Estimación del impacto de la subida del Impuesto sobre el Valor Añadido en el Índice de Precios al Consumo

Bruno Díaz Doce

Directores:
Germán Aneiros Pérez
Esteban Andión Hermida

Este proyecto ha sido realizado dentro del marco del Convenio firmado el 22 de julio de 2011 entre las tres universidades del Sistema Universitario de Galicia y el Instituto Gallego de Estadística para la colaboración en el Máster Interuniversitario en Técnicas Estadísticas.

INSTITUTO GALEGO DE ESTATÍSTICA

USC UNIVERSIDADE DE SANTIAGO DE COMPOSTELA DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA E INVESTIGACIÓN OPERATIVA

UNIVERSIDADE DA CORUÑA Departamento de Matemáticas

Universida de Vigo Departamento de Estatística e Investigación Operativa

AUTORIZACIÓN DE ENTREGA:

- *Esteban Andión Hermida, tutor en el Instituto Galego de Estatística.*
- *Germán Aneiros Pérez, director designado por la Comisión Académica del Master.*

Autorizan la entrega del Proyecto de Fin de Master realizado por Bruno Díaz Doce (DNI: 32.683.904F) con el título "Estimación del impacto de la subida del Impuesto sobre el Valor Añadido en el Índice de Precios al Consumo", para su lectura en la convocatoria de julio de 2013.

En A Coruña, a día 8 de julio de 2013.

Fdo. Esteban Andión Hermida

Fdo. Germán Aneiros Pérez

Resumen

El 1 de septiembre de 2012 entraba en vigor el incremento de los tipos del Impuesto Sobre el Valor Añadido aprobado mediante el Real Decreto-Ley 20/2012 de 13 de julio de medidas para garantizar la estabilidad presupuestaria y el fomento de la competitividad). Con el objetivo de estimar la repercusión de esta reforma impositiva en los precios del mes de septiembre de 2012, completando los trabajos realizados por el Instituto Gallego de Estadística en agosto de 2012, se tratarán de llevar a cabo distintas modelizaciones ARIMA (*AutoRegressive Integrated moving Average*) sobre las series del Índice de Precios al Consumo publicadas por el Instituto Nacional de Estadística. Primero, utilizando las series hasta el mes de agosto de 2012 para obtener una predicción del IPC de septiembre que poder comparar con el dato oficial publicado para ese mes, y posteriormente, introduciendo un cambio de nivel en la series del IPC en septiembre de 2012 mediante una variable regresora tipo escalón.

Índice General

Capítulo 1

Metodología del IPC

El Índice de Precios de Consumo (en adelante IPC), publicado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística, constituye la principal medida de la inflación en España. Además de emplearse como deflactor en la Contabilidad Nacional, su aplicación se extiende a multitud de ámbitos de la vida cotidiana. Así, por ejemplo, se usa en la revisión de los contratos de arrendamiento de inmuebles, en la negociación salarial, para fijar las pensiones o para actualizar las primas de seguros y de otros tipos de contratos.

En general, y de forma muy sintética, la idea que subyace bajo todo índice de precios será la de medir, durante un período de tiempo, la evolución experimentada por los precios de un conjunto de bienes y servicios; los cuales, convenientemente ponderados, puedan representar el ámbito objetivo de la medición. En el caso del IPC, ese ámbito será el consumo familiar, y el conjunto de bienes y servicios seleccionado se conoce habitualmente como cesta de la compra.

El Servicio Nacional de Estadística empezó a elaborar índices de coste de la vida para algunas capitales de provincia a partir de julio de 1938 (si bien ya con anterioridad a 1936 se publicaban algunas series de índices simples y precios medios). Con la progresiva extensión a todas las capitales de provincia, la agrupación de índices simples en cinco grupos de consumo y un reajuste de las ponderaciones, en 1939 se implantó el primer Sistema de Índices de Coste de la Vida, con base julio de 1936. Desde entonces y hasta hoy, ha habido nueve sistemas de Índices de Precios de Consumo, con períodos base julio de 1936, 1958, 1968, 1976, 1983, 1992, 2001, 2006 y 2011.

Hasta la entrada en vigor de la base 2001, el IPC basaba su cálculo en un sistema de base fija que mantenía invariable la composición y las ponderaciones de la cesta de la compra, en tanto no se producía un cambio de base. Esto sucedía cada ocho o nueve años de acuerdo con la periodicidad de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (EBPF) que se utilizaba para elaborar las ponderaciones y la cesta de la compra.

En 1997, las dos encuestas de presupuestos familiares que existían hasta entonces (además de la EBPF se elaboraba otra encuesta continua con periodicidad trimestral) fueron sustituidas por una única **Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF),** más próxima a la encuesta básica en cuanto al nivel de desagregación pero de periodicidad trimestral**.**

Esta nueva **ECPF**, no sólo proporcionó la información necesaria para actualizar las ponderaciones y renovar la composición de la cesta de la compra en el cambio de base del IPC 2001, sino que permitió que tanto ponderaciones como cesta de la compra pudiesen ser permanentemente actualizadas a partir de ese momento.

De este modo, **el IPC base 2001** trajo consigo un nuevo sistema de cálculo basado en la revisión anual de las ponderaciones (al menos para ciertos niveles de desagregación) y una mayor agilidad a la hora de incluir los cambios detectados en los componentes del mercado (estructura de consumo, muestra de municipios o establecimientos, aparición de nuevos productos). Con los cambios de base, fijados cada cinco años, se lleva a cabo la revisión completa de la metodología, de la muestra, y la actualización de las ponderaciones a todos los niveles.

De acuerdo con este esquema, en enero de 2012 y sustituyendo al IPC con base 2006 vigente hasta diciembre de 2011, entró en vigor el **Sistema de Índices de Precios de Consumo, con base de referencia en el año 2011**, que actualmente se encuentra en vigor.

1.1. Ámbitos del indicador y diseño de la muestra de precios

El objetivo del IPC, explícitamente definido, es “medir la evolución del nivel de precios de los bienes y servicios de consumo adquiridos por los hogares residentes en España”.

Como indicador de la evolución del nivel de precios, su precisión vendrá dada, por tanto, por su adaptación a la realidad económica y por la comparabilidad temporal. De esta forma, el índice se aproximará a la evolución del conjunto de precios de la economía en la medida en que los elementos seleccionados para su medición puedan recoger las verdaderas pautas de comportamiento de los consumidores. Sin embargo, para ser comparable en el tiempo, los elementos definitorios del IPC deberán permanecer estables (excepto, obviamente, los precios, los cuales deben ser recogidos mensualmente).

El *estrato de referencia* del IPC está constituido por la población residente en viviendas familiares en todo el territorio nacional. Este es el grupo de población cuya estructura de gasto es tenida en cuenta a la hora de seleccionar los artículos o de calcular las ponderaciones. Quedan fuera los gastos de las personas que residen en hogares colectivos o instituciones (conventos, residencias de ancianos, prisiones, etc.) así como los gastos de los no residentes.

El gasto de consumo se encuentra definido por la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), de acuerdo con los criterios establecidos por el Sistema Europeo de Cuentas (SEC-95), como “*el flujo monetario que destina el hogar y cada uno de sus miembros al pago de determinados bienes y servicios, con destino al propio hogar o para ser transferidos gratuitamente a otros hogares o instituciones*”.

No se consideran los gastos en bienes de inversión, los autoconsumos y autosuministros, salarios en especie, comidas gratuitas o bonificadas, los alquileres imputados (de la vivienda en la que reside el hogar, cuando es propietario de la misma o la tiene cedida gratuita o semigratuitamente por otros hogares o instituciones), ni los gastos subvencionados por las administraciones públicas. Tampoco se consideran algunos impuestos, ni otros gastos, como los destinados a loterías y juegos de azar.

La EPF también establece la clasificación de los bienes y servicios de consumo en *parcelas de consumo*, conforme a la clasificación armonizada COICOP (Classification Of Individual Consumption by Purpose).

El IPC tiene en cuenta aquellas parcelas de consumo que superan el 0,3 por mil del gasto total. El conjunto de bienes y servicios seleccionados dentro de cada parcela acabará constituyendo la denominada *cesta de la compra*.

De acuerdo con la clasificación internacional de consumo COICOP, los artículos de la cesta de la compra se agregan en subclases. Las subclases se agrupan en clases, las clases en subgrupos y, finalmente, los subgrupos en grupos. De esta forma, la **estructura funcional** del IPC consta de 12 grupos, 37 subgrupos, 79 clases y 126 subclases. Existen, además, 57 rúbricas y 29 grupos especiales.

Los índices se publican mensualmente con la siguiente **desagregación geográfica**:

Tabla 1. IPC base 2011: desagregación geográfica

Índice	Nacional	Comunidad Autónoma	Provincia
General	x	x	x
Grupos	x	x	x
Subgrupos	x	x	x
Clases	x		
Subclases	x		
Rúbricas	x	x	
Grupos Especiales	x	x	

Como en la mayoría de los países de la Unión Europea, el diseño de la muestra de los precios que intervienen en el cálculo del IPC es intencional y no probabilístico. La obtención de indicadores significativos en todos los niveles de desagregación, funcional y geográfica, vendrá determinada por la estructuración del proceso de selección de la muestra en tres grandes apartados: selección de municipios, selección de zonas comerciales y establecimientos, y selección de artículos.

Selección de municipios.

Ésta se realiza en base a criterios demográficos y de representatividad geográfica, utilizando los datos de población de la revisión del Padrón Municipal de Habitantes a 1 de enero de 2010.

Los municipios seleccionados deben cubrir, al menos, el 30% de la población de la provincia y el 50% de la población de la comunidad autónoma. Además, para asegurar la representatividad poblacional de los municipios pequeños, deben repartirse por toda la provincia, evitando su concentración en determinados focos de población. Para garantizar la representatividad de la cesta, todos los municipios deben contener artículos de todos los grupos, creándose con ese propósito una cesta reducida en la que se sólo se incluyen determinados artículos de consumo básicos.

En el IPC 2011, la muestra final consta de 177 municipios: las 52 capitales de provincia y 125 municipios no capitales. Hay 97 municipios en los que se recoge el precio de toda la cesta de artículos. En otros 44 se recogen los precios de toda la cesta de "Alimentación" y parte del resto de la cesta. En los 36 restantes sólo se recogen precios de una parte reducida de la cesta (compuesta por el 48% de los artículos).

En la práctica, al encontrarse en las afueras de los municipios (o en municipios limítrofes) establecimientos como hipermercados, centros comerciales, talleres de reparaciones o tiendas de muebles, los porcentajes de población real son superiores a los teóricos.

Selección de establecimientos y zonas comerciales.

Si bien está fijado un mínimo para cada artículo en cada provincia, cuanta más ponderación y/o variabilidad de precios, mayor será el número de establecimientos seleccionados.

Por su parte, los tipos de establecimiento dependen de la distribución de los porcentajes de ventas entre los diferentes tipos de establecimiento (hipermercados, supermercados, mercados y tiendas especializadas) para cada artículo (según los datos recabados a partir de la Encuesta de Comercio del INE y de otra información del Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente).

Dada su importancia en cuanto al volumen de ventas, los centros comerciales, hipermercados y supermercados, cuentan con una atención especial. La situación de estos centros y de los mercados tradicionales da lugar a la creación de "zonas comerciales".

Sobre la hipótesis de que la población que compra en una determinada zona comercial tiene un comportamiento y unos hábitos homogéneos en lo que al consumo se refiere, las zonas comerciales están definidas explícitamente en cada municipio de la muestra para los artículos perecederos de alimentación (carnes, pescados, frutas y hortalizas frescas), e implícitamente para el resto de artículos.

Para los artículos perecederos de alimentación (clasificados en dos grandes grupos en función de la variabilidad de sus precios y de su peso en la cesta de la compra) se establecen tres tipos de áreas comerciales. Esta clasificación determina el número de establecimientos en los que se recogen precios según el tipo de zona comercial y el tipo de artículo. Para el resto de artículos, la selección de establecimientos se enmarca en el cumplimiento del objetivo de representatividad.

En el IPC base 2011 los establecimientos seleccionados son aproximadamente 33.000.

Selección de artículos.

A través de la consulta a diferentes organismos, asociaciones de empresarios, fabricantes, comerciantes y establecimientos son elegidos aquellos artículos que mejor puedan representar las distintas parcelas de gasto. ¿Cuáles son los criterios? La evolución de los precios de los artículos seleccionados debe ser representativa de su parcela de gasto, deben ser consumidos habitualmente por la población, sus precios fácilmente observables y ofrecer garantías razonables de permanencia en el mercado.

El número total de artículos que componen la cesta de la compra del IPC base 2011 es 489. En la **Tabla 2** que sigue a continuación, se muestra la relación de los grupos COICOP y la cantidad de artículos seleccionados para cada uno de ellos.

Tabla 2. IPC base 2011: grupos y número de artículos por grupo

Grupos COICOP		**Nº de artículos**
1	Alimentos y bebidas no alcohólicas	176
2	Bebidas alcohólicas y tabaco	12
3	Vestido y calzado	67
4	Vivienda	18
5	Menaje	60
6	Medicina	13
7	Transporte	31
8	Comunicaciones	3
9	Ocio y cultura	41
10	Enseñanza	7
11	Hoteles, cafés y restaurantes	23
12	Otros bienes y servicios	38
	Total	**489**

Por su parte, la perfecta especificación de los artículos seleccionados será fundamental para poder comparar artículos similares o de calidad semejante, y así, poder medir las variaciones de precios reales y no las causadas por diferencias en la calidad.

Aunque el **número de observaciones** utilizadas para el cálculo del IPC depende del tipo de artículo y de los establecimientos seleccionados en cada una de las provincias, los precios procesados mensualmente se encuentran en torno a los 220.000.

Tabla 3. IPC base 2011: Muestra de precios

Municipios	177
Establecimientos	33.000
Artículos	489
Observaciones	220.000

Las operaciones incluidas en el proceso de cálculo del IPC, desde la recogida de precios hasta el cálculo de los índices varían en función de las particularidades de cada artículo de la cesta de la compra. Así, por ejemplo, la periodicidad de la recogida de los precios dependerá de la periodicidad en que se modifican los precios de los artículos, o la forma de recogerlos dependerá de la homogeneidad geográfica y disposición de los precios. Además, existen algunos métodos de cálculo particulares para algunos índices como consecuencia de las características de determinados artículos.

1.2. Método de cálculo del IPC

El método utilizado para el cálculo de los índices del IPC es la fórmula de Laspeyres encadenada. Este método permite realizar cambios en ponderaciones, muestra y metodología cada mes de diciembre, encadenando los nuevos índices obtenidos con la serie que se venía publicando mediante la muestra, ponderaciones y metodología antigua.

Cuando hay un cambio de base, simplemente es necesario calcular un coeficiente de re-escala, que convierte los índices publicados en la base anterior en índices en la nueva base (en el cambio de base 2011, por ejemplo, este coeficiente es aquel que hace que la media aritmética simple de índices publicados del año 2011, en base 2006, sea igual a 100).

Un índice encadenado establece comparaciones entre el período corriente (*t*) y el período base (*0*) pero considerando las situaciones intermedias (*k*). La expresión matemática del índice general correspondiente al periodo *t* sería:

$$ {}_0I_{LE}^t = \prod_{k=1}^t \frac{\sum_i p_i^k q_i^{k-1}}{\sum_i p_i^{k-1} q_i^{k-1}} = \prod_{k=1}^t \frac{\sum_i \frac{p_i^k}{p_i^{k-1}} p_i^{k-1} q_i^{k-1}}{\sum_i p_i^{k-1} q_i^{k-1}} = \prod_{k=1}^t \sum_i {}_{k-1}I_i^k W_i^{k-1} , $$

siendo p_i^k el precio y q_i^k la cantidad de un artículo $i \in N$ (número total de artículos) en el período intermedio *k*, y:

$$ {}_{k-1}I_i^k = \frac{p_i^k}{p_i^{k-1}} , $$

$$ W_i^{k-1} = \frac{p_i^{k-1} q_i^{k-1}}{\sum_i p_i^{k-1} q_i^{k-1}} . $$

Dado que el **período de referencia de los precios,** con el cual se comparan los precios corrientes, varía cada año, las situaciones intermedias vienen definidas por los meses de diciembre de todos los años.

De esta forma, el índice en base 2011 para el mes *m* del año *t* podría calcularse como producto de índices:

$$ {}_{11}I_G^{mt} = {}_{11}I_G^{dic(t-1)} \times \left(\frac{{}_{dic(t-1)}I_G^{mt}}{100} \right) = $$

$$ = {}_{11}I_G^{dic11} \times \left(\frac{{}_{dic11}I_G^{dic12}}{100} \right) \times \ldots \times \left(\frac{{}_{dic(t-2)}I_G^{dic(t-1)}}{100} \right) \times \left(\frac{{}_{dic(t-1)}I_G^{mt}}{100} \right), $$

siendo ${}_{11}I_G^{mt}$ el índice general, en base 2011, del mes *m* del año *t* y ${}_{dic(t-1)}I_G^{mt}$ el índice general, referido a diciembre del año *(t-1),* del mes *m* del año *t.*

Los índices encadenados presentan el problema de su falta de aditividad: es decir, el índice de un agregado no se puede calcular como la media ponderada de los índices de los agregados que, a su vez, lo componen (el índice general, por ejemplo, no resultará de la media ponderada de los índices de los doce grupos).

Índices elementales

El componente de consumo de menor nivel de agregación para el cual se calculan índices sin usar ponderaciones es el artículo-provincia. Así, se calcula un índice elemental para cada artículo de la cesta de la compra en cada provincia.

El índice del agregado elemental *i* resultará del cociente entre su precio medio en el período actual y su precio medio en el período de referencia de los precios (diciembre del año anterior):

$$ {}_{dic(t-1)}I_i^{mt} = \frac{\bar{P}_i^{\,mt}}{\bar{P}_i^{\,dic(t-1)}} \times 100 \,. $$

Donde:

${}_{dic(t-1)}I_i^{mt}$	es el índice referido a diciembre del año *(t-1),* del agregado elemental *i,* en el mes *m* del año *t.*
$\bar{P}_i^{\,mt}$	es el precio medio del agregado elemental *i,* en el mes *m* del año *t.*
$\bar{P}_i^{\,dic(t-1)}$	es el precio medio del agregado elemental *i,* en el mes de diciembre del año *(t-1).*

Para calcular el precio medio se utiliza la media geométrica, otorgando así la misma importancia a las variaciones de todos los precios, independientemente del nivel de los mismos:

$$\bar{P}_i^{\,mt} = \sqrt[n_i^{mt}]{\prod_{j=1}^{n_i^{mt}} P_{i,j}^{mt}} \; .$$

Siendo:

$P_{i,j}^{mt}$ el precio medio del agregado elemental *i* recogido en el establecimiento *j,* en el período *(m,t).*

n_i^{mt} el número de precios procesados del agregado elemental *i,* en el período *(m,t).*

Ponderaciones:

Para calcular los índices agregados se utilizarán las ponderaciones procedentes de la EPF que, como ya se explicó, proporciona estimaciones del gasto en productos de consumo realizado por los hogares residentes en viviendas familiares en España siguiendo la clasificación COICOP. El cálculo de las ponderaciones de los artículos que forman parte de la cesta de la compra del IPC hace necesaria la desagregación de las parcelas de gasto establecidas por la clasificación COICOP, con la colaboración de diferentes organismos, asociaciones, fabricantes y comerciantes.

Además, para corregir el desfase entre el **período de referencia de las ponderaciones** (las ponderaciones usadas durante el año 2012 se calculan con los datos de 2010) y el período de referencia de los precios (diciembre de 2011), las ponderaciones se actualizan con la información sobre evoluciones de precios y cantidades, procedente de de diversas fuentes (evolución del consumo privado de la Contabilidad Nacional, evolución de precios del IPC, fuentes de la oferta de los diferentes sectores). De esta forma, tanto los índices elementales como las ponderaciones utilizadas para el cálculo de las agregaciones están referidos a diciembre del año inmediatamente anterior.

Esta actualización anual se realiza sólo para determinados niveles de desagregación geográfica y funcional. Con cada cambio de base, cada cinco años, sí se actualizan las ponderaciones para todos los niveles de desagregación funcional y geográfica.

A continuación se muestran en la Tabla 4 cuáles fueron las ponderaciones para el año 2012 de los doce grupos COICOP:

Tabla 4. IPC base 2011: ponderaciones por grupos año 2012

Grupos		Ponderación
1	Alimentos y bebidas no alcohólicas	182,642
2	Bebidas alcohólicas y tabaco	28,872
3	Vestido y calzado	83,437
4	Vivienda	120,006
5	Menaje	66,750
6	Medicina	31,398
7	Transporte	151,630
8	Comunicaciones	38,498
9	Ocio y cultura	75,420
10	Enseñanza	14,175
11	Hoteles, cafés y restaurantes	114,608
12	Otros bienes y servicios	92,563
	Total	**1.000,000**

Para cada artículo, las ponderaciones muestran la relación entre el gasto realizado en las parcelas que el artículo representa y el gasto total realizado en todas las parcelas cubiertas por el índice:

$$W_i = \frac{\text{gasto realizado en las parcelas representadas por el artículo i}}{\text{gasto total}} .$$

Cada agregación geográfica (provincias, comunidades autónomas y total nacional) presenta ponderaciones diferentes. A partir de estas se obtienen también las ponderaciones de las distintas agregaciones funcionales. La ponderación del agregado funcional *A* será la suma de las ponderaciones de los artículos que componen dicha agregación:

$$W_A = \sum_{i \in A} W_i .$$

Índices agregados:

El índice, referido a diciembre del año anterior, de cualquier **agregación funcional *A* en una provincia *p***, resulta de la agregación de los índices elementales de los artículos pertenecientes a dicha agregación con las ponderaciones vigentes en el año *t:*

$$_{dic(t-1)}I_{A,p}^{mt} = \sum_{i \in A} {}_{dic(t-1)}I_{i,p}^{mt} \times {}_{dic(t-1)}W_{i,p}^{mt} .$$

Siendo:

$_{dic(t-1)}I_{i,p}^{mt}$ el índice referido a diciembre del año *(t-1),* del artículo *i*, en la provincia *p*, en el mes *m* del año *t*.

$_{dic(t-1)}W_{i,p}$ la ponderación en tanto por uno referida a diciembre del año *(t-1),* del artículo *i*, en la provincia *p*, dentro de la agregación *A*.

Es decir:

$$_{dic(t-1)}W_{i,p} = \frac{\text{gasto realizado en el artículo } i \text{ en la provincia } p}{\text{gasto realizado en la agregación funcional } A \text{ en la provincia } p} \; .$$

Para obtener los índices finalmente publicados, los cuales dan continuidad a las series, es necesario encadenar posteriormente esos índices agregados.

$$_{11}I_{A,p}^{mt} = {}_{11}I_{A,p}^{dic(t-1)} \times \left(\frac{_{dic(t-1)}I_{A,p}^{mt}}{100} \right) .$$

El cálculo del índice de una **agregación geográfica *R* superior a la provincia, para una agrupación funcional determinada *A*** se realiza de forma análoga:

$$_{dic(t-1)}I_{A,R}^{mt} = \sum_{p \in R} {}_{11}I_{A,p}^{mt} \, {}_{dic(t-1)}W_{A,p}^{mt} \; .$$

Encadenando después los índices agregados:

$$_{11}I_{A,R}^{mt} = {}_{11}I_{A,R}^{dic(t-1)} \times \left(\frac{_{dic(t-1)}I_{A,R}^{mt}}{100} \right) .$$

Encadenamiento de Índices:

Toda vez que con la fórmula de cálculo del IPC base 2011, los índices referidos a diciembre del año *(t-1)* parten de un valor igual a 100 en diciembre de ese año, para dar continuidad a las series del IPC publicadas hay que calcular los índices "publicables" o encadenados.

Como veíamos, el índice publicado en el mes *m* del año *t*, en base 2011, se obtiene multiplicando el índice de diciembre de *(t-1)*, en base 2011, por el índice del mes *m* del año *t* referido a diciembre de *(t-1)*, dividido por 100:

$$_{11}I_{G}^{mt} = {}_{11}I_{G}^{dic(t-1)} \times \left(\frac{_{dic(t-1)}I_{G}^{mt}}{100} \right) .$$

Como no se trata de índices aditivos, a partir de índices publicados no se pueden obtener los índices de las agregaciones funcionales o geográficas, las cuales se calcularían con los índices referidos a diciembre del año anterior (no publicados) y que sí son aditivos.

Se puede obtener el índice en base 2011 de un agregado *A* mediante los índices publicados, en base 2011, de sus componentes *A1* y *A2*.

Primero, habría que obtener los índices referidos a diciembre del año anterior, para cada componente *A1* y *A2*. Estos resultan de dividir el índice publicado del mes *m* del año *t*, por el índice publicado de diciembre del año anterior:

$$ {}_{dic(t-1)}I_i^{mt} = \frac{{}_{11}I_i^{mt}}{{}_{11}I_i^{dic(t-1)}} \times 100 \,, \; i = 1,2 \,. $$

A continuación, los índices obtenidos se agregan usando las ponderaciones vigentes en el período *(m,t)* y de esta forma que se obtiene el índice del agregado *A* referido a diciembre de *(t-1)*:

$$ {}_{dic(t-1)}I_A^{mt} = \frac{{}_{dic(t-1)}I_1^{mt}\,{}_{dic(t-1)}W_1 + {}_{dic(t-1)}I_2^{mt}\,{}_{dic(t-1)}W_2}{{}_{dic(t-1)}W_1 + {}_{dic(t-1)}W_2} \,. $$

Finalmente, el índice en base 2011 del agregado *A*, se calcularía como el producto del índice publicado de diciembre del año anterior y el índice agregado obtenido dividido entre 100:

$$ {}_{100}I_A^{mt} = {}_{11}I_A^{dic(t-1)} \, \frac{{}_{dic(t-1)}I_A^{mt}}{100} \,. $$

Tasas de variación y repercusiones:

En la práctica, datos que principalmente empleados cuando se publica el IPC no son los índices sino las tasas de variación y de las repercusiones o efecto que sobre esas variaciones tienen los diferentes artículos:

- La **tasa de variación mensual** de un índice en el período *(m, t)* viene dada por el cociente entre el índice del mes corriente *m* y el índice del mes anterior *(m-1).*

- La **tasa de variación acumulada** (en lo que va de año) es el cociente entre el índice del mes corriente y el índice de diciembre del año anterior.

- La **tasa de variación anual** se obtiene como cociente entre los índices publicados del mes corriente y del mismo mes del año anterior (ambos en base 2011).

Tanto las tasas de variación mensuales como las tasas de variación acumulada pueden ser calculadas con los índices publicados, en base 2011, o con los índices no encadenados (referidos a diciembre del año anterior). Sin embargo, las tasas de variaciones anuales no pueden ser calculadas con los índices referidos a diciembre del año anterior.

La **repercusión de la variación mensual** de precios en el índice general de un artículo o conjunto de artículos es la parte de la variación mensual del índice que se debe a dicho artículo o conjunto de artículos. Es decir, la variación que el índice general habría experimentado si todos los precios del resto de artículos hubieran permanecido estables.

La suma de las repercusiones mensuales de todos los artículos de la cesta de la compra es igual a la variación mensual del índice general.

La **repercusión de la variación en lo que va de año** (o variación acumulada) viene a ser la variación acumulada que experimentaría el índice general si los precios del resto de artículos durante el año permanecieran constantes. Es decir, es la parte de la variación acumulada causada por un artículo o conjunto de artículos. También en el caso de las repercusiones acumuladas su suma es igual a la tasa de variación acumulada.

Capítulo 2

Estimaciones previas realizadas por el IGE

El Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) es un tributo de naturaleza indirecta que recae sobre el consumo, gravando las entregas de bienes y prestaciones de servicios efectuadas por empresarios o profesionales, las adquisiciones intracomunitarias de bienes y las importaciones de bienes que tienen lugar en territorio español.

Aunque son los empresarios y profesionales los responsables de la gestión de este impuesto, quien finalmente lo soporta es el consumidor. Así, excepto en aquellos casos específicamente dejados fuera de gravamen por la ley (servicios médicos, determinadas actividades educativas, culturales y deportivas, operaciones financieras y de seguro) el IVA se incorpora como un componente más de los precios finales de los distintos productos y servicios, cuya evolución, como hemos visto, debe medir el IPC.

El 14 de julio de 2012 el BOE publicaba el Real Decreto-ley 20/2012, de 13 de julio, de medidas para garantizar la estabilidad presupuestaria y de fomento de la competitividad, modificando, junto a otras muchas cuestiones, la Ley 37/1992, de 28 de diciembre, del Impuesto sobre el Valor Añadido, con **efectos desde el 1 de septiembre** de 2012.

En realidad, la reforma había sido ya anunciada días antes (el 11 de julio) en comparecencia del Presidente del Gobierno en el Congreso de los Diputados, y en lo referente al IVA consistía, básicamente, en una elevación de los distintos tipos aplicados por el impuesto:

- El tipo general del impuesto se elevó desde el 18% hasta el 21%.

- El tipo reducido, aplicado a algunos productos alimenticios, productos sanitarios, transporte de viajeros, la mayoría de servicios de hostelería o la construcción y rehabilitación de viviendas, se incrementó del 8 al 10 %

- El tipo superreducido, que grava los artículos de primera necesidad (como las verduras, la leche, el pan, la fruta, los libros y periódicos,…) o las especialidades farmacéuticas, se mantuvo en el 4 %

Adicionalmente, el Real Decreto Ley aprovechó también para modificar el tipo de IVA en el que estaban encuadrados determinados bienes y servicios. Y de este modo, pasaron a estar gravados por el tipo general bienes y servicios a los que antes eran de aplicación el tipo reducido (como por, ejemplo, peluquerías, cines o servicios funerarios), o el tipo superreducido (parte del material escolar como los cuadernos o la plastilina).

A raíz de este incremento general en los tipos de IVA, aspecto cuya incidencia sobre los precios es clara y, en principio, directa, el Instituto Gallego de Estadística se plantea, en Agosto de 2012, llevar a cabo un estudio con el fin de estimar el efecto que la entrada en vigor de esta reforma impositiva tendría sobre el IPC.

Bajo este propósito, el punto de partida es calcular el efecto máximo de la subida de tipos. Es decir, el incremento máximo que podrían experimentar los precios si la subida de los tipos de IVA fuese íntegramente repercutida a los consumidores.

Para ello, partiendo de la menor agregación funcional existente en el IPC, se asigna a cada una de las 126 subclases del IPC el tipo de IVA que correspondería aplicar. En aras a la simplificación, se asume que cuando en una misma subclase conviven productos con distintos tipos de IVA el tipo asignado es el máximo posible.

Siguiendo este procedimiento, se establece el incremento máximo, en términos relativos, asociado al precio de cada una de las subclases de IVA, y multiplicando ese valor por el peso que cada subclase tiene en el Índice General, resulta el máximo incremento que podría experimentar el Índice General en caso de que la subida de tipos fuse “automáticamente” trasladada a los precios (**2,17 puntos**).

El paso siguiente es tratar de acotar los valores obtenidos para los máximos incrementos posibles, revisando, con ese objeto, lo sucedido en situaciones similares que hubieran podido producirse en el pasado.

Concretamente, el 1 de julio de 2010 había entrado en vigor una subida de tipos de IVA (anunciada en septiembre de 2009 y publicada en el BOE en diciembre de ese mismo año) que elevaba el tipo reducido del 7% al 8% y el general del 16% al 18%. Más lejos, el 1 de enero de 1995, todos los productos habían visto incrementado el tipo de IVA soportado en un punto.

En el año 2010, para estimar el efecto de la subida de tipos de IVA sobre los precios, el IGE había recurrido a la información suministrada por el precedente de 1995. Los resultados obtenidos por diferentes procedimientos situaban el impacto causado en el índice de precios por los nuevos tipos de IVA entre el 34% y el 56% del máximo incremente posible (habiendo sido calculados los máximos incrementos posibles de forma análoga a lo descrito para 2012).

Por tanto, de registrarse en el año 2012 un comportamiento similar al producido en 1995, aplicando 2010 los porcentajes obtenidos para 1995, el incremento estimado para el IPC en septiembre de 2012 como consecuencia de la subida impositiva, sería de **entre 0,73 e 1,22 puntos** porcentuales.

No obstante, siendo la experiencia mucho más reciente, y pareciendo la realidad económica de 2010 homologable a la de 2012 en mayor medida, el IGE decide centrarse en al análisis de la subida de tipos de 2010 con el fin de de acotar el efecto del incremento de tipos del año 2012.

Así, utilizando las series del IPC a nivel de subgrupo para las 52 provincias españolas (los subgrupos son la máxima desagregación a nivel provincial), con referencia temporal desde enero de 2002 hasta junio de 2010, se procede a ajustar un modelo ARIMA (la explicación de los modelos ARIMA se lleva a cabo en el Capítulo 3) a cada una de ellas.

A partir de los ARIMA ajustados a las distintas series, se obtiene una predicción para el dato del IPC del mes de julio de 2010, asumiendo que la diferencia entre el valor real observado en julio de 2010 y el valor de la predicción obtenida, para cada provincia y subgrupo, se debe a la repercusión en los precios del incremento de los tipos del IVA.

La estimación del efecto de la subida del IVA sobre el IPC para cada subgrupo se lleva a cabo utilizando la media y la mediana de las 52 provincias, despreciando las diferencias negativas y tomando el incremento máximo cuando este es menor que la diferencia entre el dato observado y la predicción. A través de los pesos de los distintos subgrupos se pueden obtener los valores de los grupos y del Índice General.

Así, resulta que sobre el cálculo del máximo incremento posible del Índice General como consecuencia de la modificación de los tipos de IVA en el año 2010 (1,19 puntos porcentuales), se habría repercutido en el mes julio, mes de su entrada en vigor, solamente entre el 41,02% y el 43,87% (dependiendo de si se toman la mediana o la media provincial, repectivamente).

Extrapolando, por subgrupos, los resultados de 2010 a la situación de 2012 (habiendo quedado establecido el máximo incremento posible en 2,17 puntos) el efecto estimado de la subida de tipos del IVA en el Índice General del mes de septiembre de 2012 se encontraría entre el 37,72% y el 41,28 %, es decir **en el intervalo de los 0,82 y 0,90 puntos porcentuales**.

Capítulo 3

Marco teórico de los modelos ARIMA

La principal línea de estudio a la hora de desarrollar inferencia estadística en el ámbito de las series de tiempo parte de la suposición de que las series de tiempo de datos reales son generadas por modelos estocásticos. En este sentido, los modelos ARIMA son posiblemente el proceso más utilizado en modelización de series de tiempo, y también, la técnica estadística sobre la que se ha sustentado este trabajo.

Se trata de una clase de modelos estocásticos, paramétricos (pero, como veremos luego, muy flexibles) que han demostrado una gran utilidad como posibles generadores de series de tiempo reales, y para modelizar residuos procedentes de modelos con una componente determinista.

En este capítulo se pretende presentar el marco teórico sobre el que se sustenta este tipo de modelos.

3.1. Introducción a los procesos estacionarios

Un **proceso estocástico** es un conjunto de variables aleatorias $\{ X_t\}_{t\in C}$ definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. En particular, si nos referiremos al proceso estocástico $\{ X_t\}_{t\in \mathbb{Z}}$ siendo $\mathbb{Z}$ el conjunto de los números enteros, estaremos delante el proceso estocástico $\dots, X_{-2}, X_{-1}, X_0, X_1, X_2, \dots$ donde el subíndice t de cada variable aleatoria representa el instante de tiempo en el cual es observada.

Una observación (realización o trayectoria) del proceso estocástico se denota por

$$\dots, x_{-2}, x_{-1}, x_0, x_1, x_2, \dots$$

Por tanto, la serie de tiempo $x_1, x_2, \dots, x_T$ será una realización o trayectoria parcial de un proceso estocástico.

Desde esta perspectiva, al enfrentarnos en la práctica a una serie temporal de datos reales, el objetivo será identificar y construir aquel/aquellos procesos estocásticos que, “razonablemente”, hubieran podido haber generado la serie; disponiendo para ello, tan sólo, de la información suministrada por la propia serie de tiempo, es decir, de un único valor de cada variable aleatoria $X_1, \dots, X_T$ del proceso.

Un proceso estocástico $\{X_t\}_t$ es **estacionario** si verifica que:

- $\mu_t = \mu , \forall\, t$;
  donde $\mu_t = E(X_t)$ es la función de medias de $\{X_t\}_t$.
- $\sigma_t^2 = \sigma^2 , \forall\, t$
  donde $\sigma_t^2 = Var(X_t) = E((X_t - \mu)^2)$ es la función de varianzas de $\{X_t\}_t$.
- $\gamma(t, t + k) = \gamma_k , \forall\, t, k$
  donde $\gamma(s,t) = Cov(X_s, X_t) = E\big((X_s - \mu_s)(X_t - \mu_t)\big)$ es la función de autocovarianzas de $\{X_t\}_t$.

Así pues, la estacionariedad dota al proceso estocástico de propiedades de estabilidad en la media, en la varianza y en las autocovarianzas, lo que permitirá estimar distintas características del proceso a partir de la serie de tiempo $x_1 , x_2 , \dots , x_T$.

Se define como proceso de **ruido blanco**, denotado por $\{a_t\}_t$, a una colección de variables aleatorias incorreladas, con media 0 y varianza constante σ_a^2 .

Se puede demostrar que un proceso de ruido blanco es un proceso estacionario tal que:

- $\mu_t = 0 , \forall\, t$.
- $\sigma_t^2 = \sigma_a^2 , \forall\, t$.
- $\gamma_k = \begin{cases} \sigma_a^2 , si\ k = 0 \\ 0 , \ si\ k \neq 0 \end{cases}$.

Un proceso estocástico $\{ X_t\}_t$ es **lineal** si admite una representación del tipo:

$$X_t = \cdots + \psi_{-1} a_{t+1} + c + \psi_0 a_t + \psi_1 a_{t-1} + \cdots$$

con $\sum_{i=-\infty}^{\infty} |\psi_i| < \infty$, siendo $\{a_t\}_t$ un proceso de ruido blanco.

Se puede demostrar que todos los procesos lineales son estacionarios.

Un proceso estocástico $\{ X_t\}_t$ es **causal** (o $MA(\infty)$) si admite una representación del tipo:

$$X_t = c + \psi_0 a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \cdots$$

con $\sum_{i=0}^{\infty} |\psi_i| < \infty$.

Un proceso estocástico $\{X_t\}_t$ es **invertible** (o $AR(\infty)$) si admite una representación del tipo:

$$X_t = c + a_t + \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \cdots$$

con $\sum_{i=1}^{\infty} |\pi_i| < \infty$.

Se puede demostrar que siendo $\{X_t\}_t$ un proceso estocástico estacionario que no contiene componentes deterministas, entonces admite una representación del tipo:

$$X_t = c + \psi_0 a_t + \psi_1 a_{t-1} + \cdots$$

con $\psi_0 = 1$ y $\sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2 < \infty$.

Este resultado, conocido como **descomposición de Wold**, garantiza que todo proceso estacionario es lineal, o puede ser transformado para que lo sea extrayéndole la componente determinista, y convierte a los procesos lineales en un marco general adecuado para el estudio de los procesos estacionarios.

Los modelos ARIMA supondrán la generalización de una clase de procesos más amplia que se construye sobre la base que acabamos de ver.

3.2. Procesos ARMA: construcción

Procesos autorregresivos: AR.

Se conoce como *"proceso autorregresivo de orden p"* (**AR(p)**) a un proceso estacionario $\{X_t\}_t$ que admite la representación:

$$X_t = c + \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \ldots + \emptyset_p X_{t-p} + a_t \ ,$$

siendo c , $\emptyset_1$, ... , $\emptyset_p$ constantes.

Los procesos AR verifican que:

- $\{X_t\}_t$ es estacionario $\Leftrightarrow 1 - \emptyset_1 z - \emptyset_2 z^2 - \ldots - \emptyset_p z^p \neq 0$ $\forall z$ con $|z| = 1$.
- $\{X_t\}_t$ es causal $\Leftrightarrow 1 - \emptyset_1 z - \emptyset_2 z^2 - \ldots - \emptyset_p z^p \neq 0$ $\emptyset_1 z$ $\forall z$ con $|z| \leq 1$.
- $\{X_t\}_t$ es invertible, en todo caso.

Procesos de medias móviles: MA.

Se conoce como *"proceso de medias móviles de orden q"* (**MA(q)**) a un proceso estacionario $\{X_t\}_t$ que admite la representación:

$$X_t = c + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \ldots + \theta_q a_{t-q} ,$$

siendo c , θ_1 , ... , θ_q constantes.

Los procesos MA verifican que:

- $\{X_t\}_t$ es estacionario y causal, en todo caso.
- $\{X_t\}_t$ es invertible $\Leftrightarrow 1 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \ldots + \theta_q z^q \neq 0 \ \emptyset_1 z \ \forall z$ con $|z| \leq 1$.

La introducción en un mismo proceso estacionario de estructura autorregresiva **(AR)** y de medias móviles **(MA)** da lugar a los ***procesos ARMA***.

Se conoce como *"proceso ARMA(p,q)"* a un proceso estacionario $\{X_t\}_t$ que admite la representación:

$$X_t = c + \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \ldots + \emptyset_p X_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \ldots + \theta_q a_{t-q} ,$$

siendo c , $\emptyset_1$, $\emptyset_p$, θ_1 , ... , θ_q constantes.

Los procesos ARMA verifican que:

- $c = \mu (1 - \emptyset_1 - \ldots - \emptyset_p)$
- ARMA (p,0) ⇔ AR (p)
- ARMA (0,q) ⇔ MA (q)
- $\{X_t\}_t$ es estacionario$\Leftrightarrow 1 - \emptyset_1 z - \emptyset_2 z^2 - \ldots - \emptyset_p z^p \neq 0$, $\forall z$ con $|z| = 1$.
- $\{X_t\}_t$ es causal $\Leftrightarrow 1 - \emptyset_1 z - \emptyset_2 z^2 - \ldots - \emptyset_p z^p \neq 0$, $\forall z$ con $|z| \leq 1$.
- $\{X_t\}_t$ es invertible $\Leftrightarrow 1 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \ldots + \theta_q z^q \neq 0$, $\forall z$ con $|z| \leq 1$.

Si $\{Y_t\}$ es un proceso estacionario tal que $\gamma_{Y,h} \rightarrow 0$ cuando $h \rightarrow \infty$ entonces, dado cualquier número entero $k > 0$ existe un proceso ARMA $\{X_t\}$ tal que $\gamma_{X,h} = \gamma_{Y,h}$ $\forall h = 0$, 1 , ... , k. La clase de procesos ARMA es, por tanto, muy flexible.

Escrita de forma compacta, denotaremos la ecuación que define al proceso ARMA(p,q) como:

$$\phi(B) X_t = c + \theta(B) a_t .$$

Donde:

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p) ,$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \ldots + \theta_q B^q) ,$$

y B denota al operador retardo definido por $BX_t = X_{t-1}$

Como acabamos de ver, los procesos ARMA generales explican el presente a través de una función lineal de observaciones e/o innovaciones consecutivas ocurridas en el pasado inmediato (dependencia regular). Particularizando los procesos ARMA al caso en que sean nulos los coeficientes ϕ_i y θ_j con subíndice no múltiplo de s tendremos procesos que explican el presente a través de una función lineal de observaciones e/o innovaciones ocurridas en instantes alejados del actual en una cantidad múltiplo de s (dependencia estacional).

Procesos ARMA estacionales.

Se conoce como *"proceso ARMA(P,Q)$_s$"* (proceso ARMA estacional) a un proceso estacionario $\{X_t\}_t$ que admite la representación:

$$X_t = c + \Phi_1 X_{t-s} + \Phi_2 X_{t-2s} + \ldots + \Phi_P X_{t-Ps}$$

$$+ a_t + \Theta_1 a_{t-s} + \Theta_2 a_{t-2s} + \cdots + \Theta_Q a_{t-Qs} ,$$

siendo c , Φ_1 , Φ_p , Θ_1 , ... , Θ_p constantes, y denotando por s al período estacional.

Al tratarse de un ARMA(sP,sQ) con muchos coeficientes nulos, las condiciones de estacionariedad, causalidad e invertibilidad se deducen de las de los ARMA.

La ecuación que define al proceso ARMA(P,Q) se puede escribir de forma compacta:

$$\Phi(B^s)X_t = c + \Theta(B^s)a_t .$$

Donde:

$$\Phi(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \ldots - \Phi_P B^{Ps}) ,$$

$$\Theta(B^s) = (1 + \Theta_1 B^s \mp \Theta_2 B^{2s} + \ldots + \Theta_Q B^{Qs}) ,$$

y B denota al operador retardo estacional definido por $B^s X_t = X_{t-s}$.

Procesos ARMA estacionales multiplicativos.

La modelización conjunta de dependencia regular y dependencia estacional se lleva a cabo combinando los ARMA y los ARMA estacionales mediante los procesos ARMA estacionales multiplicativos, denotados de forma compacta, de acuerdo con la notación anterior, como:

$$\phi(B)\Phi(B^s)X_t = c + \theta(B)\Theta(B^s)a_t \, .$$

Los procesos ARMA estacionales multiplicativos se denotan por ARMA(p,q)×(P,Q)s y son una particularidad de un ARMA(p+sP, q+SQ) con muchos coeficientes nulos.

3.3. Procesos ARMA: estimación de los parámetros

Supongamos que la serie de tiempo $x_1, x_2, \dots, x_T$ ha sido generada por un proceso ARMA (p,q) causal, invertible y gaussiano cuyos órdenes *p* y *q* son conocidos, tal que:

$$X_t = c + \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \dots + \emptyset_p X_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \, .$$

En aras de la simplificación utilizaremos un proceso ARMA(p,q) si bien de acuerdo con lo explicado anteriormente sobre los distintos modelos, lo que sigue resulta igualmente válido para ARMA regulares, estacionales y estacionales multiplicativos

<u>Estimación por Mínimos Cuadrados Condicionados:</u>

Considerando los residuos del ajuste realizado:

$$\hat{a}_t = X_t - \tilde{c} - \tilde{\emptyset}_1 X_{t-1} - \tilde{\emptyset}_2 X_{t-2} - \dots - \tilde{\emptyset}_p X_{t-p} - \tilde{\theta}_1 \hat{a}_{t-1} + \dots + \tilde{\theta}_q \hat{a}_{t-q} \, ,$$

obtendremos los valores $(\tilde{c}, \tilde{\emptyset}_1, \dots, \tilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q)$, que minimizan la función

$$S\,(\tilde{c}, \tilde{\emptyset}_1, \dots, \tilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q) = \sum_{i=1}^{T} \hat{a}_t^2 \, ,$$

condicionada a que:

$$\hat{a}_{1-q} = \hat{a}_{2-q} = \cdots = \hat{a}_0 = \hat{a}_1 = \cdots = \hat{a}_p = 0 \, .$$

<u>Estimación por Máxima Verosimilitud:</u>

Siendo $f_{\tilde{c}, \tilde{\emptyset}_1, \dots, \tilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2}$ la función de densidad conjunta de un vector aleatorio $(X_1, \dots, X_T)'$ procedente de un proceso ARMA con parámetros $\tilde{c}, \tilde{\emptyset}_1, \dots, \tilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2$, la estimación de Máxima Verosimilitud vendrá dada por aquellos valores $(\widetilde{c}, \widetilde{\emptyset}_1, \dots, \widetilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q\ y\ \hat{\sigma}_a^2)$ que dan *mayor credibilidad* a la serie $x_1, x_2, \dots, x_T$.

Es decir, que maximizan la función de verosimilitud:

$$L_{x1,\dots,x_T}\left(\tilde{c}, \widetilde{\emptyset}_1, \dots, \widetilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2\right) = f_{\tilde{c}, \widetilde{\emptyset}_1, \dots, \widetilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2}(x_1, \dots, x_T) .$$

Siendo $\{X_t\}_t$ un proceso ARMA(p,q) **gaussiano,**

$$L_{x1,\dots,x_T}\left(\tilde{c}, \widetilde{\emptyset}_1, \dots, \widetilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2\right) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^T |\tilde{V}_T|}} exp\left(-\frac{(x_T - \tilde{\mu}_T)' \tilde{V}_T^{-1} (x_T - \tilde{\mu}_T)}{2}\right)$$

donde

- $x_T = (x_1, \dots, x_T)'$.
- $\tilde{\mu}_T = (\tilde{\mu}_1, \dots, \tilde{\mu}_T)'$, con $\tilde{\mu} = E(\tilde{X}_t) = \frac{c}{1 - \widetilde{\emptyset}_1 - \dots - \widetilde{\emptyset}_p}$.
- $\tilde{V}_T$ es la matriz de varianzas-covarianzas del vector aleatorio $(\tilde{X}_1, \dots, \tilde{X}_T)'$ procedente de un proceso ARMA(p,q) con parámetros $\tilde{c}, \widetilde{\emptyset}_1, \dots, \widetilde{\emptyset}_p, \tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_q, \tilde{\sigma}_a^2$.

Bajo condiciones adecuadas los estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros $\mu, \emptyset_1, \dots, \emptyset_p, \theta_1, \dots, \theta_q$ de un ARMA (p,q) gaussiano serán asintóticamente óptimos. Por tanto, cuando el tamaño de la serie sea *grande* podremos considerar que son centrados, eficientes y que se distribuyen normalmente (lo que nos permitirá construir intervalos, regiones de confianza y contrastes de hipótesis referidos a los parámetros).

Por su parte, el estimador de máxima verosimilitud de σ_a^2 es consistente.

Recordemos que para la construcción de los procesos ARMA partíamos de la consideración de las innovaciones $\{a_t\}_t$ como ruido blanco (es decir, un conjunto de variables aleatorias con media cero, varianza constante e incorreladas). Obviamente, la no verificación de esta hipótesis invalidaría el modelo ajustado como generador de la serie de tiempo.

Adicionalmente, la normalidad sería una condición deseable. De esta forma, el ruido blanco implicaría independencia (por lo que no se estaría dejando información por modelizar) y, como acabamos de ver, los estimadores (máxima verosimilitud gaussiana) serían asintóticamente eficientes, permitiendo "garantizar" posteriormente el nivel de confianza de los intervalos de predicción.

3.4. Procesos ARMA: selección del modelo

El objetivo será seleccionar, de entre todos los posibles, el "mejor" proceso ARMA como generador de una serie de tiempo.

Denotando por k la cantidad de coeficientes de un modelo ARMA (esto es, $k=p+q+1$ o $k=p+q$ para un ARMA(p,q) con o sin constante) y por φ_{k+1} al vector formado por dichos coeficientes y por σ_a^2 , el modelo ARMA elegido deberá minimizar alguno de los criterios existentes para tal fin.

- Criterio de información de Akaike:

$$AIC = -2\ln\big(L(\varphi_{k+1})\big) + 2(k+1)\,.$$

- Criterio de información de Akaike corregido:

$$AICC = -2\ln\big(L(\varphi_{k+1})\big) + \frac{2(k+1)T}{T-k-2}\,.$$

- Criterio de Información Bayesiano:

$$BIC = -2\ln\big(L(\varphi_{k+1})\big) + (k+1)\ln(T).$$

En realidad, la estructura de estos tres criterios es similar. El primer sumando mide la calidad del ajuste y la credibilidad que se le da a la serie de tiempo (cuanto menor es su valor mejor será el ajuste y mayor la credibilidad que se le da a la serie), disminuyendo su valor al aumentar k, mientras que el segundo sumando penaliza el aumento de la cantidad de coeficientes del ARMA, por lo que su valor disminuye al disminuir k.

La minimización de cualquiera de estos criterios implica un modelo equilibrado, es decir, un buen ajuste pero sin demasiados parámetros (que darían problemas tanto a la hora de estimar como de predecir). Además, las estimaciones de los parámetros del modelo seleccionado son estimaciones de máxima verosimilitud.

Se puede demostrar que el criterio BIC es consistente, de forma que si la serie realmente hubiese sido generada por un proceso ARMA, el BIC seleccionaría los órdenes correctos con probabilidad 1. Esto no ocurre con los criterios AIC y AICC los cuales, no obstante, sí son asintóticamente eficientes; es decir, que si la serie ha sido generada por un AR (posiblemente de orden infinito) tanto el AIC y el AICC seleccionan el modelo que da lugar al menor error de predicción esperado (esto no ocurre con el criterio BIC).

3.5. Procesos ARMA: predicción

Suponiendo que la serie de tiempo $x_1, \dots, x_T$ haya sido generada por un proceso ARMA $\{X_t\}$ cuyos parámetros son conocidos (ARMA regulares, estacionales y estacionales multiplicativos) el objetivo siguiente será predecir valores futuros del proceso. Existen diversas técnicas que permiten predecir valores futuros tanto de procesos *AR(p)* y *MA(q) y e*stos procedimientos pueden ser combinados fácilmente para predecir valores futuros de procesos ARMA(p,q).

En general, puede demostrarse que la predicción a largo plazo de futuros valores de un proceso ARMA(p,q) es la media del proceso. En cualquier caso, se pueden construir intervalos de predicción para los valores futuros utilizando la distribución muestral del error de predicción.

Denotando por $\hat{X}_T(k)$ la predicción del valor futuro del proceso dentro de k instantes de tiempo (X_{T+k}), es decir, la predicción con origen en T y horizonte en k, el error de predicción será:

$$e_T(k) = X_{T+k} - \hat{X}_T(k) .$$

Se verifica que siendo "T grande" y $\{a_t\}_t$ gaussiano:

$$e_T(k) \approx N\left(0, \sigma_a^2(1 + \psi_1^2 + \cdots + \psi_{k-1}^2)\right),$$

donde ψ_i son los coeficientes de la representación

$$X_t = c + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \cdots$$

Obteniendo intervalos de predicción para el valor de X_{T+k} para un nivel de confianza α:

$$\hat{X}_T(k) \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\sigma_a^2(1 + \psi_1^2 + \cdots + \psi_{k-1}^2)} ,$$

siendo $z_{\alpha/2}$ el cuantil (1-$\alpha/2$) de una distribución $N(0,1)$.

Debe aclarase que, toda vez que al calcular la varianza asintótica del error de predicción,

$$Var(X_{T+k} - \hat{X}_T(k)) \approx \sigma_a^2(1 + \psi_1^2 + \cdots + \psi_{k-1}^2) ,$$

no se tiene en cuenta que las estimaciones de los parámetros incluidos en la predicción $\hat{X}_T(k)$ dependen de la serie $x_1, \dots, x_T$ siendo por el contrario tratadas como fijas (como si no dependiesen de los valores del proceso estocástico $\{X_t\}$), se produce un cambio en la varianza del error de predicción y por tanto en los intervalos de predicción (que puede despreciarse si el tamaño de la serie es grande).

3.6. Procesos ARIMA

Los procesos ARMA pueden resultar muy eficaces para modelizar el comportamiento de series de residuos procedentes de ajustar a una serie de tiempo tendencias deterministas y/o componentes estacionales deterministas. Sin embargo, no son demasiado frecuentes las series reales generadas por procesos estacionarios. Generalmente, el nivel medio de las series datos de reales varía con el tiempo como consecuencia de la existencia de tendencia y/o componente estacional. En general, la eliminación de la tendencia (incluso no determinista), para transformar un proceso no estacionario en otro estacionario, se consigue aplicando sucesivamente *d* diferencias regulares (en general, *d*<=3).

Un proceso *ARIMA (p,d,q)* es aquel que después de aplicarle *d* diferencias regulares se convierte en un proceso ARMA (pq).

- $\{X_t\}_t$ es ARIMA (p,d,q) ⇔ $(1-B)^d X_t$ es ARMA (p,q) .

Equivalentemente $\{X_t\}_t$ será un proceso ARIMA (p, d, q) si admite una representación del tipo:

$$\phi(B)(1-B)^d X_t = c + \theta(B)a_t \text{ ,}$$

donde el polinomio $\phi(z)$ no tiene raíces de módulo 1.

Procesos ARIMA estacionales.

La eliminación de la componente estacional para transformar un proceso no estacionario en otro estacionario se consigue aplicando sucesivamente *D* diferencias estacionales de período *s* (en general será suficiente *D*=1).

Un proceso *ARIMA (p, d, q)×(P,D,Q)$_s$* (o ARIMA estacional multiplicativo) es aquel que después de aplicarle *d* diferencias regulares y *D* diferencias estacionales de periodo s se convierte en un proceso ARMA (p,q))×(P,Q)$_s$.

Equivalentemente $\{X_t\}_t$ será un proceso ARIMA (p,d,q)×(P,D,Q)$_s$ (o ARIMA estacional multiplicativo) si admite una representación del tipo:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D X_t = c + \theta(B)\Theta(B^s)a_t \text{ ,}$$

donde el polinomio $\phi(z)\ \Phi(z^s)$ no tiene raíces de módulo 1.

Finalmente podemos comprobar que, tal y como anunciábamos al comienzo, el proceso ARIMA (p,d,q)×(P, D, Q)$_s$ supone la generalización de toda la clase de procesos que hemos venido describiendo. Así, captura no estacionariedades provocadas por la presencia de tendencia y de componente estacional (es estacionario cuando *d*=*D*=0) y modeliza dependencia regular y estacional.

Transformaciones BoxCox

La eliminación de heterocedasticidad como causante de la falta de estacionariedad se resuelve comúnmente mediante transformaciones de Box Cox. La familia de de transformaciones de Box Cox se define como aquella que transforma a x_t en:

$$\begin{cases} \dfrac{x_t^\lambda - 1}{\lambda} & si\ \lambda \neq 0 \\ ln(x_t) & si\ \lambda = 0 \end{cases}$$

Si la desviación típica es una función potencial de la media $\sigma_t = k\mu_t^{1-\lambda}$, *e*ntonces la transformación de Box Cox con parámetro λ consigue estabilizar la varianza.

Una situación muy usual es aquella en que $\sigma_t = k\mu_t$. En este caso $\lambda = 0$ y la aplicación del logaritmo neperiano permite estabilizar la varianza.

3.7. Análisis de intervención

El análisis de intervención permite estudiar modelos de series de tiempo en los cuales se incluyen variables ficticias que representen sucesos causantes de efectos deterministas: sean permanentes cuando a partir de un instante conocido provocan un cambio en el nivel de la serie, o transitorios, si se produce un cambio en algunos valores de la serie, no afectando a la larga al nivel de la misma.

Supongamos que la intervención tiene lugar en el instante *t=h*.

Denotamos por $y_1, \dots, y_T$ la serie de tiempo que sufre la intervención.

Se parte de que, en ausencia de intervención, la serie podría ser modelizada mediante el proceso ARIMA $\{X_t\}_t$. Veamos cómo proceder para, a partir de la serie intervenida, modelizar los efectos permanentes y los efectos transitorios provocados por la intervención.

Para ello, utilizaremos las funciones (variables ficticias) $S_t^{(h)}$(escalón) e $I_t^{(h)}$ (impulso), definidas como:

$$S_t^{(h)} = \begin{cases} 0, & si\ t < h \\ 1, & si\ t \geq h \end{cases}$$

$$I_t^{(h)} = \begin{cases} 0, & si\ t \neq h \\ 1, & si\ t = h \end{cases}$$

Efectos permanentes:

1) Supongamos que el efecto de la intervención consistiese en aumentar el nivel de la serie en w_0 unidades desde el instante *t=h*:

$$Y_t = \begin{cases} X_t\,, & si\ t < h \\ w_0 + X_t\,, & si\ t \geq h \end{cases}$$

La serie podría ser modelizada como $Y_t = w_0 S_t^{(h)} + X_t$.

2) Si el efecto de la intervención consistiese en aumentar gradualmente el nivel de la serie desde el instante de la intervención hasta el instante *t=h+m*:

$$Y_t = \begin{cases} X_t\,, & \text{si } t < h \\ w_0 + X_t\,, & \text{si } t = h \\ w_0 + w_1 + X_t\,, & \text{si } t = h+1 \\ \dots & \dots \\ w_0 + \dots + w_{m-1} + X_t\,, & \text{si } t = h+m-1 \\ w_0 + \dots + w_{m-1} + w_m + X_t\,, & \text{si } t \geq h+m \end{cases}$$

La serie podría se modelizada como $Y_t = w_0 S_t^{(h)} + w_1 S_t^{(h+1)} + \dots + w_m S_t^{(h+m)} + X_t$.

3) Si el efecto de la intervención consistiese en aumentar gradualmente el nivel de la serie desde el instante de la intervención hasta el final:

$$Y_t = \begin{cases} X_t\,, & \text{si } t < h \\ w_0 + X_t\,, & \text{si } t = h \\ w_0 + w_0\delta + X_t\,, & \text{si } t = h+1 \\ \dots & \dots \\ w_0 + \dots + w_0\delta + w_0\delta^2 + \dots + w_0\delta^j + X_t\,, & \text{si } t = h+j \\ \dots & \end{cases}$$

La serie podría ser modelizada como $Y_t = w_0 \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j\, S_t^{(h+j)} + X_t$.

Efectos transitorios:

1) Supongamos que el efecto de la intervención consistiese en aumentar nivel de la serie en w_0 unidades exclusivamente en el instante *t=h*:

$$Y_t = \begin{cases} X_t, & si\ t \neq h \\ w_0 + X_t, & si\ t = h \end{cases}$$

La serie podría ser modelizada como $Y_t = w_0 I_t^{(h)} + X_t$.

2) Si el efecto de la intervención modificase los valores de la serie desde el instante de la intervención hasta el instante $t=h+m$:

$$Y_t = \begin{cases} X_t, & \text{si } t < h \\ w_0 + X_t, & \text{si } t = h \\ w_1 + X_t, & \text{si } t = h+1 \\ \dots & \dots \\ w_m + X_t, & \text{si } t = h+m \\ X_t, & \text{si } t > h+m \end{cases}$$

La serie podría ser modelizada $Y_t = w_0 I_t^{(h)} + w_1 I_t^{(h+1)} + \cdots + w_m I_t^{(h+m)} + X_t$.

3) Si el efecto de la intervención modificase los valores de la serie desde $t=h$ hasta el final:

$$Y_t = \begin{cases} X_t, & \text{si } t < h \\ w_0 + X_t, & \text{si } t = h \\ w_0\delta + X_t, & \text{si } t = h+1 \\ w_0\delta^2 + X_t, & \text{si } t = h+2 \\ \dots & \dots \\ w_0\delta^j + X_t, & \text{si } t = h+j \\ \dots & \dots \end{cases}$$

La serie podría se modelizada como $Y_t = w_0 \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j I_t^{(h+j)} + X_t$.

Nótese que todos los modelos anteriores podrían escribirse como:

- $Y_t = w(B) S_t^{(h)} + X_t$ (efectos permanentes).
- $Y_t = w(B) I_t^{(h)} + X_t$ (efectos transitorios).

Donde:

(I) $w(B) = w_0$.

(II) $w(B) = w_0 + w_1 B + \cdots + w_m B^m$.

(III) $w(B) = w_0 \, (1 + \delta B + \delta^2 B^2 + \cdots + \delta^j B^j + \cdots)$.

Si además $0 < \delta < 1$, entonces $w(B) = {}^{w_0}/_{(1 - \delta B)}$.

La función $w(B)$ se denomina función de transferencia, y describe el efecto que sobre la variable respuesta Y_t ejerce la función escalón $S_t^{(h)}$ o la función impulso $I_t^{(h)}$.

A partir de los modelos de intervención presentados se pueden construir e interpretar otros más complejos.

Por ejemplo, sustituyendo h por h+r se consiguiría retardar r instantes de tiempo el efecto de la intervención.

Así, el modelo $Y_t = (w_0 + w_1 B) s_t^{(h+r)} + X_t$,

o equivalentemente $Y_t = (w_0 B^r + w_1 B^{r+1}) s_t^{(h)} + X_t$,

modelizaría un efecto permanente según el cual *r* instantes después de la intervención el nivel de la serie aumenta en w_0 unidades, y *r+1* instantes después de la intervención tiene lugar un aumento adicional con respecto del instante h+r de w_1 unidades.

La construcción del modelo de intervención exigirá proponer, a partir de las observaciones disponibles $y_1, \dots, y_T$, un ARIMA para $\{X_t\}$ y una función de transferencia *w(B)*, para poder luego estimar los parámetros, tanto del modelo ARIMA como de *w(B)*.

Mientras que la identificación del modelo ARIMA para $\{X_t\}$ surgirá del estudio de las observaciones anteriores a la intervención $y_1, \dots, y_{h-1}$ $(\forall t < h, y_t = x_t)$, la función de transferencia *w(B)* se propone en base a la exploración de la serie completa $y_1, \dots, y_T$.

Estimación de los parámetros.

Considerando que $X_t = \psi(B) a_t$, utilizaremos, por ejemplo, en el caso particular de efectos transitorios:

- $Y_t = w(B) I_t^{(h)} + \psi(B) a_t$.
- $\psi(B)^{-1} Y_t = w(B) \psi(B)^{-1} I_t^{(h)} + a_t$.

A partir de una estimación inicial de $\widehat{w}(B)$ de $w(B)$, a continuación:

1) Se ajustaría un ARIMA a

$$Y_t - \widehat{w}(B)\, \mathrm{I}_\mathrm{t}^{(h)} \left(\Rightarrow \hat{\psi}(B)\right).$$

2) Se estimaría un nuevo $w(B)$ en base al modelo

$$\hat{\psi}(B)^{-1}Y_t = w(B)\hat{\psi}(B)^{-1}I_t^{(h)} + a_t.$$

La estimación se resuelve mediante la iteración de 1) y 2) hasta obtener convergencia.

Capítulo 4

Aplicación a datos reales

En este capítulo se pretende completar el estudio realizado por el IGE en agosto de 2012, con objeto de estimar el impacto que la subida de los tipos de IVA tendría sobre el IPC del mes de septiembre de 2012 (de acuerdo con el procedimiento descrito en el Capítulo 2).

Sobre la base de ese trabajo inicial, se tratará de confrontar las estimaciones efectuadas entonces, "a priori", con los resultados obtenidos a partir de los nuevos datos de IPC disponibles, publicados con posterioridad a la entrada en vigor de la reforma del IVA.

Para ello, haciendo uso de las técnicas ARIMA desarrolladas en el Capítulo anterior, se utilizarán las series mensuales del IPC por subgrupo y provincia desde febrero de 2002 hasta mayo de 2013 (1.924 series).

En la primera aplicación presentada, se tomarán únicamente los datos de las series hasta agosto de 2012, ajustando sobre cada serie un modelo ARIMA. La estimación del efecto de la subida del IVA vendrá dada por la diferencia entre los valores del IPC de septiembre publicados y los de las predicciones obtenidas con los ARIMAs ajustados.

Como propuesta alternativa, trabajando ya sobre las series completas, realizaremos un nuevo ajuste ARIMA, incluyendo esta vez una variable de intervención (cambio de nivel en el mes de septiembre) para recoger el efecto sobre el IPC de la subida del IVA.

El tratamiento de las series e implementación de los modelos ARIMA se lleva a cabo a través del programa TRAMO-SEATS, utilizado por el IGE en el estudio previo. En aras de la coherencia y la comparabilidad de los resultados (y por presentar, además, importantes ventajas computacionales a la hora de tratar un número elevado de series) el TRAMO-SEATS resulta la mejor opción. Por ello, antes de mostrar los resultados obtenidos en nuestro trabajo, se ofrecen unas notas sobre el funcionamiento de este programa.

4.1. El programa TRAMO-SEATS

TRAMO (**T**ime **S**eries **R**egression with **A**RIMA Noise, **M**issing Observations and **O**utliers) y SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) es un programa específicamente diseñado para el análisis detallado de las series temporales. No obstante, en el desarrollo de este trabajo sólo se han utilizado las funcionalidades correspondientes al módulo TRAMO, no siendo objetivo de este estudio la fase de descomposición y extracción de señales para la que está destinado el módulo SEATS.

El programa TRAMO permite la estimación y ajuste de modelos de regresión con errores ARIMA, con interpolación de las observaciones ausentes, detectando y corrigiendo distintos tipos de valores atípicos.

Dado el vector de observaciones $z = (z_1, \dots, z_T)'$,

el programa ajustará el modelo de regresión $Z_t = Y_t'\beta + X_t'$,

donde:

- $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ es el vector de los coeficientes de regresión.
- $Y_t' = (Y_{1t}, \dots, Y_{kt})$ denota las variables de regresión.
- X_t se refiere a un proceso ARIMA tal que $\phi(B)\Delta(B)x_t = \theta(B)a_t$, siendo $\phi(B)$ y $\theta(B)$ polinomios de orden finito en B (operador retardo) y asumiendo a_t como un proceso de ruido blanco gaussiano.

  $\Delta(B)$ contiene las raíces unitarias asociadas a la diferenciación (regular y estacional), $\phi(B)$ la estructura autorregresiva y $\theta(B)$ la de medias móviles.

Específicamente, denotando por s el periodo estacional:

- $\Delta(B) = (1 - B)^d(1 - B^s)^D$.
- $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps})$.
- $\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q)(1 + \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \dots + \Theta_Q B^{Qs})$.

Las variables regresoras pueden ser introducidas por el usuario (una variable económica relacionada con Z_t o una variable de intervención tipo impulso, escalón u otra) y también pueden ser generadas por el propio programa (para ajustar el efecto de los días laborables, de la Semana Santa o de los distintos tipos de outliers).

En la etapa de *identificación del modelo*, el TRAMO establece la transformación estacionaria a aplicar, fijando el número de diferencias regulares y/o estacionales a realizar y los órdenes de los polinomios autoregresivos y de medias móviles regulares y estacionales, utilizando un contraste para la introducción de una transformación logarítmica.

Una vez que ha seleccionado los órdenes de diferenciación, lleva a cabo el proceso de identificación en base al Criterio BIC. La búsqueda pone énfasis en modelos equilibrados y de bajo orden. El modelo de mayor orden considerado es (3,2,3)×(2,1,2)s (siendo en el caso del TRAMO *s* la frecuencia señalada para las observaciones al introducir la serie).

Como hemos visto, los modelos ARIMA están diseñados para recoger regularidades, lo que hacen con eficiencia, permitiendo buenos ajustes, cuando los procesos presentan cierta homogeneidad. La presencia de "outliers" o los cambios estructurales pueden provocar que el modelo no se especifique adecuadamente, o que estando adecuadamente especificado, se produzcan sesgos importantes en los estimadores de los parámetros. Por ello, es conveniente la detección de estas situaciones atípicas para ser incorporadas a la modelización.

El TRAMO ofrece un procedimiento para la identificación automática de modelos que, además, incluye la *detección y tratamiento de "outliers"*.

El programa considera cuatro tipos de "outliers":

- LS (*Level Shifts*): cambio brusco del nivel de la serie cuyo efecto es permanente y se mantiene a lo largo del tiempo.

- TC (*Temporary Change*): cambio brusco del nivel de la serie cuyo efecto va decayendo luego de forma exponencial.

- AO (*Additive Outlier*): valor atípico que modifica únicamente la observación en la que sucede.

- IO (*Innovational Outlier*): valor atípico que además de afectar a la observación en la que se presenta se propaga posteriormente a través del operador $\boldsymbol{\psi}(B)$, siendo $\boldsymbol{\psi}(B) = {}^{\theta(B)}\!/_{\phi(B)\Delta(B)}$.

Todos ellos pueden ser modelizados utilizando las funciones *escalón* $S_t^{(h)}$ e impulso $I_t^{(h)}$, y las funciones de transferencia $w(B)$, introducidas para presentar los ARIMA con intervención en el Capítulo 3.

Así, conservando la misma notación, serían representados como:

- LS (Level Shifts):

$$Z_t = w(B)S_t^{(h)} + X_t \text{, con } w(B) = w_0 \text{ .}$$

- AO (Additive Outlier):

$$Z_t = w(B)I_t^{(h)} + X_t \text{, con } w(B) = w_0 \text{ .}$$

- TC (Temporary Change):

$$Z_t = w(B)\mathrm{I}_t^{(h)} + X_t \text{, con } w(B) = {}^{w_0}\!/_{1-\delta B} \text{ .}$$

- IO (Atípico Innovacional):

$$Z_t = w(B)I_t^{(h)} + X_t \text{ , con } w(B) = \boldsymbol{\psi}(B)w_0 \text{ .}$$

Estos cuatro tipos se corresponden con los casos más sencillos de representación de atípicos pero mediante su combinación se pueden modelizar casos más complicados.

El procedimiento que utiliza el programa TRAMO supone que los órdenes ARIMA que sigue la serie son conocidos, y procede iterativamente. Sobre el modelo de regresión ajustado inicialmente, se detectan los atípicos uno a uno, modificando entonces los parámetros estimados del modelo ajustado. Finalizada esta etapa, efectúa la regresión múltiple descartando aquellos atípicos no significativos. Este nuevo modelo de regresión se utiliza para volver a la fase inicial y reajustar el ARIMA, iterando hasta lograr la convergencia.

Para la estimación el TRAMO emplea, por defecto, el método de máxima verosimilitud.

Como parte de la etapa de *validación y diagnóstico*, el programa analiza las propiedades de los residuos del modelo estimado, verificando si se cumplen las propiedades esperadas. Finalmente, representado el modelo ARIMA identificado como $\phi(B)\Delta(B)X_t = \theta(B)a_t$, el programa procede a la *inferencia*.

4.2. Aplicación: ARIMA sin intervención

Tal y como fue comentado en la introducción, una primera estimación del efecto de la subida de los tipos de IVA sobre el IPC del mes de septiembre de 2012, tendrá su origen en la comparación del IPC de ese mes, dato(s) ya publicado(s) por el INE, y por tanto conocido(s), con los valores que cabría haber esperado en base al comportamiento del IPC hasta agosto de 2012, los cuales será necesario obtener mediante alguna técnica estadística.

Hemos visto ya, como la flexibilidad para modelizar procesos estacionarios y no estacionarios, convierte a los modelos ARIMA en candidatos propicios a la hora de realizar ajustes sobre las series de tiempo reales.

Por ello, utilizando el procedimiento automático implementado en el TRAMO, llevamos a cabo la identificación y ajuste de un modelo ARIMA para cada una de las 1.924 series del IPC, por subgrupo y provincia, desde enero de 2002 hasta agosto de 2012.

Debido al proceso de detección y corrección de outliers que el TRAMO incluye en el procedimiento automático de identificación y ajuste de los "mejores" modelos, posiblemente junto con ARIMAs se modelicen también atípicos (de tipo LS, AO o TC).

Concretamente, en nuestro caso, la incorporación de algún tipo de “outlier” tiene lugar en el 88,69 % de los modelos resultantes.

Aunque el TRAMO permite la modificación de los parámetros establecidos, para “endurecer”, o eliminar, la detección y corrección de “outliers” a través de variables de intervención, dado el propósito de este trabajo, no se ha considerado necesario. Por el contrario, tal y como ya se explicó, la modelización de atípicos resulta muy conveniente.

Como ya sabemos, el primer paso en el proceso de ajuste de los modelos ARIMA consiste en la “estacionarización” de la series. En el caso de nuestro estudio, esta parte se sustancia con los resultados siguientes:

Tabla 4.1

Proceso de estacionarización de las series

	% Series
Series estacionarias	0,42
Transformación logarítmica	80,60
Diferenciación regular	96,04
Diferenciación estacional	58,13

En cuanto a las características de los modelos obtenidos, en la **Tabla 4.2**. se muestra la información sobre la distribución de los órdenes (p, q, P, Q) en los modelos seleccionados:

Tabla 4.2

Órdenes (p, q, P, Q) en los modelos identificados

% Series con	***p***	***q***	***P***	***Q***
0	75.18	58.24	83.37	48.12
1	17.88	38.63	16.63	51.88
2	3.86	2.03	0.00	0.00
3	3.08	1.09	0.00	0.00

Una vez que disponemos de un modelo ajustado para cada una de nuestras series, antes de tomarlos por válidos y poder utilizarlos para predecir los valores futuros del IPC, deberemos comprobar si los resultados de los ajustes que hemos obtenido son realmente compatibles con las hipótesis sobre las que se sustenta su construcción.

Recordemos que la premisa de partida era considerar las innovaciones $\{a_t\}_t$ ruido blanco, y convenientemente gaussiano, en aras de las propiedades de los estimadores obtenidos para los parámetros y del establecimiento de intervalos de predicción confiables.

Por tanto, intentaremos testear las hipótesis de nuestros modelos mediante el uso de diferentes estadísticos.

El Contraste de Ljung-Box nos permite chequear la autocorrelación de los residuos:

Bajo la hipótesis $H_0: \rho_1 = \rho_2 = .. \rho_h = 0$, el estadístico

$$Q(h) = \mathrm{T}(\mathrm{T}+2)\sum_{j=1}^{h}\frac{\hat{\rho}_j^2}{\mathrm{T}-j}$$

se distribuye asintóticamente como una $X^2(h-k)$, siendo h el número de coeficientes en la suma y k el número parámetros estimados (El TRAMO utiliza h=24).

Al nivel del 1 %, en menos del 1% de nuestros casos es posible rechazar la hipótesis de independencia.

Los residuos pueden comportarse como procesos de ruido blanco pero no ser independientes debido a la persistencia de una estructura no lineal. Para verificarlo, el TRAMO calcula el estadístico Q para los residuos al cuadrado (McLeod and Li).

Para contrastar la normalidad, utilizamos contraste de Jarque Bera (basado en último término en la combinación de los tests de simetría y curtosis).

Siendo

$$G_1 = \frac{\sum_{t=1}^{T}(a_t-\bar{a})^3}{Ts^3} \;\; y \;\; G_2 = \frac{\sum_{t=1}^{T}(a_t-\bar{a})^4}{Ts^4} - 3 .$$

Bajo la hipótesis nula de que $a_1, \dots, a_T$ son independientes y con distribución normal, asumiendo que T es grande, se tiene que:

$$\left(\frac{G_1^2}{6} + \frac{G_2^2}{24}\right) \sim X^2{}_2 .$$

Rechazando la normalidad al nivel del 1% (estadístico mayor o igual que el percentil 0.99 de una $X^2{}_2$), resulta que casi el 35 % de los ajustes apuntan al incumplimiento de la condición deseable de ruido blanco gaussiano.

A pesar de que a la muestra de los resultados la hipótesis de normalidad no es totalmente asumible, sino al contrario, por lo que no podría garantizarse el funcionamiento de los intervalos de predicción de los modelos de los que disponemos, dado el horizonte de predicción de nuestro estudio, decidimos continuar adelante, y utilizar los ajustes obtenidos para el mes de septiembre de 2012.

Procediendo análogamente a lo descrito en el Capítulo 2, estimaremos el efecto de la subida del IPC a partir de las diferencias entre los datos publicados y los valores de nuestras predicciones.

Acotadas las diferencias entre cero (se asume que cuando las diferencias son negativas el efecto es nulo) y el máximo efecto posible asociado al incremento en los tipos de IVA de cada subgrupo, calculamos la media y la mediana provincial para cada uno de los 37 subgrupos.

Aplicando las ponderaciones correspondientes, podemos obtener también el impacto por grupo y en el Índice General.

El estudio concluye que en el mes de septiembre de 2012 en el cual entrada en vigor la subida de IVA, el incremento de los tipos fue repercutido en los precios “solamente” entre un **33,75%** (obtenido a partir de las medianas provinciales por subgrupo) y un **34,25%** (con las medias provinciales).

Es decir, un impacto en el ÍPC, promediando los valores anteriores, de 0,735 puntos porcentuales. Toda vez que el incremento real fue de un 1% (variación intermensual), cerca del 75 % se explicaría en base a la subida del IVA. La media de los crecimientos intermensuales de los meses de septiembre de los últimos años (período 2002-2011) había sido del 0,2 %.

La modelización de las series de 2010 había estimado la repercusión de la subida del IVA en 2010 en el intervalo (mediana-media) 41,02%-43,87% (37,72%-41,28% extrapolando ese dato al año 2012, con pesos e incrementos de tipos distintos).

Comparando ambos resultados, parece evidenciarse que la repercusión en los precios de los nuevos tipos de IVA fue en septiembre de 2012 menor a la que tuvo lugar en julio de 2010.

Por un lado, como hemos visto, existe un efecto no neutro sobre el Índice General de los pesos e incrementos de tipos asociados a los subgrupos entre 2010 y 2012 (a partir de los mismos datos, la incidencia final sobre el IPC es menor en 2012).

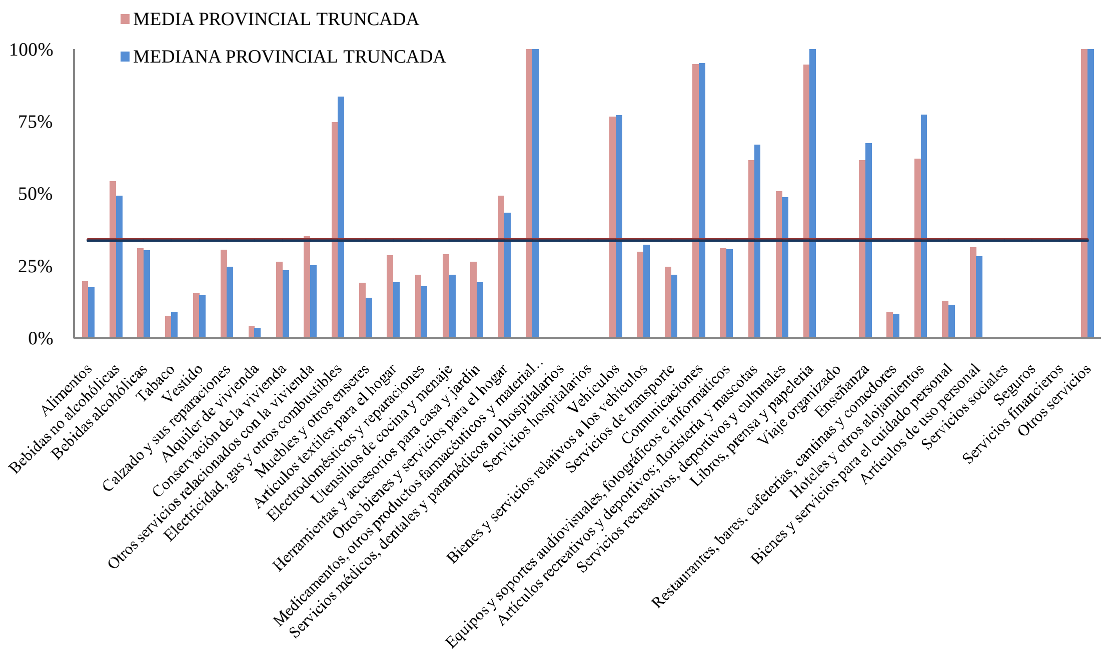
Aparte, diferentes cuestiones de índole socioeconómica podrían explicar un comportamiento diferencial. Una crisis económica prolongada, caracterizada por la extrema debilidad del consumo, no es un escenario propicio para incrementos bruscos y exagerados en los precios. Además, estamos ante calendarios de implementación diferente, tanto en el retardo existente entre el anuncio y la entrada en vigor de la reforma, como en cuanto al período mismo en el que esta se materializa.

Analizando los datos a nivel de subgrupo observamos que no existe uniformidad entre ellos. Las particularidades económicas de los bienes y servicios que componen cada una de ellas (elasticidades, pautas de mercado,…) explicarían esta diversidad.

En la **Figura 4.1** se presenta la repercusión en el precio de cada subgrupo del incremento de los tipos aplicados para cada uno de ellos en septiembre del año 2012.

Figura 4.1

Estimación de la repercusión en los precios del incremento del tipo de IVA aplicado por subgrupo
(septiembre 2012)



4.3. Aplicación: ARIMA con intervención

La consideración de la subida del IVA como una variable de intervención que representa un cambio de nivel permanente en las series de precios desde el instante de la entrada en vigor de los nuevos tipos resulta intuitiva. En esta parte del trabajo se presentarán los resultados obtenidos al realizar el ajuste como el descrito.

En concreto, estaríamos hablando de la modelización de un cambio de nivel permanente (LS: Level Shifts) mediante la introducción de una variable escalón tal que;

$$S_t^{(h)} = \begin{cases} 0, & si\ t < h \\ 1, & si\ t \geq h \end{cases},$$

siendo en este caso h el mes de septiembre de 2012.

El modelo quedaría denotado por

$$Y_t = w(B)S_t^{(h)} + X_t,$$

con $w(B) = w_0$ y $X_t = \boldsymbol{\psi}(B)a_t$.

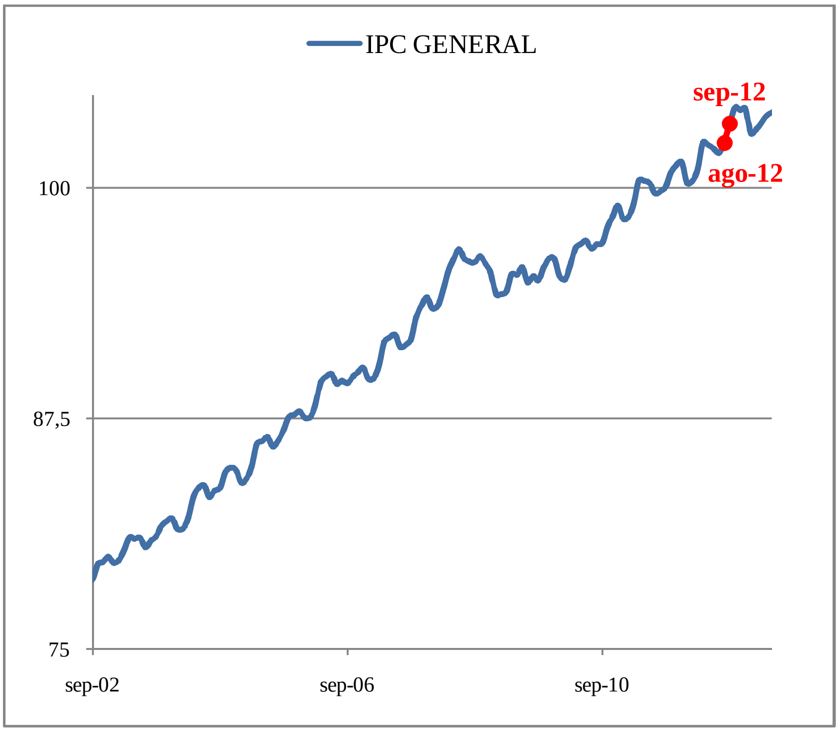
Además de los parámetros correspondientes a $\boldsymbol{\psi}(B) = {}^{\theta(B)}\!/_{\phi(B)\Delta(B)}$ habría que obtener una estimación para w_0 , la cual estaría reflejando el impacto sobre el IPC de la subida de los tipos de IVA en septiembre de 2012.

En este caso, utilizaremos todo el rango de las series disponible, incorporando, por tanto, los datos del IPC publicados hasta mayo de 2013.

En la Figura 4.2 podemos ver la secuencia temporal de la serie del IPC general durante todo ese período y el cambio de nivel que pretendemos capturar.

Figura 4.2

Estimación de la repercusión en los precios del incremento del tipo de IVA aplicado por subgrupo
(septiembre 2012)



Como explicamos en el apartado anterior, la técnica de las variables de intervención es empleada por el TRAMO para la detección y corrección de outliers (procedimiento que lleva a cabo por defecto en la identificación y ajuste de los modelos). Tampoco en este caso, por las mismas razones esgrimidas anteriormente, se decide prescindir de esta opción.

Al especificar en el programa la presencia un cambio de nivel permanente a partir de una observación determinada, los modelos serán ajustados teniendo en cuenta la variable correspondiente, incluso aunque los coeficientes obtenidos no sean significativos.

Como cabía esperar, respecto a los datos presentados en el apartado de los ARIMA sin intervención, sobre el proceso de estacionarización y las características de los modelos identificados, esta nueva modelización, con observaciones adicionales, no supone ninguna modificación sustancial.

También son similares los resultados arrojados por los estadísticos para contrastar las hipótesis del modelo, refrendándose la debilidad de la suposición de normalidad.

Aunque en este caso la calidad de las predicciones carece de importancia, bajo idéntico razonamiento al efectuado antes, asumimos que las propiedades de los estimadores obtenidos pudieran no ser las deseables y continuamos con nuestro estudio.

De esta forma, a través de los valores estimados en cada serie para el coeficiente asociado a la variable escalón, cuantificamos el efecto de la subida del IVA en el IPC.

A continuación, siguiendo el mismo procedimiento descrito en los estudios previos, calcularemos el porcentaje en el que fueron repercutidos sobre los precios los incrementos de tipos de IVA aplicables en el mes septiembre. Para el Índice General resulta que, sobre el máximo efecto posible (2,17 puntos) el mes de septiembre "absorbe" entre el 34,26 y el 38,61 % (nuevamente dependiendo de si tomamos el resultado de la mediana o de la media provincial por subgrupo).

Esta estimación se sitúa en un punto intermedio entre el efecto considerado por el IGE a partir de la experiencia del año 2010 y el resultante del ajuste ARIMA (sin intervención) realizado a las series en agosto de 2012.

A continuación, en la **Tabla 4.3** se recogen los resultados obtenidos en las distintas aplicaciones llevadas a cabo:

Tabla 4.3

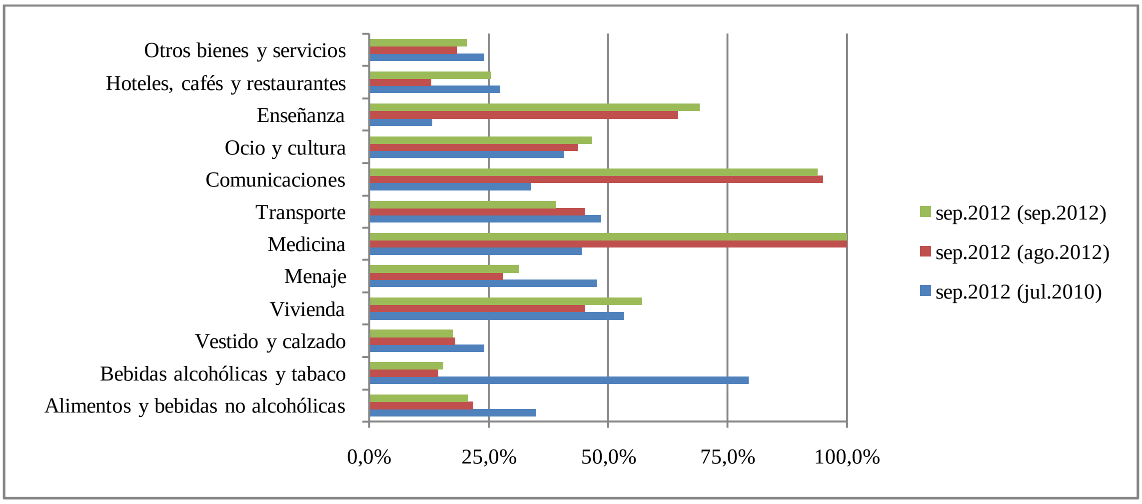
Repercusión en el IPC de la subida de los tipos de IVA

	Incremento Máximo	**Subida Repercutida**	**Incremento Producido**
Año 2010	1,19	42,45 %	0,51
Septiembre 2012 (Extrapolación 2010)	2,17	39,50 %	0,86
Septiembre 2012 (ARIMA con intervención)	2,17	36,44 %	0,79
Septiembre. 2012 (ARIMA sin intervención)	2,17	34,00 %	0.74

Las estimaciones procedentes de los dos estudios propuestos en este trabajo ofrecen, en bastantes ocasiones, resultados relativamente próximos. Esto puede observarse gráficamente en la **Figura 4.3** en la que se confronta la repercusión en los precios de la subida en los tipos de IVA aplicables a los grupos del IPC de acuerdo con todos los cálculos realizados. El gráfico permite ver, además, la heterogénea respuesta dada por los distintos ”mercados”.

Figura 4.3

Estimaciones de la repercusión en los precios del incremento de los tipos de IVA por grupos
(septiembre 2012)



En último término, la diversidad de respuestas podría estar indicando la presencia de distintas funciones de transferencia atendiendo a la clasificación funcional de los bienes y servicios. Debemos tener en cuenta que estamos recogiendo el impacto de las subidas del IVA exclusivamente en el mes de su entrada en vigor. La repercusión de los incrementos de tipos en los precios puede relacionarse con el tiempo de una manera más compleja.

Capítulo 5

Conclusiones

En este trabajo se han podido calcular dos estimaciones del efecto de la subida de los tipos de IVA en los precios del mes de la entrada en vigor de la última reforma positiva, en septiembre de 2012. Estas estimaciones han sido podido ser obtenidas a través de la aplicación de las técnicas ARIMA sobre las series del IPC publicadas por el INE. Para ello, se ha utilizando el programa TRAMO SEATS desarrollado por el Banco de España para el trabajo específico con series de tiempo (principalmente de carácter económico) y que ha demostrado ser, en la práctica, una herramienta muy potente.

El estudio realizado también ha permitido comprobar la flexibilidad de las técnicas ARIMA a la hora de tratar un número de procesos muy amplio, tanto estacionarios como no estacionarios, toda vez que más allá de modelizar dependencia regular y estacional son capaces de capturar la presencia de tendencia y de componente estacional. Hemos visto, además, como utilización de los ARIMA junto a variables regresoras ficticias permite la incorporación a los modelos de distintas tipos de intervenciones y efectos producidos a lo largo del tiempo, siempre y cuando la función de transferencia elegida sea la adecuada.

En cuanto a las estimaciones obtenidas, en la línea de lo apuntado en su día por el IGE, parece confirmarse que los incrementos de los tipos de IVA no se trasladan a los precios de manera instantánea durante el primer mes de su vigencia. Las dos alternativas aquí presentadas para calcular ese efecto (ARIMA y ARIMA con intervención) arrojan resultados similares, apuntando, eso sí, a una mayor rigidez en el comportamiento de los precios en septiembre de 2012 en relación con lo ocurrido en julio de 2010 (que se podría explicar por la situación económica y los “tiempos” de las dos reformas impositivas). Además, se observa cómo los distintos sectores económicos reaccionan de diferente manera a la hora de repercutir sobre la demanda los incrementos de los tipos de IVA. En este sentido, sobre la misma base de este trabajo, el análisis de los resultados obtenidos a partir de la proposición de diferentes funciones de transferencia, abriría un posible campo de investigación.

Bibliografía

[1] Brockwell, P. J., Davis, R.A. (2002). *Introduction to Time Series and Forecasting*. Springer.

[2] BOX, G.E.P. and JENKINS, G.M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day.

[3] BOX, G.E.P. and TIAO, G.C. (1975), "*Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems*", Journal of the American Statistical Association 70, 71-79.

[4] CAPORELLO, G., and MARAVALL, A. (2004), "*Program TSW: Revised Reference Manual*", Working Paper 0408, Servicio de Estudios, Banco de España.

[5] CHEN, C. and LIU, L.M. (1993), "*Joint Estimation of Model Parameters and Outlier Effects in Time Series*", Journal of the American Statistical Association 88, 284-297.

[6] Gómez, V, Maravall, A. (1998) "*Automatic modeling methods for Univariate series*", Working Paper 9808, Servicio de Estudios, Banco de España.

[7] Instituto Galego de Estatística. (2010). *Informe sobre as variacións nos índices de prezos de consumo, Xullo 2010*.

[8] Instituto Galego de Estatística. (2012). *Efecto da suba dos tipos do imposto sobre o valor engadido (IVE) no índice de prezos de consumo (IPC)*.

[9] Instituto Nacional de Estadística, Subdirección General de Estadísticas Coyunturales y de Precios. (2006). *Índice de Precios de Consumo, Base 2006*.

[10] Instituto Nacional de Estadística, Subdirección General de Estadísticas Coyunturales y de Precios. (2011). *Índice de Precios de Consumo, Base 2011*.

[11] Peña, D. (2005). *Análisis de Series Temporales*. Alianza Editorial.

[12] TSAY, R.S. (1986), "*Time Series Model Specification in the Presence of Outliers*", Journal of the American Statistical Association 81, 132-141.

Tablas Resultados

Tabla A.1. ARIMA sin intervención. Subgrupos.

SUBGRUPOS	PESO 2012	MÁXIMO INCREMENTO POSIBLE	INCREMENTO PRODUCIDO: MEDIA PROVINCIAL TRUNCADA	INCREMENTO PRODUCIDO: MEDIANA PROVINCIAL TRUNCADA	% DEL INCREMENTO REPERCUTIDO EN EL PRECIO
Alimentos	171,67	1,18	0,23	0,21	18,70%
Bebidas no alcohólicas	10,97	1,85	1,01	0,91	51,91%
Bebidas alcohólicas	7,70	2,54	0,79	0,78	30,84%
Tabaco	21,18	2,54	0,20	0,23	8,44%
Vestido	65,23	2,54	0,40	0,38	15,35%
Calzado y sus reparaciones	18,21	2,54	0,78	0,63	27,68%
Alquiler de vivienda	26,43	2,54	0,11	0,09	4,00%
Conservación de la vivienda	12,57	1,99	0,53	0,47	25,05%
Otros servicios relacionados con la vivienda	31,26	2,27	0,81	0,58	30,41%
Electricidad, gas y otros combustibles	49,75	2,54	1,90	2,13	79,29%
Muebles y otros enseres	16,17	2,54	0,49	0,36	16,63%
Artículos textiles para el hogar	6,06	2,54	0,73	0,49	24,04%
Electrodomésticos y reparaciones	10,19	2,54	0,56	0,46	20,03%
Utensilios de cocina y menaje	2,05	2,54	0,74	0,56	25,57%
Herramientas y accesorios para casa y jardín	2,44	2,54	0,67	0,49	22,91%
Otros bienes y servicios para el hogar	29,85	1,41	0,70	0,61	46,37%
Medicamentos, otros productos farmacéuticos y material terapéutico	15,07	1,10	1,10	1,10	100,00%
Servicios médicos, dentales y paramédicos no hospitalarios	15,09	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Servicios hospitalarios	1,25	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Vehículos	46,68	2,54	1,95	1,97	77,10%
Bienes y servicios relativos a los vehículos	90,59	2,54	0,76	0,82	31,22%
Servicios de transporte	14,36	1,98	0,49	0,44	23,41%
Comunicaciones	38,50	2,53	2,40	2,40	95,03%
Equipos y soportes audiovisuales, fotográficos e informáticos	12,38	2,54	0,79	0,79	31,02%
Artículos recreativos y deportivos; floristería y mascotas	13,81	2,54	1,57	1,71	64,45%
Servicios recreativos, deportivos y culturales	18,23	7,97	4,05	3,89	49,81%
Libros, prensa y papelería	16,72	0,38	0,36	0,38	97,38%
Viaje organizado	14,28	2,54	0,00	0,00	0,00%
Enseñanza	14,18	0,55	0,34	0,37	64,63%
Restaurantes, bares, cafeterías, cantinas y comedores	107,02	1,85	0,17	0,16	8,88%
Hoteles y otros alojamientos	7,59	1,85	1,15	1,44	69,84%
Bienes y servicios para el cuidado personal	34,13	7,01	0,91	0,82	12,39%
Artículos de uso personal	6,11	2,54	0,80	0,72	29,99%
Servicios sociales	3,89	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Seguros	42,12	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Servicios financieros	0,45	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Otros servicios	5,86	2,54	2,54	2,54	100,00%
ÍNDICE GENERAL	1. 000,00	**2,17**	**0,74**	**0,73**	**34,00%**

Tabla A.2. ARIMA con intervención. Subgrupos.

	PESO 2012	MÁXIMO INCREMENTO POSIBLE	INCREMENTO PRODUCIDO MEDIA PROVINCIAL TRUNCADA	INCREMENTO PRODUCIDO MEDIANA PROVINCIAL TRUNCADA	% DEL INCREMENTO REPERCUTIDO EN EL PRECIO
Alimentos	171,67	1,18	0,23	0,19	17,95%
Bebidas no alcohólicas	10,97	1,85	0,97	0,74	46,29%
Bebidas alcohólicas	7,70	2,54	0,87	0,75	31,75%
Tabaco	21,18	2,54	0,24	0,24	9,54%
Vestido	65,23	2,54	0,32	0,29	11,99%
Calzado y sus reparaciones	18,21	2,54	1,05	0,85	37,41%
Alquiler de vivienda	26,43	2,54	0,94	0,27	23,85%
Conservación de la vivienda	12,57	1,99	0,57	0,43	25,31%
Otros servicios relacionados con la vivienda	31,26	2,27	1,20	0,88	45,80%
Electricidad, gas y otros combustibles	49,75	2,54	2,04	2,41	87,52%
Muebles y otros enseres	16,17	2,54	0,54	0,38	18,21%
Artículos textiles para el hogar	6,06	2,54	0,83	0,57	27,52%
Electrodomésticos y reparaciones	10,19	2,54	0,68	0,62	25,43%
Utensilios de cocina y menaje	2,05	2,54	1,05	0,89	38,07%
Herramientas y accesorios para casa y jardín	2,44	2,54	0,76	0,46	23,88%
Otros bienes y servicios para el hogar	29,85	1,41	0,70	0,69	49,15%
Medicamentos, otros productos farmacéuticos y material terapéutico	15,07	1,10	1,10	1,10	100,00%
Servicios médicos, dentales y paramédicos no hospitalarios	15,09	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Servicios hospitalarios	1,25	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Vehículos	46,68	2,54	1,96	1,99	77,61%
Bienes y servicios relativos a los vehículos	90,59	2,54	0,54	0,51	20,53%
Servicios de transporte	14,36	1,98	0,62	0,46	27,38%
Comunicaciones	38,50	2,53	2,37	2,37	93,88%
Equipos y soportes audiovisuales, fotográficos e informáticos	12,38	2,54	0,89	0,82	33,63%
Artículos recreativos y deportivos; floristería y mascotas	13,81	2,54	1,78	1,93	72,93%
Servicios recreativos, deportivos y culturales	18,23	7,97	4,35	4,02	52,52%
Libros, prensa y papelería	16,72	0,38	0,37	0,38	98,84%
Viaje organizado	14,28	2,54	0,00	0,00	0,00%
Enseñanza	14,18	0,55	0,36	0,40	69,22%
Restaurantes, bares, cafeterías, cantinas y comedores	107,02	1,85	0,66	0,22	23,69%
Hoteles y otros alojamientos	7,59	1,85	1,00	0,86	50,20%
Bienes y servicios para el cuidado personal	34,13	7,01	1,12	1,01	15,18%
Artículos de uso personal	6,11	2,54	0,82	0,56	27,27%
Servicios sociales	3,89	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Seguros	42,12	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Servicios financieros	0,45	**0,00**	0,00	0,00	0,00%
Otros servicios	5,86	2,54	2,41	2,54	97,39%
ÍNDICE GENERAL	1.000,00	**2,17**	**0,84**	**0,74**	**36,44%**

Tabla A.3. ARIMA sin intervención. Grupos.

GRUPOS	PESO 2012	MÁXIMO INCREMENTO POSIBLE	INCREMENTO PRODUCIDO: MEDIA PROVINCIAL TRUNCADA	INCREMENTO PRODUCIDO: MEDIANA PROVINCIAL TRUNCADA	% DEL INCREMENTO REPERCUTIDO EN EL PRECIO
Alimentos y bebidas no alcohólicas	182,642	1,22	0,28	0,25	21,72%
Bebidas alcohólicas y tabaco	28,872	2,54	0,36	0,38	14,41%
Vestido y calzado	83,437	2,54	0,48	0,43	18,04%
Vivienda	120,006	2,41	1,08	1,10	45,15%
Menaje	66,75	2,04	0,63	0,51	27,96%
Medicina	31,398	0,53	0,53	0,53	100,00%
Transporte	151,63	2,49	1,10	1,14	45,06%
Comunicaciones	38,498	2,53	2,40	2,40	95,03%
Ocio y cultura	75,42	3,38	1,48	1,47	43,59%
Enseñanza	14,175	0,55	0,34	0,37	64,63%
Hoteles, cafés y restaurantes	114,608	1,85	0,23	0,24	12,92%
Otros bienes y servicios	92,563	2,91	0,55	0,51	18,24%
ÍNDICE GENERAL	1. 000,00	**2,17**	**0,74**	**0,73**	**34,00%**

Tabla A.4. ARIMA con intervención. Grupos.

GRUPOS	PESO 2012	MÁXIMO INCREMENTO POSIBLE	INCREMENTO PRODUCIDO MEDIA PROVINCIAL TRUNCADA	INCREMENTO PRODUCIDO MEDIANA PROVINCIAL TRUNCADA	% DEL INCREMENTO REPERCUTIDO EN EL PRECIO
Alimentos y bebidas no alcohólicas	182,642	1,22	0,28	0,22	20,53%
Bebidas alcohólicas y tabaco	28,872	2,54	0,41	0,38	15,46%
Vestido y calzado	83,437	2,54	0,48	0,42	17,54%
Vivienda	120,006	2,41	1,43	1,33	57,15%
Menaje	66,75	2,04	0,68	0,59	31,25%
Medicina	31,398	0,53	0,53	0,53	100,00%
Transporte	151,63	2,49	0,98	0,96	38,99%
Comunicaciones	38,498	2,53	2,37	2,37	93,88%
Ocio y cultura	75,42	3,38	1,61	1,54	46,67%
Enseñanza	14,175	0,55	0,36	0,40	69,22%
Hoteles, cafés y restaurantes	114,608	1,85	0,68	0,26	25,44%
Otros bienes y servicios	92,563	2,91	0,62	0,57	20,42%
ÍNDICE GENERAL	1.000,00	**2,17**	**0,84**	**0,74**	**36,44%**