0.945	
5	-0.465	-0.436	0.9395	0.303	
6	-0.053	0.118	6.0388	0.416	
7	0.013	-0.132	6.0420	0.535	
8	-0.056	-0.010	6.1634	0.629	
9	-0.051	-0.168	6.2890	0.711	
10	0.027	-0.212	6.3353	0.786	
11	-0.044	-0.007	6.5212	0.836	
12	0.116	0.055	9.2149	0.084	

Flujo de importaciones inter-regionales Tm.

Asturias †	Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.346	0.346	1.9498	0.163		
2	-0.027	-0.187	1.9629	0.375		
3	-0.089	-0.023	2.1164	0.549		
4	-0.037	0.003	2.1462	0.709		
5	-0.151	-0.177	2.1025	0.746		
6	-0.239	-0.152	4.3902	0.356		
7	-0.175	-0.070	5.2962	0.624		
8	-0.217	-0.234	7.1025	0.203		
9	-0.244	-0.203	10.288	0.343		
10	-0.144	-0.120	11.640	0.524		
11	0.238	0.222	16.980	0.108		
12	0.241	-0.043	28.327	0.005		

Balears †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.516	0.516	3.7971	0.059	
2	0.253	-0.022	5.5115	0.054	
3	0.014	-0.149	5.5104	0.138	
4	-0.481	-0.595	10.520	0.033	
5	-0.034	-0.058	10.701	0.505	
6	0.368	0.122	20.453	0.002	
7	-0.356	-0.166	24.575	0.001	
8	-0.029	-0.029	24.590	0.002	
9	-0.115	-0.159	25.267	0.003	
10	-0.116	-0.084	25.195	0.004	
11	0.131	-0.250	27.837	0.003	
12	0.074	0.012	29.919	0.004	

Castilla León †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.416	0.416	2.8176	0.093	
2	-0.030	-0.247	2.1338	0.362	
3	0.221	-0.132	3.7855	0.286	
4	-0.121	0.048	4.1002	0.393	
5	-0.247	-0.328	5.9904	0.348	
6	-0.292	-0.142	7.9668	0.241	
7	-0.177	-0.041	9.9729	0.254	
8	-0.065	-0.190	9.1958	0.330	
9	-0.024	-0.093	9.1797	0.421	
10	0.125	-0.013	10.960	0.452	
11	0.125	-0.013	10.960	0.452	
12	0.127	-0.095	13.935	0.305	

Cataluña †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.316	0.316	1.9185	0.200	
2	0.059	-0.045	1.8809	0.432	
3	-0.052	-0.064	4.7420	0.309	
4	-0.214	-0.195	2.7444	0.605	
5	-0.353	-0.262	5.7689	0.309	
6	-0.258	-0.103	7.8131	0.266	
7	-0.225	-0.176	9.7780	0.233	
8	-0.125	-0.112	9.8939	0.273	
9	-0.127	-0.078	10.678	0.286	
10	-0.112	-0.114	11.498	0.320	
11	-0.009	-0.216	11.556	0.402	
12	0.123	0.014	14.466	0.272	

Galicia †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.443	0.443	3.1945	0.074	
2	-0.247	-0.213	4.3894	0.222	
3	-0.261	-0.095	4.7199	0.185	
4	-0.218	-0.098	7.3395	0.187	
5	-0.160	-0.140	8.1374	0.228	
6	-0.193	-0.220	9.3420	0.229	
7	-0.082	-0.028	9.6024	0.284	
8	-0.053	-0.181	9.7886	0.275	
9	0.026	-0.084	9.7839	0.450	
10	0.137	-0.012	11.473	0.251	
11	0.137	-0.063	14.823	0.251	

Aragón

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.269	0.269	1.1739	0.279	
2	-0.116	-0.205	1.4207	0.491	
3	-0.353	-0.292	3.8488	0.278	
4	-0.403	-0.300	7.3633	0.118	
5	-0.040	-0.157	7.4029	0.182	
6	-0.085	-0.167	7.8622	0.333	
7	-0.115	-0.052	8.0309	0.330	
8	-0.087	-0.361	9.1163	0.333	
9	-0.083	-0.129	9.4489	0.397	
10	-0.048	-0.077	9.5977	0.476	
11	-0.019	-0.188	9.6331	0.564	
12	0.088	-0.155	11.066	0.523	

Canarias

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.398	0.398	2.9715	0.109	
2	-0.168	-0.387	3.0580	0.216	
3	-0.278	-0.244	4.5747	0.206	
4	-0.270	-0.231	6.1676	0.186	
5	-0.355	-0.343	8.2298	0.100	
6	-0.259	-0.195	11.251	0.081	
7	-0.054	-0.021	11.385	0.123	
8	0.307	0.000	10.058	0.058	
9	-0.141	-0.295	16.023	0.066	
10	-0.003	-0.092	16.023	0.099	
11	-0.047	-0.221	16.241	0.132	
12	-0.019	-0.058	16.311	0.177	

Cantabria

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.180	0.180	0.5283	0.467	
2	-0.205	-0.311	1.8097	0.405	
3	-0.383	-0.301	4.6677	0.188	
4	-0.0				

Flujo de comercio intra-regional Tm.

Andalucía †	Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.541	0.541	4.7595	0.029		
2	0.130	-0.230	5.0613	0.080		
3	-0.033	0.007	5.0826	0.166		
4	-0.205	-0.233	5.0919	0.200		
5	-0.387	-0.152	5.2576	0.059		
6	-0.495	-0.105	13.818	0.019		
7	-0.333	-0.118	17.485	0.015		
8	-0.238	-0.140	19.992	0.012		
9	-0.143	-0.135	20.689	0.014		
10	0.074	0.065	21.941	0.021		
11	0.323	0.143	31.219	0.001		
12	0.157	-0.383	36.924	0.000		

Madrid †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.423	0.423	2.9021	0.088	
2	0.390	0.257	5.5933	0.081	
3	0.177	-0.531	6.2912	0.102	
4	-0.218	-0.144	7.2347	0.124	
5	-0.081	-0.336	15.744	0.008	
6	-0.374	-0.030	19.645	0.003	
7	-0.311	0.147	22.795	0.002	
8	0.011	-0.049	22.801	0.004	
9	-0.005	-0.251	22.804	0.007	
10	0.121	-0.302	23.750	0.006	
11	0.138	0.116	25.560	0.008	
12	0.083	-0.022	26.897	0.006	

País Vasco †

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.341	0.341	1.8807	0.169	
2	-0.070	-0.127	2.2238	0.627	
3	-0.140	-0.087	2.0475	0.818	
4	-0.302	-0.138	3.1318	0.774	
5	-0.317	-0.123	8.9942	0.174	
6	-0.284	-0.175	11.609	0.114	
7	0.008	0.105	11.611	0.169	
8	-0.143	-0.143	12.605	0.314	
9	0.038	-0.033	12.691	0.341	
10	0.211	0.098	17.030	0.107	
11	0.131	-0.223	20.367	0.090	
12	0.131	-0.223	20.367	0.090	

Canarias

Autocorrelación	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.528	0.528	1.7450	0.387	
2	-0.238	-0.387	2.7477	0.253	
3	-0.205	-0.366	5.0888	0.278	
4	-0.156	-0.044	5.0629	0.538	
5	0.071	-0.088	5.8253	0.443	
6	-0.095	-0.302	6.1174	0.528	
7	-0.112	-0.011	6.0536	0.560	
8	0.047	-0.16.			