

ESTACIONALIDAD E IMPACTO

DEL TURISMO EN LA ATENCIÓN URGENTE

HOSPITALARIA Y PRIMARIA

TESIS DOCTORAL

AUTOR:

Josep Mateu Sbert

DIRECTORES:

Antonio Clavero Barranquero y Tomás del Barrio Castro

Programa de Doctorado:

Economía de la Salud, Gestión Sanitaria y Uso Racional del Medicamento

Universidad de Málaga

2015



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

AUTOR: Josep Mateu Sbert

 <http://orcid.org/0000-0002-4501-4452>

EDITA: Publicaciones y Divulgación Científica. Universidad de Málaga



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional:

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/legalcode>

Cualquier parte de esta obra se puede reproducir sin autorización pero con el reconocimiento y atribución de los autores.

No se puede hacer uso comercial de la obra y no se puede alterar, transformar o hacer obras derivadas.

Esta Tesis Doctoral está depositada en el Repositorio Institucional de la Universidad de Málaga (RIUMA): riuma.uma.es



ANTONIO CLAVERO BARRANQUERO, Doctor adscrito a la Universidad de Málaga,

CERTIFICA:

Que JOSEP MATEU SBERT ha elaborado bajo mi dirección su Tesis Doctoral titulada **ESTACIONALIDAD E IMPACTO DEL TURISMO EN LA ATENCIÓN URGENTE HOSPITALARIA Y PRIMARIA**, la cual ha finalizado con todo aprovechamiento habiendo el que suscribe revisado la Tesis y estando conforme para que sea juzgada.

Y para que conste, en cumplimiento de las disposiciones vigentes, expedido el presente certificado en Málaga a 26 de junio de 2015.

Dr. Antonio Clavero Barranquero



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

TOMÁS DEL BARRIO CASTRO, Doctor adscrito a la Universitat de les Illes Balears,

CERTIFICA:

Que JOSEP MATEU SBERT ha elaborado bajo mi dirección su Tesis Doctoral titulada **ESTACIONALIDAD E IMPACTO DEL TURISMO EN LA ATENCIÓN URGENTE HOSPITALARIA Y PRIMARIA**, la cual ha finalizado con todo aprovechamiento habiendo el que suscribe revisado la Tesis y estando conforme para que sea juzgada.

Y para que conste, en cumplimiento de las disposiciones vigentes, expedido el presente certificado en Palma de Mallorca a 24 de junio de 2015.

Dr. Tomás del Barrio Castro



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Agradecimientos

Son múltiples las personas que han contribuido en la elaboración de este trabajo.

Me gustaría agradecer muy especialmente a los co-directores, Tomás del Barrio Castro y a Antonio Clavero Barranquero, por la orientación, el seguimiento, la dedicación y la supervisión continua de la tesis doctoral, pero sobre todo por la motivación y el apoyo recibido a lo largo de todos estos años.

Quisiera hacer extensiva mi gratitud a todas aquellas personas de la Conselleria de Salut y del IBESTAT que me han ayudado con sus consejos y su constante apoyo.

Gracias a Àngels Pujol y Bartomeu Sastre, del gabinete técnico del IB-Salut, por su colaboración en el suministro de los datos necesarios para la realización de esta investigación.

Me siento muy agradecido por la comprensión, infinita paciencia y el ánimo recibidos por parte de Maria Magdalena, mi familia y mis amigos.

A todos ellos, muchas gracias.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Resumen

Los servicios de urgencias médicas hospitalarios y de atención primaria son considerados claves en el funcionamiento del sistema sanitario. Modelizar el comportamiento temporal de las visitas urgentes es fundamental para planificar adecuadamente su demanda, especialmente en aquellas regiones donde se producen altas oscilaciones estacionales de población. El objetivo de esta tesis doctoral es estimar el impacto del turismo sobre las series de urgencias médicas de titularidad pública, tanto de atención primaria como de hospitalaria, con datos de frecuencia diaria, así como estudiar las características estacionales de dichas series, en un área con alta presencia del turismo, como son las Illes Balears. Para ello se construyen modelos multivariantes sobre la base de los modelos periódicos autorregresivos que permiten estudiar la estacionariedad de las series de visitas urgentes y las relaciones a largo plazo entre éstas y el vector poblacional, estimar el impacto del turismo sobre las urgencias y medir la estacionalidad. Los resultados muestran como la estacionariedad o no de las series en las diferentes islas se relaciona con el distinto peso de la infraestructura privada en cada una de ellas. En aquellas series de urgencias no estacionarias, la población turística determina a largo plazo el número de visitas urgentes. El impacto estimado de la población turística sobre las urgencias hospitalarias de titularidad pública alcanza el 6,0% del total de visitas en Mallorca, el 12,5% en Menorca y el 26,3% en Eivissa-Formentera. El impacto sobre las urgencias en atención primaria es del 8,1% en Mallorca, 15,3% en Menorca y 31,4% en Eivissa-Formentera. Los costes directos de la atención debida al turismo en Balears por vía urgente se aproximan a un total de 44,3 millones de euros anuales. Existe una notable variabilidad estacionalidad, ya que los notables incrementos de visitas urgentes durante el verano en las áreas turísticas coexisten con los descensos en aquellas áreas no turísticas.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

ÍNDICE

I.INTRODUCCIÓN	15
I.1. Introducción general	17
I.2. Las Illes Balears como caso de estudio	21
<i>I.2.1. Turismo</i>	21
<i>I.2.2. Servicios de urgencias</i>	22
I.3. Bibliografía	24
II.CAPÍTULOS EMPÍRICOS	27
CAPÍTULO 1: Análisis de la estacionariedad de las series de urgencias médicas a partir de los modelos PAR. Una aplicación para el caso de las Illes Balears	29
1.1. Introducción	32
1.2. Datos y metodología	35
<i>1.2.1. Datos</i>	35
<i>1.2.2. Metodología</i>	38
1.3. Resultados y discusión	42
<i>1.3.1. Atención hospitalaria</i>	42
<i>1.3.2. Atención primaria</i>	48
<i>1.3.3. La gestión de los shocks</i>	50
1.4. Conclusiones	51
1.5. Bibliografía	53

CAPÍTULO 2: Impacto del turismo sobre las urgencias médicas. Un análisis de cointegración para Eivissa-Formentera	57
2.1. Introducción	60
2.2. Datos y metodología	62
2.2.1. <i>Datos</i>	62
2.2.2. <i>Metodología</i>	64
2.3. Resultados y discusión	68
2.3.1. <i>Relaciones de cointegración</i>	68
2.3.2. <i>Impacto</i>	69
2.3.3. <i>Costes directos</i>	74
2.4. Conclusiones	76
2.5. Bibliografía	77

CAPÍTULO 3: Impacto del turismo sobre las urgencias médicas en áreas de Balears. Un análisis mediante modelos VAR	81
3.1. Introducción	84
3.2. Datos y metodología	85
3.2.1. <i>Datos</i>	85
3.2.2. <i>Metodología</i>	87
3.3. Resultados y discusión	90
3.3.1. <i>Atención hospitalaria</i>	90
3.3.2. <i>Atención primaria</i>	94
3.3.2.1. <i>Islas de Mallorca y Menorca</i>	94
3.3.2.2. <i>Áreas de Mallorca</i>	97
3.3.3. <i>Costes</i>	100
3.4. Conclusiones	101
3.5. Bibliografía	103

CAPÍTULO 4: Estacionalidad y turismo en atención primaria urgente. El caso de la isla de Mallorca	105
4.1. Introducción.....	108
4.2. Datos y metodología	109
4.2.1. <i>Datos</i>	109
4.2.2. <i>Metodología</i>	112
4.3. Resultados y discusión	114
4.3.1. <i>Estacionalidad</i>	114
4.3.2. <i>Estimación</i>	119
4.4. Conclusiones.....	121
4.5. Bibliografía.....	122
III.CONCLUSIONES GENERALES Y RECOMENDACIONES	125
ANEXO 1: TABLAS Y GRÁFICOS SUPLEMENTARIOS AL CAPÍTULO 3.....	135
ANEXO 2: MODELOS PERIÓDICOS AUTORREGRESIVOS Y COINTEGRACIÓN PERIÓDICA	137
A2.1. Modelos periódicos autorregresivos	137
A2.2. Representación multivariante	140
A2.3. Modelo multivariante y relaciones de cointegración	143
A2.4. Bibliografía	146
ANEXO 3: EL INDICADOR DE PRESIÓN HUMANA	147
A3.1. Método de cálculo	147
A3.2. Estacionalidad	148
A3.3. Bibliografía	151

Lista de Tablas y Figuras

Lista de Tablas

Tabla I.1 Estacionalidad y turismo en las Illes Balears	22
Tabla 1.1. Análisis de integración de las urgencias hospitalarias.....	43
Tabla 1.2. Infraestructura, actividad y demanda de las urgencias hospitalarias de titularidad pública y privada	46
Tabla 1.3. Análisis de integración de las urgencias de atención primaria	49
Tabla 2.1. Análisis de cointegración entre el IPH y las urgencias de atención primaria y hospitalarias en Eivissa-Formentera	69
Tabla 3.1. Media de las visitas semanales en las áreas de Mallorca, diferenciando por actividad turística. Periodo 2009-2012	86
Tabla 3.2. Efecto del turismo sobre las urgencias de las áreas de Mallorca. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes	99
Tabla 4.1. Estimaciones de las regresiones de las áreas analizadas	115
Tabla A1.1. Multicolinealidad entre la tasa de crecimiento del IPH (Δx_t) y las variables de Fourier (SDi). Regresión por mínimos cuadrados ordinarios	135
Tabla A3.1. Máximos diarios anuales del IPH	150
Tabla A3.2. Mínimos diarios anuales del IPH	151

Lista de Figuras

Figura 1.1 Visitas diarias a urgencias. Periodo 2009-2012.....	36
Figura 1.2. Visitas diarias a urgencias por cada día de la semana (año 2009)	37
Figura 2.1. Evolución de las urgencias a primaria, hospitalaria y de la población en Eivissa-Formentera (periodo 2009-2012) (doble eje).....	63
Figura 2.2. Impacto mensual de la población turística y la población permanente sobre el número de urgencias atendidas en atención primaria	71
Figura 2.3. Impacto mensual de la población turística y la población permanente sobre el número de urgencias atendidas en atención hospitalaria.....	72

Figura 3.1. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en hospitalaria de Mallorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.....	92
Figura 3.2. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en hospitalaria de Menorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes	92
Figura 3.3. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en atención primaria de Mallorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.....	96
Figura 3.4. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en atención primaria de Menorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.....	96
Figura 3.5. Zonas analizadas en la isla de Mallorca.....	99
Figura 4.1. Mapa de las áreas analizadas.....	110
Figura 4.2. Diagramas de caja de las visitas urgentes para cada día de la semana y las 9 áreas analizadas. Medias del periodo 2009-2012	111
Figura 4.3. Estacionalidad anual e impacto del turismo	117
Figura A1.1. Funciones Impulso-Respuesta para cada periodo en hospitalaria. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes	135
Figura A1.2. Funciones Impulso-Respuesta para cada periodo en primaria. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes	136
Figura A3.1. Evolución del IPH en Mallorca, Menorca y Eivissa-Formentera	149



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

I. INTRODUCCIÓN



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

I.1. Introducción general

Los servicios de urgencias médicas hospitalarios y de atención primaria son considerados claves en el funcionamiento del sistema sanitario ya que abordan las visitas de pacientes con procesos patológicos de gravedad variable que tienen que ser resueltas u orientadas en un corto espacio de tiempo (COMB, 2000).

Los servicios de urgencias presentan particularidades que dificultan su gestión, como el funcionamiento ininterrumpido durante todas las horas y días del año, la no existencia de barreras para su acceso y una demanda incierta y no programada. La provisión de este servicio requiere, por tanto, un notable volumen de recursos materiales y humanos.

Estudiar el comportamiento de las visitas urgentes es imprescindible para la gestión eficiente de su demanda. A pesar de que la actividad asistencial urgente ha sido poco analizada, disponer de información útil y relevante y explotarla adecuadamente es básico para una toma de decisiones acertada, oportuna y proactiva (Montero-Pérez et al., 2012).

Especialmente importante es analizar la demanda urgente en las regiones turísticas en las que se producen altas oscilaciones estacionales de población a lo largo del año, debido a que los servicios de urgencias no tan solo deben atender a la población residente, sino también al colectivo turístico, el cual requiere recursos adicionales y adaptados a sus características.

En este sentido, aunque el turismo puede sustentar altos niveles de empleo y renta en las economías de muchas regiones, el sector contribuye al consumo de los bienes y servicios en el territorio que lo acoge. El impacto de la demanda turística sobre el número de visitas en los servicios urgentes de salud hasta la fecha no ha sido estimado.

Existen, sin embargo, algunos artículos que muestran la relación entre volumen de urgencias y turismo de forma descriptiva. Así, Perea-Milla et al. (2007) relacionan indicadores turísticos en la Costa del Sol y Menorca con el número de visitas urgentes, Bellometti y Bertinato (2007)

describen como afecta el turismo a los servicios médicos de salud del Véneto y Esteva et al. (2003) estudian el uso de los servicios sanitarios públicos por parte de la población flotante en la isla de Mallorca.

En cualquier caso, antes de estudiar el impacto del turismo sobre las urgencias, es imprescindible analizar su demanda, que se caracteriza por la existencia tanto de estacionalidad semanal como de estacionalidad anual (Wargon et al., 2009). Dichas estacionalidades tan solo se pueden examinar conjuntamente con datos de frecuencia diaria. De hecho, las cifras agregadas del volumen asistencial tan solo ofrecen una información general de la actividad del servicio mientras que la estacionalidad es el elemento clave en torno al cual el gestor puede mejorar la eficiencia y la calidad del servicio prestado (Martin y Cáceres, 2005).

Se hace necesario, pues, llevar a cabo un análisis de series temporales que capte la complejidad de la demanda urgente. Los modelos más utilizados a tal fin han sido los modelos no periódicos, principalmente autorregresivos integrados y de medias móviles (ARIMA) o también los ARIMA estacionales (SARIMA) (Boyle et al., 2012). Sin embargo, existen otro tipo de modelos llamados periódicos autorregresivos (PAR), más generales que los anteriores, hasta la fecha no aplicados a los datos de urgencias, que han demostrado ser de gran utilidad en otros ámbitos para series estacionales con estructura de correlación periódica (Franses y Paap, 2004). Estos modelos son más versátiles que los modelos no periódicos, dado que permiten que los parámetros varíen para cada estación.

Por tanto, se puede modelizar la estacionalidad semanal observada en la literatura a partir de los modelos PAR tratando las observaciones de cada día de la semana como una estación diferente. Los modelos PAR son adecuados para examinar las características estadísticas de las series temporales de urgencias. Una de esencial es determinar si la serie es o no estacionaria,

es decir, si sus valores tienen o no reversión a la media, lo cual tiene implicaciones directas sobre la gestión de la demanda.

Desde el enfoque metodológico de los PAR, una vez determinadas las características de las series de urgencias, es posible analizar la relación con el volumen turístico a partir de un vector de población diaria que cuantifique la carga turística, teniendo en cuenta todas las características estacionales deterministas y variables calendario que puedan interferir en esta relación.

Con todo, el objetivo de esta tesis doctoral es estimar el impacto del turismo sobre las series de urgencias médicas de titularidad pública, tanto de atención primaria como de hospitalaria, con datos de frecuencia diaria, así como estudiar las características estacionales de dichas series, en un área con alta presencia de población estacional, como son las Illes Balears. Se ha elegido dicha comunidad como caso de estudio porque presenta singularidades que la diferencian de otros sistemas de salud, principalmente por la influencia del turismo que provoca oscilaciones estacionales altas de población, la disponibilidad de un vector de población diaria real en este territorio, el alto porcentaje de población que dispone de doble aseguramiento (privado y público) y las áreas bien delimitadas (son islas) que la componen.

La tesis se ha organizado de la siguiente manera. En el primer capítulo se evalúa la estacionariedad de las series temporales de urgencias a partir de estudiar las relaciones a largo plazo entre los vectores que representan los días de la semana con los modelos PAR, así como se analizan las posibles causas del resultado obtenido en las 3 islas estudiadas, teniendo en cuenta la diferente presencia de servicios urgentes de titularidad privada en cada una de ellas.

En el segundo capítulo se analiza la posible relación a largo plazo entre la población real y las visitas urgentes de titularidad pública en las áreas de Balears donde exista esta posibilidad, de acuerdo con los resultados obtenidos en el primer capítulo, al mismo tiempo que se cuantifica

el impacto de la población turística sobre las urgencias y se lleva a cabo una aproximación a sus costes directos.

En el tercer capítulo, se estima el impacto del turismo sobre las urgencias en aquellas áreas en donde solo puede existir relación a corto plazo, a partir de las funciones impulso respuesta de los modelos de vectores autorregresivos (VAR). El análisis de las distintas áreas examinadas permite evaluar si existe variabilidad de impacto entre las mismas. Sobre la base de las estimaciones efectuadas, se discuten los costes que supone la actividad turística sobre las urgencias.

En el cuarto capítulo se estudia la estacionalidad de las urgencias de atención primaria en diferentes zonas de la isla de Mallorca, en donde coexisten áreas con elevada presencia turística y marcada estacionalidad a lo largo del año con otras donde la presencia del turismo es escasa. En cada una de ellas, se examina el efecto estacional en los diferentes meses, días de la semana y días festivos.

En el último apartado se exponen las conclusiones generales y recomendaciones de política de urgencias que se pueden extraer de la tesis. Adicionalmente, se han elaborado tres anexos, el primero de los cuales se utiliza para tablas y figuras suplementarias, mientras que en los dos últimos se extiende la metodología utilizada en la tesis. En concreto, en el segundo anexo se exponen los modelos PAR y la forma con la que se han construido y usado en esta tesis, mientras que en el último se expone la construcción del vector poblacional.

En el subsiguiente epígrafe se exponen las características de las Illes Balears como caso de estudio, tanto por lo que se refiere a la presencia del turismo como a lo que se refiere a los servicios de urgencias.

I.2. Las Illes Balears como caso de estudio

I.2.1. Turismo

Las Illes Balears son una de las destinos turísticos más importantes del Mediterráneo. Con una población de poco más de 1 millón de habitantes residentes acoge a más de 12 millones de turistas al año, que generan directa o indirectamente alrededor del 60% del PIB regional.

El tipo de turismo mayoritario es el de sol y playa, que se caracteriza por altas concentraciones estacionales de población y la falta de diferenciación y alta estandarización del producto (Aguiló y Juaneda, 2000). La mayor parte del turismo que visita el archipiélago es extranjero, principalmente alemán y británico. El 18% de los turistas tiene nacionalidad española.

En regiones con este tipo de turismo, el volumen de población real de un determinado territorio puede ser muy diferente según los distintos momentos del año en que se mide, y puede distar mucho del censo de población o del padrón municipal. La disponibilidad de un vector que mide la población real en las Illes Balears, que incluye tanto a la población turística como a la permanente, posibilita estudiar de manera directa su relación con los servicios de urgencias.

Dicho vector, llamado indicador de presión humana (IPH) y propuesto por Mateu y Riera (2006), estima la carga demográfica en un día determinado para la isla de Mallorca, Menorca y el archipiélago de las Pitiüses (compuesto por las islas de Eivissa y Formentera). Con una metodología similar el Instituto de Estadística de las Illes Balears (IBESTAT) lo ha ido calculando periódicamente (Véase Anexo 3).

En esta tesis se usará el concepto de población turística (que se obtiene de la diferencia entre la población real y la población permanente) y que por definición incluye a toda población no permanente, la cual está conformada muy mayoritariamente por turistas, aunque también por

aquellos residentes o trabajadores temporales que tan solo pasan una parte del año en la isla que coincide con la mayor actividad turística. Otros trabajos también han utilizado el IPH y descomposiciones del mismo con la finalidad de medir la influencia del turismo sobre otros ámbitos (Bakhat y Rosselló (2011) o Mateu-Sbert et al. (2013)).

Todas las islas de Balears tienen el turismo como principal sector económico. En la Tabla I.1 se resumen algunas de las características de cada una de ellas, destacando además del gran número de turistas por población residente, la muy notable estacionalidad de la población a lo largo del año. Menorca y especialmente Eivissa-Formentera, son los territorios donde la estacionalidad es más intensa, ya que el número de personas en el día donde la carga de población es máxima es más de 2,5 veces superior al mínimo anual.

Tabla I.1. Estacionalidad y turismo en las Illes Balears. Periodo 2012

	Mallorca	Menorca	Eivissa- Formentera
Superficie (km ²)	3.640	701	654
Población residente	876.147	95.178	148.114
Población máxima diaria del IPH	1.383.346	210.738	338.630
Población mínima diaria del IPH	810.639	87.165	116.580

Fuente: Institut d'Estadística de les Illes Balears (IBESTAT)

1.2.2. Servicios de urgencias

Los servicios de urgencias de las Illes Balears deben atender tanto a una población permanente, fija a lo largo del año, como una población turística elevada, que varía estacionalmente y que generalmente dispone de cobertura sanitaria privada en las Illes Balears contratada mayoritariamente a través de seguro médico del viaje.

Estos dos colectivos pueden acudir a urgencias de diferentes formas. De hecho, dos pacientes con unos mismos síntomas pueden ir bien a las urgencias de atención primaria o directamente

a la hospitalaria, en el sector público o, si disponen de doble aseguramiento, a los dispositivos del sector privado (Mateu et al., 2011).

Aunque el sistema de salud en las Illes Balears se caracteriza por disponer de una presencia notable de hospitales de titularidad privada, el acceso más habitual a las urgencias es a través de los 39 puntos de atención continuada (PAC) y servicios de urgencias de atención primaria (SUAP), con 511/1000 visitas al año (Mateu et al., 2011). En algunos casos estas urgencias pueden ser en realidad consultas fuera del horario laboral o sin cita previa.

Por su parte, existen 54 centros de atención primaria urgente privada, situados prácticamente en su totalidad en las zonas turísticas costeras, que atienden a procesos patológicos de gravedad media o leve.

También se puede acceder a las urgencias de los 7 hospitales públicos de agudos, que llevan a cabo 419 urgencias por 1.000 habitantes/año. Y, si el ciudadano dispone de aseguramiento privado, puede acudir a los 10 hospitales de titularidad privada que disponen de urgencias, que llevan a cabo un total de 305 urgencias por 1.000 habitantes. Una muestra de la importancia cuantitativa de los servicios de urgencias en hospitalaria es que su número de visitas, tanto la atención pública como en la de titularidad privada, es superior al número de primeras visitas en consultas externas.

La mayor parte de la población que dispone de aseguramiento privado acude normalmente a urgencias de la privada y lo hace con una frecuentación mayor debido a la atención generalmente más inmediata que recibe, que podría no tener relación con la urgente (Mateu et al., 2011). Así, según el Barómetro Sanitario 2009, el 37,9% de la población del conjunto de España manifiesta que el motivo principal de acudir al servicio de urgencias es porque el horario no coincide con el horario del médico de cabecera.

Las intervenciones quirúrgicas urgentes al sector público representan el 18% del total de intervenciones quirúrgicas. Ingresan el 11,4% de las urgencias públicas y el 9% de las urgencias al sector privado. El 70% de los ingresos son por vía de urgencias.

En esta tesis se estudia el impacto de la población turística para cada isla y área sobre las urgencias de titularidad pública, tanto de atención primaria como de hospitalaria, teniendo en cuenta su estacionalidad y los factores deterministas asociados.

I.3. Bibliografía

Aguiló, E., Juaneda, C., 2000. Tourist expenditure for mass tourism markets. *Ann. Tourism Res.* 27, 624–637.

Bakhat, M., Rosselló, J., 2011. Estimation of tourism-induced electricity consumption: The case study of Balearics Islands, Spain. *Energy Econ.* 33 (3), 437-444.

Bellometti, S., Bertinato, L., 2007. Health care services for tourists in the Veneto Region. *Eurohealth* 13 (4).

Boyle, J., Jessup, M., Crilly, J., Green, D., Lind, J., Wallis, M., Miller, P., Fitzgerald, G., 2012. Predicting emergency department admissions. *Emerg Med J.* 29 (5), 358-65.

COMB, Col·legi Oficial de Metge de Barcelona, 2000. Fer de metge a l'hospital. Àrea d'urgències. Servei de Responsabilitat Professional, No. 9. Disponible en www.comb.cat/cat/actualitat/publicacions/professio/numero8/home.htm.

Esteva, M., Tamborero, G., Arias, A., Seguí, M., Llobera, J., 2003. Utilización de servicios sanitarios públicos por la población flotante en Mallorca. *Rev. Adm. Sanit.* 1 (3), 441-56.

Franses, P.H., Paap, R., 2004. *Periodic Time Series Models*. Oxford University Press, Oxford.

Mateu Sbert, J., Riera, A., 2006. Un indicador diari de pressió humana per a les Balears. *Centre de Recerca Econòmica Monogràfics*, No. 9.

Mateu-Sbert, J., Ricci-Cabello, I., Villalonga-Olives, E., Cabeza-Irigoyen, E., 2013. The impact of tourism on municipal solid waste generation: the case of Menorca Island (Spain). *Waste Manag.* 33 (12), 2589-93.

Mateu Sbert, J., Vicens Gómez, J.M., Llobera Cànaves, J., 2011. Singularitats de l'activitat sanitària a les Illes Balears. *Medicina Balear* 26 (1): 46-55.

Martín Rodríguez, C.G., Cáceres Hernández, J.J., 2005. Un método de obtención del patrón estacional de frecuentación de un servicio de urgencias hospitalario. *Rev Esp de Salud Pública* 79 (1), 5-15.

Montero-Pérez, F.J., Calderón de la Barca Gázquez, J.M., Jiménez Murillo, L., Quero Espinosa, F.B., Gracia García, F., Roig García, J.J., 2012. Gestión clínica de un servicio de urgencias hospitalario mediante un cuadro de mando asistencial específico. *Emergencias* 24 (6), 476-484.

Perea-Milla, E., Marí S., Rivas-Ruiz, F., Gallofré, A., Navarro, E., Navarro, M.A., et al., 2007. Estimation of the real population and its impact on the utilisation of healthcare services in Mediterranean resort regions: an ecological study. *BMC Health Serv Res.* 7 (13).

Wargon, M., Guidet, B., Hoang, T.D., Hejblum, G., 2009. A systematic review of models for forecasting the number of emergency department visits. *Emerg Med J.* 26 (6), 395-9.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

II. CAPÍTULOS EMPÍRICOS



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Capítulo 1

Análisis de la estacionariedad de las series de urgencias médicas a partir de los modelos PAR. Una aplicación para el caso de las Illes Balears



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Resumen

Conocer si las estructuras de las series temporales de urgencias son estacionarias o no es fundamental para planificar adecuadamente su demanda. Este análisis en la literatura a menudo se obvia o se lleva a cabo mediante modelos convencionales no periódicos, sin tener en cuenta las características estacionales de las series de urgencias. El objetivo de este capítulo es evaluar la estacionariedad de las series de urgencias hospitalarias y de atención primaria de titularidad pública en las 3 islas que componen Illes Balears a partir de los modelos periódicos autorregresivos (PAR), así como analizar las posibles causas del resultado obtenido. Las estimaciones muestran como las series en Mallorca y Menorca, que coexisten con una notable presencia de infraestructura privada, son estacionarias en varianza, mientras que en Eivissa-Formentera, con escasa implantación privada, las series no son estacionarias. Estos resultados sugieren que *shocks* en las urgencias públicas estacionarias se podrían reorientar a largo plazo hacia la privada, mientras estos mismos *shocks* en las series no estacionarias tendrían que ser absorbidos por los hospitales y centros de atención primaria de titularidad pública.

Abstract

To evaluate if the time series of emergency services are stationary or non-stationary is essential to properly plan their demand. This analysis is often overlooked in literature or is performed by conventional non-periodic models, regardless of seasonal characteristics of the emergency series. The aim of this chapter is to assess the stationarity of the series of public hospital emergency departments and primary care centers in the Balearic Islands from periodic autoregressive models (PAR), and to analyze the possible causes of the results obtained. The estimates show how the series in Mallorca and Menorca, which coexist with a strong presence of private infrastructure, are stationary in variance, while in Ibiza-Formentera, with little private implantation, the series are non-stationary. These results suggest that shocks in the stationary public emergency can be redirected towards the private sector, while these same shocks in non-stationary series have to be absorbed by public hospitals and primary care centers.

1.1. Introducción

Los servicios de urgencias médicas en la mayoría de países industrializados dan asistencia universal, continua y no programada durante todas las horas y días del año. Son claves dentro del funcionamiento del sistema sanitario, con lo que su adecuada gestión reviste especial importancia. Modelizar el comportamiento temporal de las visitas urgentes es fundamental para planificar adecuadamente su demanda (Asplin, 2006).

Una característica clave de la modelización de una serie temporal es determinar si ésta es o no estacionaria, es decir, si sus valores tienen o no reversión a la media. Obviar este hecho puede acarrear estimaciones inconsistentes (Greene, 2008). Pese a ello, en la literatura de urgencias a veces la estacionariedad simplemente se asume (Wargon et al., 2009), como por ejemplo en los trabajos de Sivarajasingam et al. (2002) o Wargon et al. (2010). En otros casos la estacionariedad se ha estudiado como un instrumento para identificar la estructura de las series con la finalidad de predecir (por ejemplo en Schweigler et al. (2009) o Ong et al. (2009)).

El análisis de estacionariedad también tiene implicaciones directas sobre la gestión de las visitas urgentes de cualquier área de salud. Así, cuando la serie es estacionaria, un *shock* o una política en un determinado sentido solo presentará efectos transitorios, mientras que si la serie es no estacionaria los efectos serán permanentes (Verbeek, 2003). Desde nuestro conocimiento, no se han analizado las causas de porqué unas determinadas series de urgencias son estacionarias y otras no.

Es un hecho que el número de visitas a urgencias presentan no solo estacionalidad anual, referida a cambios en el número de visitas a lo largo de las estaciones del año, sino también semanal, referida a cambios en el número de visitas a lo largo de los días de la semana.

Los modelos más utilizados aplicados para identificar la estacionariedad en las series de urgencias han sido los modelos no periódicos, principalmente autorregresivos integrados y de

medias móviles (ARIMA) o también los ARIMA estacionales (SARIMA) (Boyle et al., 2012). Sin embargo, existen otro tipo de modelos llamados periódicos autorregresivos (PAR), más generales que los anteriores, hasta la fecha no aplicados a los datos de urgencias, que han demostrado ser de gran utilidad en otros ámbitos para series estacionales con estructura de correlación periódica. Dichos modelos, analizados en profundidad en Franses y Paap (2004), son más versátiles que los modelos no periódicos dado que permiten que los parámetros varíen para cada estación y, por tanto, son considerados adecuados para modelizar variaciones estacionales de datos (Ghysels y Osborn, 2001).

Así, la estacionalidad semanal observada en la literatura de urgencias se puede modelizar, a partir de los modelos PAR, tratando las observaciones de cada día de la semana como una estación diferente. Además, dado que la decisión de acudir o no al servicio de urgencias se toma por los individuos generalmente el mismo día de la aparición de la enfermedad, los datos con base diaria constituyen la frecuencia idónea para este tipo de análisis y, de hecho, es la frecuencia más utilizada en la literatura.

Una de las ventajas que presenta el enfoque periódico es que permite la presencia de no estacionariedad junto con la existencia de relaciones a largo plazo entre los vectores de días de la semana que representan las estaciones del año (Osborn, 1991; Franses, 1994). Adicionalmente, cuando la naturaleza de los datos procede de un proceso periódico, no tener en cuenta la periodicidad conduce a la mala especificación del modelo, la estimación del cual no permitiría en general detectar el verdadero proceso periódico (Franses, 1996) y además se perdería la información relacionada con la variación periódica de los parámetros de interés, siendo las estimaciones de los parámetros obtenidos difícilmente interpretables.

Por ello, Brendstrup et. al (2004) propone utilizar los modelos PAR siempre que las series presenten estacionalidad, al ser éstos más generales, y posteriormente testear si los parámetros autorregresivos varían o no periódicamente.

Cabe tener en cuenta también que aunque en la literatura es un hecho los efectos de días festivos y de calendario (Wargon et al., 2009), los modelos ARIMA o SARIMA aplicados en la literatura no incluyen generalmente dichos efectos, con lo que la estacionalidad determinista que presentan puede ser confusora del auténtico modelo con posible estacionalidad estocástica. En este sentido, Zellner (1978) demostró que es necesario estudiar la estacionalidad determinista y estocástica conjuntamente.

Con todo, el objetivo de este capítulo es evaluar la estacionariedad de las series temporales de urgencias a partir de estudiar las relaciones a largo plazo entre los vectores de días con los modelos PAR, así como analizar las posibles causas del resultado obtenido. Con este propósito, con datos de frecuencia diaria para el periodo 2009-2012, se analizan las urgencias de titularidad pública, tanto de atención primaria como de hospitalaria, en cada una de las 3 islas que componen la comunidad autónoma de las Illes Balears. Se ha elegido dicha comunidad porque, como se mencionó en la introducción del trabajo, presenta singularidades que la diferencian de otros sistemas de salud (oscilaciones estacionales de población altas, áreas bien delimitadas y alto porcentaje de infraestructura privada).

1.2. Datos y Metodología

1.2.1. Datos

Los datos analizados se refieren al número de visitas diarias a urgencias en los centros de titularidad pública de las Illes Balears, para el periodo comprendido entre el 1 de Enero de 2009 y el 31 de Agosto de 2012.

Se analizan tanto las visitas a los hospitales de agudos con servicio de urgencias de cada una de las islas que componen Balears (Mallorca, Menorca y Eivissa-Formentera), como las urgencias que acuden en atención primaria en todos los centros de cada una de estas islas. Los registros hospitalarios y de atención primaria son recopilados por el Servei de Salut de las Illes Balears (IB-Salut).

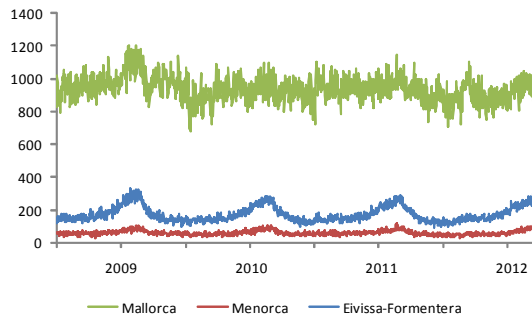
En los hospitales se consideran visitas urgentes todas las visitas que acuden a los departamentos de urgencias las 24 horas del día en las 3 zonas geográficas. En cambio, la categorización como visitas urgentes en los centros de atención primaria funciona de diferente forma. En Mallorca, la mayoría de centros clasifican como urgencias las visitas en el horario de 17:00 a 8:00 de lunes a jueves, de 14:00 a 8:00 los viernes, y las 24 horas los sábados y domingos, mientras que en Eivissa-Formentera de 14:00 a 8:00 de lunes a sábado y las 24 horas los domingos. Por el contrario en Menorca se clasifican como urgentes todas las visitas las 24 horas del día en los dos centros más importantes, al ser estos centros de diferente naturaleza que el resto (son Servicio de Urgencias de Atención Primaria (SUAP) y los otros son Puntos de Atención Continuada (PAC)).

La categorización como visitas urgentes es siempre espontánea, y no se codifican diagnósticos. Los centros analizados forman la totalidad de la red de asistencia urgente de titularidad pública de las Illes Balears, la cual presta asistencia gratuita al total de la población, sea residente en las islas o no lo sea.

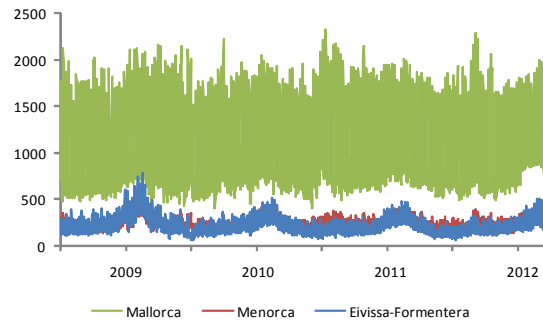
En la figura 1.1, se muestran las series del número de visitas urgentes tanto de primaria como de hospitalaria en las 3 islas durante todo el periodo objeto de estudio, en la que la señal que emiten a priori no es fácilmente interpretable.

Figura 1.1. Visitas diarias a urgencias. Periodo 2009-2012

Hospitalaria



Primaria



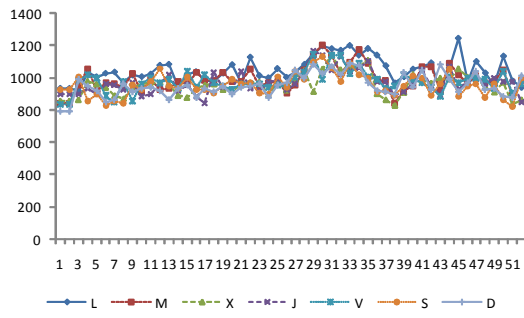
Fuente: elaboración propia a partir de los datos proporcionados por el IB-Salut

En la figura 1.2 se exponen las 6 series temporales objeto de estudio, las cuales cada una de ellas se divide en 7 series que representan los días de la semana.

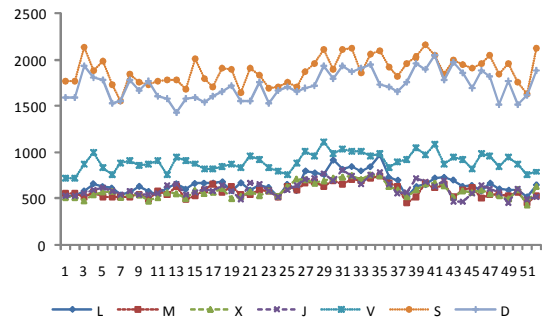
Como se observa en los gráficos, las urgencias de atención primaria tienen una clara estacionalidad semanal, y además diferente para cada una de las islas. En hospitalaria existe también variabilidad intrasemanal, aunque no es tan evidente. También existe, tanto en atención primaria como en hospitalaria y especialmente en Eivissa-Formentera, estacionalidad anual con un mayor número de visitas durante los meses de verano.

Figura 1.2. Visitas diarias a urgencias por cada día de la semana (año 2009)

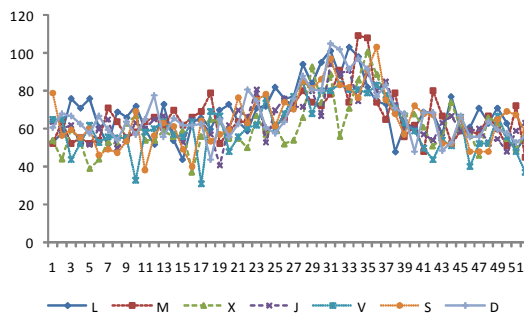
Mallorca hospitalaria



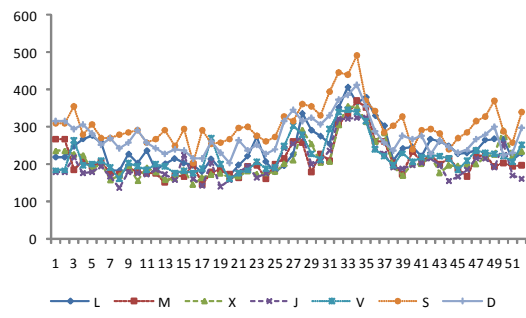
Mallorca primaria



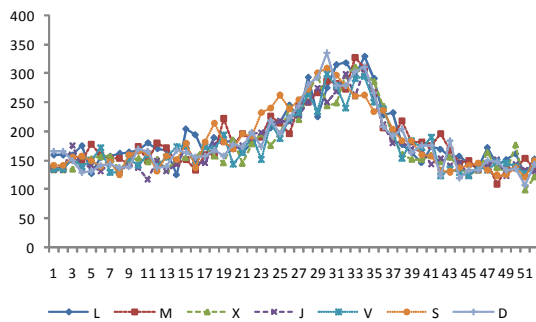
Menorca hospitalaria



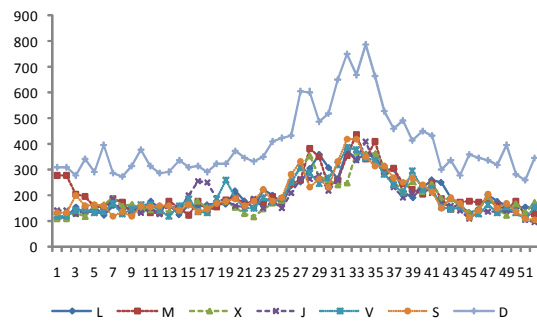
Menorca primaria



Eivissa-Formentera hospitalaria



Eivissa-Formentera primaria



Fuente: elaboración propia a partir de los datos proporcionados por el IB-Salut

1.2.2. Metodología

La base metodológica sobre la que se estudia la posible no estacionariedad de las series temporales de urgencias son, como se ha mencionado a la introducción, los modelos PAR.

Un modelo PAR de orden p (PAR(p)) puede ser expresado como:

$$y_{s\tau} = \delta_s + \phi_{1s}y_{s-1,\tau} + \dots + \phi_{ps}y_{s-p,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s=1,2,\dots,S \quad \tau=1,2,\dots,N \quad (1)$$

representado con doble subíndice, donde el subíndice τ se refiere al periodo en la que se encuentra la observación y el subíndice s representa la estación. En este trabajo se fijan como estaciones los días de la semana con lo que $s=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$, con lo que τ se refiere a la semana y N son el número de semanas totales disponibles. ϕ_{is} es el coeficiente autorregresivo asociado a la variable y en el retardo i (y_{s-i}) en la estación s , δ_s representa la constante para cada estación y $\varepsilon_{s\tau}$ representa el término de perturbación.

Reparametrizando la expresión (1), se consigue la notación de Boswijk y Franses (1996) de un modelo PAR(p) en que se asume que es integrado de orden 1:

$$y_{s\tau} - \phi_{1s}y_{s-1,\tau} = \delta_s^* + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{i,s} (y_{s-i,\tau} - \phi_{s-i}y_{s-1-i,\tau}) + \varepsilon_{s\tau} \quad s=1,2,\dots,S \quad \tau=1,2,\dots,N \quad (2)$$

Donde $\psi_{i,s}$ es una función no-lineal de δ_s y ϕ_s , δ_s^* captura la constante en cada estación, y al asumir integración se cumple que $\phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \phi_7 = 1$, que será periódica si algún $\phi_s \neq 1$.

Los procesos PAR(p) pueden ser expresados mediante la representación multivariante VAR (P), siendo $P = \text{int}[(p+6)/7]$ [Gladyshev (1961) y Tiao y Grupe (1980)]. Haldrup et al. (2007) usaron la representación VAR en forma de mecanismo de corrección del error (MCE) como representación multivariante de vectores de días, para modelizar las series de entradas y salidas de pasajeros por vía aérea, en el que cada vector $Y_\tau = [y_{1\tau} \dots y_{7\tau}]$ corresponde a las

observaciones de una semana completa. Siguiendo a Haldrup et al. (2007), el modelo que se usa en este capítulo para modelizar el número de visitas a urgencias incorporando las variables necesarias para recoger los efectos deterministas y de calendario, queda del siguiente modo:

$$\Delta_7 Y_\tau = \mu + \gamma\tau + \Theta d_\tau + \Psi c_\tau + \Pi Y_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta_7 Y_{\tau-j} + U_\tau \quad (3)$$

Donde Δ_7 representa el operador diferencia estacional, μ es un vector de orden 7×1 que recoge las constantes de los vectores de días, γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista τ , Θ es una matriz cuyos parámetros están asociados a d_τ que consta de 12 variables trigonométricas $\cos(j\pi/26 \cdot \tau)$ y $\sin(j\pi/26 \cdot \tau)$ para $j=1, \dots, 6$ que recogen la estacionalidad determinista anual, Ψ es una matriz que recoge los coeficientes asociados a las variables ficticias (c_τ) representativas del efecto calendario, Γ_j es una matriz de parámetros asociados a los retardos de la matriz Y_τ diferenciados estacionalmente, U_τ es la matriz que representa las perturbaciones aleatorias, y por último Π es una matriz asociada a $Y_{\tau-1}$.

El modelo, pues, recoge las fluctuaciones deterministas periódicas mediante análisis espectral de Fourier a partir de las 12 variables trigonométricas que siguen ciclos de distinta frecuencia y que permiten capturar, por ejemplo, el efecto de la mayor frecuentación en invierno, ampliamente observado en la literatura (Wargon et al, 2009). Por su parte, los efectos calendario se recogen incorporando como variables ficticias las principales fiestas a lo largo del año.

A partir de (3) se puede utilizar el procedimiento de Johansen (1995) para obtener el rango de la matriz Π , que determina el rango de las relaciones a largo plazo (o relaciones de cointegración) y que, a la postre, indica si la serie es estacionaria o integrada (esto es, serie no estacionaria con raíz unitaria). Existen 4 posibilidades (Franses (1996) y Franses y Paap (2004)):

a) la serie es estacionalmente integrada (SI) cuando el rango de la matriz Π es 0, es decir, hay 7 procesos distintos de raíces unitarias que imposibilitan ninguna relación de cointegración. b) estacionariedad de la serie analizada, el rango de la matriz Π es pleno (es decir, igual a 7), con lo que no existe ningún tipo de tendencia estocástica que gobierne su comportamiento a largo plazo, c) la serie es periódicamente integrada (PI(1)) cuando el rango de Π es 6 con 6 relaciones de cointegración entre los días de la semana que pueden ser escritas como $y_{2\tau} - \phi_2 y_{1\tau}, y_{3\tau} - \phi_3 y_{2\tau}, y_{4\tau} - \phi_4 y_{3\tau}, x_{5\tau} - \phi_5 y_{4\tau}, y_{6\tau} - \phi_6 y_{5\tau}, y_{7\tau} - \phi_7 y_{6\tau}, y_{1\tau} - \phi_1 y_{7\tau}$, con al menos un $\phi_s \neq 1$, d) la serie es I(1) cuando el rango de Π es 6 y existen 6 relaciones de cointegración entre los días de la semana pero en este caso todos los $\phi_s = 1$.

Cuando las series son PI(1) la tendencia estocástica y las fluctuaciones estacionales no son independientes. En este sentido, la acumulación de *shocks* pueden cambiar el comportamiento estacional. Una exposición más detallada de los modelos PAR y la cointegración periódica se muestra en el Anexo 2.

El rango de la matriz Π se determina de acuerdo con el procedimiento de Johansen, que se trata de una secuencia de contrastes, con la siguiente hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{rango}(\Pi) = r \\ H_A &: \text{rango}(\Pi) > r \quad r = 0, 1, \dots, 7-1 \end{aligned} \quad (4)$$

Donde r representa el número de relaciones de cointegración, y la secuencia de contrastes empieza cuando $r = 0$. Para contrastar la hipótesis, se utiliza el siguiente estadístico de prueba conocido como estadístico de la Traza (Hamilton, 1994):

$$LR_r = -N \sum_{i=r+1}^7 \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, \dots, 7-1 \quad (5)$$

Donde N representa el número de semanas disponibles y λ_i son los valores propios ordenados de menor a mayor obtenidos del modelo (3) mediante la técnica de correlaciones canónicas.

Este estadístico de prueba sigue una distribución que es función de procesos brownianos multivariantes y sus valores críticos dependen de los términos deterministas incluidos en (3). Dichos valores críticos se han obtenido mediante procesos aleatorios de 7 dimensiones incorporando los términos deterministas incluidos en el modelo siguiendo a Haldrup et al. (2007).

Si el rango de la matriz Π es 6, se debe discriminar si la serie es $PI(1)$ o $I(1)$, para lo cual se debe contrastar la hipótesis de que todos los $\phi_s = 1$. El estadístico de prueba que permite contrastar dicha hipótesis es a partir del ratio de verosimilitud [Johansen (1991), Johansen y Juselius (1990)]:

$$LR_{\phi_i=1} = -N \sum_{i=1}^r \ln \left(\frac{\left(1 - \hat{\xi}_i \right)}{\left(1 - \hat{\lambda}_i \right)} \right) \sim \chi^2(6) \quad (6)$$

En donde se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con 6 grados de libertad ($\chi^2(6)$). λ_i son los valores propios ordenados de menor a mayor obtenidos del modelo (3) mediante la técnica de correlaciones canónicas y ξ_i son los valores propios del modelo restringido en el que se planea una regresión de rango reducido:

$$\Delta_7 Y_\tau = H' Y_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma \Delta_7 Y_{\tau-j} + V_\tau \quad \text{donde el estadístico de prueba sigue una distribución con } 6 \text{ (7-}$$

6) grados de libertad, en que:

$$H = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

Antes de aplicar el modelo descrito, previamente se han obtenido los datos filtrados de outliers por el procedimiento de Haldrup et al. (2005), con la finalidad de prevenir el posible efecto distorsionador de dichos outliers sobre el análisis de cointegración. Posteriormente, se determina el orden del VAR(P) para cada serie utilizando el criterio AIC, adecuado para sistemas con alta dimensionalidad (Gonzalo y Pitarakis, 2002). La asunción de ausencia de autocorrelación residual se ha testado mediante el test de multiplicadores de Lagrange (Johansen, 1995).

El análisis econométrico se ha llevado a cabo mediante los programas Gauss y Eviews.

1.3. Resultados y discusión

1.3.1. Atención hospitalaria

En el período comprendido entre el 1 de enero de 2009 a 31 de agosto de 2012, un total de 1.571.170 de visitas de urgencias fueron atendidas en los centros de atención hospitalaria para el conjunto de las Illes Balears.

En la Tabla 1.1, se resumen los análisis de integración de las series de urgencias hospitalarias. El estadístico de Traza muestra como el rango de la matriz Π es 6 para la serie en Eivissa-Formentera, con una significatividad del 95%. Por tanto, esta serie es integrada y coexisten 6 relaciones a largo plazo o relaciones de cointegración entre los 7 vectores de días de la

semana, que siguen la misma tendencia estocástica. Un *shock* exógeno que intervenga en dicha serie no estacionaria provocará un efecto que permanecerá en ellas indefinidamente.

En cambio, las series de hospitalaria en Mallorca y Menorca son estacionarias en varianza (los contrastes indican que el rango de la matriz Π es pleno). *Shocks* en estas series presentarán efectos transitorios.

Por su parte, respecto a los órdenes VAR obtenidos (VAR(7) en la de Mallorca, VAR(5) en la de Menorca y VAR(7) en la de Eivissa-Formentera) son similares a los que usaron Haldrup et al. (2007) cuando analizaron las series diarias de entradas y salidas de pasajeros por vía aérea.

Tabla 1.1. Análisis de integración de las urgencias hospitalarias

Estadístico de la Traza								
	LR_0	LR_1	LR_2	LR_3	LR_4	LR_5	LR_6	
Mallorca	282,649***	206,311***	145,251***	97,829***	51,855***	29,562***	13,547***	
Menorca	291,991***	197,288***	139,895***	95,981***	61,732***	35,622***	11,442***	
Eivissa- Formentera	264,176**	188,574***	140,734***	98,461***	62,539***	30,931***	5,693	
Coeficientes de Integración Periódica								
	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6	ϕ_7	$LR_{\phi_i=1}$
Mallorca	-	-	-	-	-	-	-	-
Menorca	-	-	-	-	-	-	-	-
Eivissa- Formentera	0,850	1,178	0,548	1,129	1,046	1,620	1,006	21,345***

*** Significativo al 99%, ** Significativo al 95%, * Significativo al 90%

LR_i representa el estadístico de Traza de Johansen. $LR_{\phi_i=1}$ representa el test del ratio de verosimilitud. En (-) su estimación no procede por ser las series estacionarias.

Los órdenes P de los modelos VAR obtenidos según el criterio de AIC para las series de urgencias hospitalarias, son: VAR(7) en la de Mallorca, VAR(5) en la de Menorca y VAR(7) en la de Eivissa-Formentera.

Para analizar el porqué una series son estacionarias y otras no, es necesario tener en cuenta la demanda y la estructura del sistema de salud en las diferentes islas. La principal diferencia

entre unas y otras es la diferente coexistencia de servicios de atención de titularidad privada urgente.

Así, la Tabla 1.2 muestra como la cobertura de doble aseguramiento, que la constituye el colectivo que además de tener acceso al servicio público de salud tiene acceso al servicio privado a través del seguro médico, no es homogéneo en todos las áreas de Balears, sino notablemente más frecuente entre los residentes de Mallorca y Menorca que en las Pitiüses, cuyo porcentaje no llega a la mitad de la media balear (Cabeza et al., 2009).

Los porcentajes de doble aseguramiento se reflejan sobre la utilización de las urgencias en los hospitales de titularidad privada. En este sentido la Tabla 1.2 también muestra como en Mallorca y Menorca (donde las series son estacionarias), los porcentajes de visitas urgentes hospitalarias de titularidad privada son más del doble que en Eivissa-Formentera (donde la serie es no estacionaria).

Por tanto, la estacionariedad de las series de urgencias de titularidad pública se relaciona con la importancia de infraestructura privada urgente que dispone cada isla. Ello puede deberse a que *shocks* en las series estacionarias se pueden reorientar a largo plazo hacia hospitales de titularidad privada, los cuales se nutren tanto de aquellos pacientes que disponen de seguro privado o efectúan el pago en efectivo como de aquellos turistas que disponen de seguro de viaje.

En este sentido, la literatura muestra como la demanda de seguros sanitarios privados viene determinada, además de por factores individuales, de la valoración del sistema público de salud (Costa-i-Font y García, 2002), dentro del cual factores relacionados con la implantación de la infraestructura pública, como el tiempo de espera, forman parte relevante del mismo. En parte por ello, los ciudadanos de Balears son con un 1,29% de su gasto total la comunidad

autónoma que destina más gasto para cubrir los seguros ligados a la sanidad (la media estatal es del 0,67%) (INE, 2013).

Con todo, un shock, como por ejemplo un aumento de la población en un momento determinado del tiempo, tendrá solo efectos temporales sobre las visitas hospitalarias de titularidad pública en Mallorca y Menorca porque el aumento de la demanda a medio y largo plazo será indirectamente derivado en mayor o menor medida hacia los hospitales de titularidad privada. Así, los niveles de visitas retornarán hacia sus niveles habituales (reversión a la media).

En último término, por tanto, los *shocks* en la asistencia urgente pública en estas dos islas los absorben los individuos privadamente haciendo un uso más o menos intensivo del seguro que disponen o contratando nuevos seguros de asistencia sanitaria. En Balears, del colectivo que dispone de doble aseguramiento, 8 de cada 10 utiliza tanto la infraestructura pública como la privada (IDIS, 2015). En este sentido, FitzGerald y Toloo (2013) concluye que las urgencias en los hospitales de titularidad privada desempeñan un papel importante en la provisión de acceso que puede aliviar la presión sobre las urgencias de los hospitales públicos.

En cambio, los *shocks* en la serie de atención urgente hospitalaria en Eivissa-Formentera, al ser no estacionaria, los debe absorber la red pública, dado que la red de titularidad privada está dotada de un solo hospital que atiende a una parte minoritaria de las urgencias totales.

Tabla 1.2. Infraestructura, actividad y demanda de las urgencias hospitalarias de titularidad pública y privada

	Mallorca	Menorca	Eivissa-Formentera
Porcentaje de personas que disponen de doble aseguramiento (1)	31,7%	27,7%	13,2%
Porcentaje de visitas urgentes hospitalarias de titularidad privada sobre el total de visitas urgentes hospitalarias (2)	46,0%	41,0%	18,5%
Porcentaje de aumento del número de visitas hospitalarias de titularidad pública en el tercer trimestre respecto al cuarto trimestre (3)	5,1%	44,3%	71,6%
Porcentaje de aumento de la población total (residente + flotante) en el tercer trimestre respecto al cuarto trimestre (4)	34,6%	75,3%	88,4%

Elaboración propia a partir de: (1) Encuesta de Salud Illes Balears. Datos de 2007 (2) Estadística de Establecimientos Hospitalarios en Régimen de Internado y Sistema de Información de Atención Especializada. Datos referentes a la media entre 2009-2012 (3) Servicio de Salud Illes Balears (IB-Salut). Datos medios para el período 2009-2012 (4) Instituto de Estadística de Illes Balears (IBESTAT). Datos medios para el período 2009-2012.

Otro efecto que incide directamente sobre las series de urgencias públicas es la influencia que ejerce la población estacional turística, la cual está cubierta mayoritariamente con seguro de viaje. Así, el informe de las Unión Balear de Entidades Sanitarias (2013) aproxima que la medicina turística podría suponer entre un 20%-33% de la actividad de los centros privados en Balears.

Este hecho puede explicar la relativamente baja estacionalidad anual de las series de urgencias que disponen de mayor dotación de infraestructura privada (Tabla 1.2). Así, en Mallorca, donde se ubican 6 hospitales privados de agudos (frente a los 4 de públicos), la estacionalidad media de las urgencias varía un 5,1% entre el trimestre más alto y más bajo, pese a que la

población entre estos trimestres difiere un 34,6%. En Menorca la estacionalidad también se modera, aunque menos acusadamente que en Mallorca, pero es en Eivissa-Formentera donde la estacionalidad de las series de urgencias públicas se corresponde en mayor medida con la estacionalidad de su población fluctuante (Tabla 1.2).

Por otra parte, como se muestra en la Tabla 1.1, la no estacionariedad de la serie integrada es de tipo periódico. El contraste expuesto en la metodología basado en Johansen (1995) muestra como los coeficientes son significativamente diferentes entre sí, al rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes ϕ_s son todos iguales a 1. Por tanto, la aplicación de modelos SARIMA hubiese catalogado erróneamente la serie no estacionaria como estacionalmente integrada, cuando en realidad es PI(1) (Castro y Osborn, 2008).

La interpretación de los coeficientes periódicos se deben tomar con precaución, como indican Haldrup et al. (2007), debido a que se debe satisfacer la restricción $\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4\phi_5\phi_6\phi_7 = 1$, con lo que *shocks* que ocurren en un determinado día de la semana se transmiten hacia los otros días de la semana.

En particular, la integración periódica de la serie de Eivissa-Formentera implica que un *shock* en una estación (por ejemplo el lunes), se transmite a todas las demás estaciones (los demás días de la semana), siendo el efecto diferente en cada estación, aunque a la vez los 7 vectores de días viajan conjuntamente a largo plazo. Es decir, *shocks* exógenos provocarán cambios permanentes en cada uno de los vectores de días y tendrán un impacto diferente en cada uno de los días de la semana pero, a largo plazo, los 7 vectores seguirán la misma trayectoria (tendencia común entre estaciones).

Este resultado es coherente con la dinámica de las urgencias. Por ejemplo, un *shock* exógeno el lunes provoca un aumento del número de visitas urgentes no solo en este día, sino también en los subsiguientes, y este efecto será diferente para cada uno de los días de la semana (de

acuerdo a la diferente utilización de las urgencias según el día de la semana), aunque los vectores del número de visitas entre los 7 días de la semana seguirán la misma trayectoria a largo plazo.

1.3.2. Atención primaria

En el período comprendido entre el 1/01/2009 a 31/08/2012, un total de 1.990.927 de visitas de urgencias fueron atendidas en los centros de atención primaria para el conjunto de las Illes Balears.

Las urgencias en atención primaria, al igual que en hospitalaria, presentan también estacionalidad anual especialmente acusada en Eivissa-Formentera, donde en el tercer trimestre aumentan un 80% respecto al 4 trimestre. En Menorca, el aumento del tercer trimestre respecto al cuarto trimestre es del 36%, mientras que en Mallorca es del 14%. Por su parte, la estacionalidad semanal reflejada en las diferencias en el número de visitas entre días de la semana se explica, en buen parte, por el diferente horario de apertura para las visitas programadas que existe en cada una de las diferentes islas.

En la Tabla 1.3, se resumen los análisis de integración de las series de urgencias de atención primaria. El estadístico de Traza muestra como el rango de la matriz Π es 6 para la serie de primaria en Eivissa-Formentera. Por tanto, dicha serie es integrada y coexisten 6 relaciones de cointegración entre los 7 días de la semana. Un *shock* exógeno que intervenga en dicha serie no estacionaria provocará un efecto que permanecerá en ella indefinidamente.

En cambio, las series de Mallorca y Menorca son estacionarias en varianza (los contrastes indican que el rango de la matriz Π es pleno). *Shocks* en estas series presentarán efectos transitorios.

Tabla 1.3. Análisis de integración de las urgencias de atención primaria

Estadístico de la Traza								
	LR_0	LR_1	LR_2	LR_3	LR_4	LR_6	LR_7	
Mallorca	276,305***	208,195***	141,291***	97,062***	55,116***	29,698***	12,945***	
Menorca	271,032***	194,327***	139,382***	95,927***	62,108***	36,143***	13,323***	
Eivissa- Formentera	269,783**	196,918***	130,611***	75,356**	47,139***	22,897**	1,317	
Coeficientes de Integración Periódica								
	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6	ϕ_7	$LR_{\phi_i=1}$
Mallorca	-	-	-	-	-	-	-	-
Menorca	-	-	-	-	-	-	-	-
Eivissa- Formentera	0,520	0,932	0,810	0,714	1,728	1,825	1,132	46,224***

*** Significativo al 99%, ** Significativo al 95%, * Significativo al 90%

Los órdenes P de los modelos VAR obtenidos según el criterio de AIC para las series de urgencias en primaria, son: VAR(5) en la de Mallorca, VAR(6) en la de Menorca y VAR(7) en la de Eivissa-Formentera.

El razonamiento de los resultados arrojados por el modelo en primaria respecto a que una serie sea estacionaria o no, es similar al razonamiento usado en las series de hospitalaria sobre la influencia del volumen de población con doble aseguramiento.

Así, en Mallorca y Menorca la estacionariedad implica que un *shock* provocará tan solo efectos transitorios en la atención urgente pública probablemente porque casi una tercera parte de la población (Tabla 1.2), la que dispone de doble aseguramiento, puede modificar su comportamiento paulatinamente hacia un uso más o menos intensivo de la atención urgente de titularidad privada. Este colectivo, no solo puede modular su comportamiento hacia la atención urgente primaria privada, sino también directamente hacia la hospitalaria urgente de titularidad privada, la cual funciona a menudo como puerta de entrada a la especializada (Mateu et al., 2011).

Por el contrario, un *shock* en Eivissa-Formentera provocará efectos permanentes debido a que el sistema público coexiste con una red privada notablemente más pequeña que en Mallorca o en Menorca (el colectivo del doble aseguramiento en la isla es del 13,2%). De esta manera, los *shocks* son absorbidos por la red pública y probablemente por ello la serie de urgencias es no estacionaria.

Por otra parte, la Tabla 1.3 muestra que la no estacionariedad de la serie de primaria integrada es de tipo periódico. El contraste de Johansen (1995) muestra como los coeficientes son significativamente diferentes entre sí, con lo que *shocks* exógenos provocarán cambios permanentes en cada uno de los vectores de días y tendrá un impacto diferente en cada uno de ellos, aunque seguirán la misma trayectoria a largo plazo (tendencia común entre estaciones).

1.3.3. La gestión de los shocks

Los resultados muestran que existe variabilidad en las series de urgencias. Analizando los datos de todo un mismo sistema regional de salud (Illes Balears), coexisten estructuras de urgencias notablemente diferentes. Mientras que en unas islas un *shock* exógeno presenta efectos permanentes, en otros solo son transitorios.

Ello es clave para la gestión adecuada de las urgencias. Un mismo *shock* o una misma política provocan efectos diferentes en los diferentes territorios que componen el sistema de salud. Por tanto, probablemente no es conveniente aplicar una misma política para todas las áreas que componen el sistema de urgencias, sino que una gestión eficiente debe aplicar las políticas de acuerdo con las características de cada área. Es decir, los resultados muestran como un mismo sistema de salud puede deber ser gestionado de diferente manera en las partes que lo integran.

En este sentido, en la literatura se ha constatado la gran variabilidad en cuanto a la frecuentación de urgencias de titularidad pública entre comunidades autónomas de España y también dentro de las mismas (Peiró et al., 2010), concluyendo que se asocia a un uso diferencial por problemas de menor entidad. Una parte de esta variabilidad es debida a la diferente presencia de infraestructura privada que, al menos en el caso de las Illes Balears, puede ser la causa de la estacionariedad de las series de urgencias en Mallorca y Menorca.

En todo caso, se debe tener en cuenta que las áreas al ser islas están bien diferenciadas, presentando además diferente presencia de infraestructura de titularidad privada o estacionalidad. En este sentido, otros autores observan estacionalidad diversa entre las visitas urgentes en áreas u hospitales de una misma región. Por ejemplo, Wargon et al. (2010) estima estacionalidad anual sorprendentemente diferente entre 4 hospitales de Paris.

1.4. Conclusiones

El análisis de estacionariedad mediante los modelos PAR ha permitido, en primer lugar, captar la estacionalidad semanal de forma *natural*, al poder modelizar cada día de la semana como una estación diferente. En las series integradas de Balears dicho enfoque ha posibilitado estimar que éstas son de tipo periódico, con lo que *shocks* exógenos provocarán cambios permanentes en cada uno de los vectores de días de la semana y tendrán un impacto diferente en cada uno de ellos, aunque seguirán la misma trayectoria a largo plazo. Este resultado no se puede obtener mediante los modelos ARIMA ya que la no estacionariedad es siempre de tipo no periódica.

En concreto, el análisis de integración muestra como con una significatividad del 95% las series de urgencias hospitalarias y de primaria en Eivissa-Formentera son periódicamente integradas

de orden 1 (PI(1)), mientras que las series de hospitalaria y de atención primaria en Mallorca y Menorca son estacionarias.

En las series PI(1) *shocks* exógenos o políticas de gestión provocarán cambios permanentes en cada uno de los vectores de días de la semana y tendrán un impacto diferente en cada uno de ellos, aunque seguirán la misma trayectoria a largo plazo (tendencia común entre estaciones).

La estacionariedad o no de las series de urgencias de titularidad pública analizadas en este capítulo se relaciona con la importancia del colectivo que dispone de doble aseguramiento en cada isla, el cual tiene acceso a la infraestructura de urgencias de titularidad privada.

Aquellas series de urgencias de titularidad pública que son estacionarias en Balears, que corresponden a las de Mallorca y Menorca, coexisten con una notable presencia de infraestructura privada. Ello puede ser debido al hecho de que *shocks* en dichas series se reorientan a largo plazo hacia las urgencias de titularidad privada. Por tanto, en estas islas un *shock* tan solo tendrá efectos temporales en las series de visitas urgentes de titularidad pública.

Al contrario, las series no estacionarias localizadas en Eivissa-Formentera coinciden con una escasa implantación de centros hospitalarios y de atención primaria privados, ya que los *shocks* tienen que ser absorbidos por la infraestructura pública.

Estos resultados muestran también la variabilidad que existe en las series de urgencias de un mismo servicio de salud. Mientras que en unas áreas o niveles un *shock* exógeno presenta efectos permanentes, en otros solo son transitorios. Ello es clave para la gestión adecuada de las urgencias. Un mismo *shock* o una misma política provocan efectos diferentes en los diferentes territorios o niveles que componen el sistema de salud.

1.5. Bibliografía

Asplin, B.R., 2006. Hospital-based emergency care: a future without boarding?. *Ann Emerg Med.* 48 (2), 121-5.

Brendstrup, B., Hylleberg, S., Nielsen, M., Skipper, L., Stentoft, L. , 2004. Seasonality in Economic Models. *Macroecon Dyn.* 8, 362-394.

Boswijk, H.P., Franses, P.H., 1996. Unit roots in periodic autoregressions. *Journal of Time Series Analysis* 17, 221-245.

Boyle, J., Jessup, M., Crilly, J., Green, D., Lind, J., Wallis, M., et al., 2012. Predicting emergency department admissions. *Emerg Med J.* 29 (5), 358-65.

Cabeza, E., Artigues, G., Pujol, A., Tortella, G., Yañez, A., 2009. Enquesta de Salut de les Illes Balears 2007. Conselleria de Salut i Consum, Palma.

Castro,T.D.B., Osborn,D.R., 2008. Testing For Seasonal Unit Roots In Periodic Inegrated Autoregressive Processes. *Econometric Theory* 24 (4), 1093-129.

Costa-i-Font, J., García, J., 2002. Cautividad y demanda de seguros sanitarios privados. *Cuadernos Económicos de ICE* 66, 71-87.

Franses, P.H., 1994. A Multivariate Approach to Modeling Univariate Seasonal Time Series. *Journal of Econometrics* 63, 133-151.

Franses, P.H., 1996. *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series.* Oxford University Press, Oxford.

Franses, P.H., Paap, R., 2004. *Periodic Time Series Models.* Oxford University Press, Oxford.

FitzGerald, G.J., Toloo G., 2013. General practice patients in the emergency department. *Med J Aust.* 198 (11), 573-4.

Ghysels, E., Osborn, D.R. , 2001. *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series.* Cambridge University Press, Cambridge.

Gladyshev, E.G. , 1961. Periodically Correlated Random sequences. *Sov. Math* 2, 385-388.

Gonzalo, J. , Pitarakis,J.Y., 2002. Lag Length Estimation in Large Dimensional Systems. *Journal of Time Series Analysis* 23, 401-423.

Greene, W. H., 2008. *Econometric Analysis,* 6th ed. Prentice Hall, New York.

Haldrup, N., Montañes, A., Sansó, A., 2005. Measurement Errors and Outliers in Seasonal Unit Root Testing. *Journal of Econometrics* 127, 103-128.

Haldrup, N., Hylleberg, S., Pons, G. , Sansó, A., 2007. Common Periodic Correlation Features and the Interaction of Stocks and Flows in Daily Airport Data. *Journal of Business and Economic Statistics* 25, 21-32.

Hamilton, J.D., 1994. *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton.

IDIS, Insituto para el Desarrollo e Integración de la Sanidad, 2015. Barómetro de la Sanidad Privada 2015: Baleares. Disponible en: <<https://www.fundacionidis.com/informes-ccaa/baleares>>.

INE, Instituto Nacional de Estadística, 2015. Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Disponible en <<http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft25%2Fp458&file=inebase&L=0>>.

Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2), 169–210.

Johansen, S., 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59 (6), 1551-80.

Johansen, S., 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.

Mateu Sbert, J., Vicens Gómez, J.M., Llobera Cànaves, J., 2011. Singularitats de l'activitat sanitària a les Illes Balears. *Medicina Balear* 26 (1): 46-55.

Ong, M.E., Ho, K.K., Tan, T.P., Koh, S.K., Almuthar, Z., Overton, J., et. al. (2009). Using demand analysis and system status management for predicting ED attendances and rostering. *Am J Emerg Med.* 27 (1), 16–22.

Osborn, D.R, 1991. The implications of periodically varying coefficients for seasonal time-series processes. *Journal of Econometrics* 48 (3), 373-384.

Peiró, S., Librero, J., Ridaó, M., Bernal-Delgado, E. y Grupo de Variaciones en la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (2010). Variabilidad en la utilización de los servicios de urgencias hospitalarios del Sistema Nacional de Salud. *Gac Sanit.* 24 (1), 6–12.

Schweigler, L.M., Desmond, J.S., McCarthy, M.L., Bukowski, K.J., Ionides, E.L., Younger, J.G., 2009. Forecasting models of emergency department crowding. *Emerg Med.* 16 (4), 301-8.

Sivarajasingam, V., Shepherd, J., Matthews, K., Jones, S., 2002. Trends in violence in England and Wales 1995-2000: an accident and emergency perspective. *J Public Health Med.* 24 (3), 219-26.

Tiao, G.C., Grupe, M.R., 1980. Hidden Periodic Autoregressive-Moving Average in Time Series Data. *Biometrika* 67, 365-373.

UBES, Unión Balear de Entidades Sanitarias, 2013. Análisis y Perspectivas de la Realidad Sanitaria Balear. Disponible en <<http://www.saludedediciones.com/2013/12/29/ubes-y-el-cercle-deconomia-presentan-el-primer-analisis-cuantitativo-de-la-sanidad-de-las-baleares/>>.

Verbeek, M., 2003. A Guide to Modern Econometrics, 3th ed. John Wiley & Sons, Chichester.

Wargon, M., Guidet, B., Hoang, T.D., Hejblum, G., 2009. A systematic review of models for forecasting the number of emergency department visits. *Emerg Med J.* 26 (6), 395-9.

Wargon, M., Casalino, E., Guidet, B., 2010. From model to forecasting: a multicenter study in emergency departments. *Acad Emerg Med.* 17 (9), 970-8.

Zellner, A., 1978. Seasonal Analysis of Economic Time Series. NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc, number zell 78-1.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Capítulo 2

Impacto del turismo sobre las urgencias médicas. Un análisis de cointegración para Eivissa-Formentera



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Resumen

El turismo puede sustentar altos niveles de empleo y renta, pero genera impactos sobre el territorio que lo acoge, como el uso de los servicios de salud de asistencia urgente. A pesar de su importancia, hay una falta de estudios que vinculen turismo y urgencias y cuantifiquen su impacto. El objetivo de este capítulo es analizar la posible relación a largo plazo entre el volumen turístico y las visitas urgentes de titularidad pública de Eivissa-Formentera (Illes Balears), cuantificar su impacto y aproximar sus costes directos. Para ello se utiliza análisis de cointegración sobre la base de un modelo periódico autorregresivos (PAR) construido a partir de vectores de días. Los resultados muestran que existe cointegración entre turismo y urgencias. Un aumento de 1.000 personas en la población turística provoca un aumento de las urgencias en atención primaria de 10,4 visitas de media semanal, mientras que en hospitalaria el aumento es de 7,8, que representa respectivamente el 31,4% y el 26,3% del total de visitas anuales y un coste de 2,7 y 15,3 millones de euros. La estacionalidad es muy acusada, siendo en julio y agosto más alto el número de visitas provocadas por la población turística que por la población permanente, mientras que en invierno solo el 5% del total de urgencias es atribuible a la población turística.

Abstract

Tourism can sustain high levels of employment and income, but it generates impacts on the territory, such as the use of health services for emergency assistance. Despite its importance, there is a lack of studies linking tourism and emergency services and quantifying their impact. The aim of this chapter is to analyze the possible long-term relationship between the volume of tourism and emergency visits to public ownership centers in Ibiza-Formentera (the Balearic Islands), to quantify their impact and to approximate their direct costs. Cointegration analysis is used on the basis of a periodic autoregressive model (PAR) constructed by vectors of days. The results show that there is cointegration between tourism and emergencies visits. An increase of 1,000 people in the tourist population causes an increase of 10.4 visits in primary care emergencies centers on a weekly average, while in hospital emergency service the increase is 7.8, representing respectively 31.4% and 26.3% of annual visits. The approximated cost is 2.7 and 15.3 million euros, respectively. The seasonality is very pronounced, with July and August the number of visits made by the tourist population is greater than the permanent population, while in winter only 5% of the emergency visits is attributable to the tourist population.

2.1. Introducción

El turismo se ha convertido en uno de los sectores más importantes del mundo en las últimas décadas. En 2012, más de 1.035 millones de turistas viajaron fuera de su país, generando unos ingresos de unos 839.000 millones de euros. Se estima que la importancia del turismo en la economía sobrepasa el 9% del PIB mundial (World Tourism Organization, 2013).

El turismo puede sustentar altos niveles de empleo y renta en las economías de muchas regiones. Sin embargo, el sector contribuye al consumo de los bienes y servicios en el territorio que lo acoge y es una fuente de impactos ambientales. En este sentido, para evaluar los resultados del sector turístico, no sólo se debe medir su aportación económica en sentido estricto, sino también se deben tener en cuenta los efectos que provoca sobre la propia economía, el medio ambiente y la sociedad (Gray y Bebbington, 1993).

Uno de los impactos del turismo es el que ejerce sobre los servicios de asistencia sanitaria, especialmente en el área de los servicios de urgencias, ya sean éstas de atención primaria o de hospitalaria, donde se ofrece asistencia universal, continua y no programada durante todas las horas y días del año.

El modelo de utilización de urgencias expuesto en la literatura, como el clásico de Anderson y Newman (1973) o sus variantes como la de He et al. (2011), contemplan la población residente y su crecimiento como un factor determinante de la frecuentación de urgencias, aunque no tienen en cuenta explícitamente la población turística.

En este sentido, existen pocos estudios que analicen la relación entre turismo y las visitas a urgencias. Por una parte, se han llevado a cabo trabajos destinados a estudiar la relación entre las visitas a urgencias y alguna patología específica teniendo en cuenta el factor turístico. Así, Hoagland et al. (2009) relaciona las enfermedades respiratorias en el Golfo de Florida con una

estimación semanal de turistas mediante regresiones introduciendo en ella variables autorregresivas, y Matter-Walstra et al. (2006) observa que las lesiones ortopédicas en Suiza, frecuentes en las estaciones de invierno y verano, son significativamente mayores en las regiones más turísticas, debido a la cantidad de actividades deportivas que se llevan a cabo en dichas regiones.

Por la otra, Perea-Milla et al. (2007) estiman la población real en la zona de la Costa del Sol y Menorca (utilizando, en un caso, volumen de residuos y, en el otro, contabilidad de entradas y salidas de personas) y lo relacionan con el número de visitas de urgencias totales hospitalarias con frecuencia mensual y para el año 2001. El análisis de correlación indica que existe una intensa relación entre ambas variables. Bellometti y Bertinato (2007) describen como afecta el turismo a los servicios médicos de salud del Véneto y Esteva et al. (2003) llevan a cabo un estudio descriptivo para examinar el uso de los servicios sanitarios públicos por la población flotante en Mallorca.

Sin duda, la falta de información del volumen turístico y el efecto de éste sobre el uso de los servicios de salud, conduce a una mala planificación de la asistencia sanitaria urgente y explica los escasos estudios que relacionan la frecuentación del servicio de urgencias con el turismo. Sin embargo, en algunas regiones orientadas a la actividad turística se puede llegar a duplicar o triplicar la población durante la temporada alta, con lo que probablemente es difícil explicar el recorrido del número de urgencias atendidas sin vincularlas al volumen turístico.

De hecho, la población turística puede acarrear notables consecuencias económicas sobre los servicios de urgencias, no solo debido a los probables costes de congestión, sino también por los costes directos derivados de atenderla.

Las Illes Balears son una de las regiones donde el turismo adquiere una importancia más elevada. Con una población de poco más de 1 millón de habitantes residentes acoge a más de

12 millones de turistas al año, que generan alrededor del 60% del PIB regional. Dentro de las Illes Balears, las islas de Eivissa-Formentera son las más turísticas, las de menor extensión (654 km²) y las que presenta mayor grado de estacionalidad (alrededor del 75% del turismo se concentra durante los 4 meses más calurosos del año). La disponibilidad de un vector de población real en este territorio, que incluye tanto a la población turística como a la permanente, posibilita estudiar de manera directa su relación con los servicios de urgencias.

Con todo, el objetivo de este estudio es analizar la posible relación a largo plazo entre la población real y las visitas urgentes de titularidad pública de Eivissa-Formentera y, si es el caso, cuantificar su impacto y llevar a cabo una aproximación a sus costes directos. Para ello se ha utilizado un análisis de cointegración de series temporales para estimar si la población total se asocia a largo plazo con el número de visitas de la atención urgente. Desde nuestro conocimiento no se ha llevado a cabo ningún estudio como el que se plantea en este capítulo.

2.2. Datos y Metodología

2.2.1. Datos

Los datos se refieren, por una parte, al número de visitas diarias a urgencias hospitalarias en los 2 centros de titularidad pública de Eivissa-Formentera, así como las urgencias que acuden en los 3 centros de atención primaria (PACs) en todos los centros de cada una de estas islas. Los registros hospitalarios y de atención primaria son recopilados por el IB-Salut.

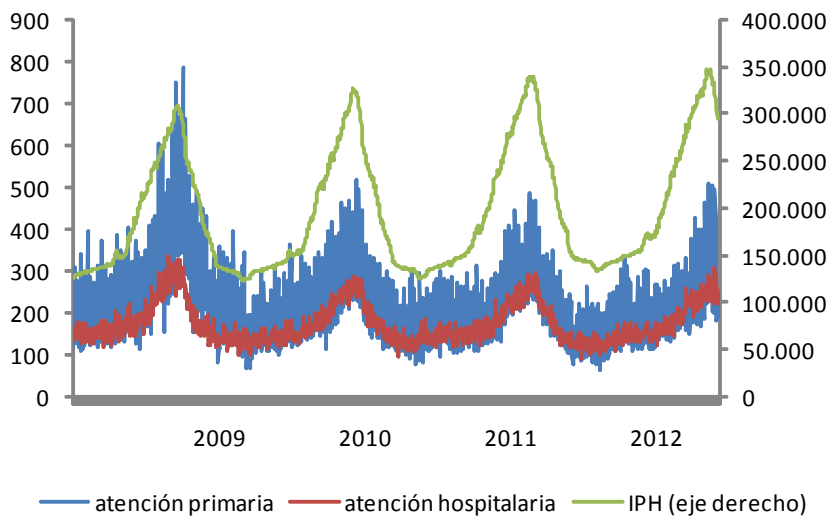
Por la otra, la población real (población permanente+población flotante) para el periodo comprendido entre el 1 de Enero de 2009 y el 31 de Agosto de 2012, se estima a través del indicador de presión humana (IPH). El IPH, propuesto por Mateu y Riera (2006) y Riera y Mateu (2007), cuantifica la carga demográfica en un día determinado. Sobre la base de Mateu y Riera,

el Instituto de Estadística de las Illes Balears (IBESTAT) lo calcula periódicamente (véase Anexo 3).

En la Figura 2.1 se muestra la evolución de las series de urgencias (hospitalaria y primaria) y población total en Eivissa-Formentera para el periodo objeto de estudio. Se observa como las visitas a urgencias presentan una clara estacionalidad anual, que coincide con la frecuencia estacional que exhibe la serie de población, presentando además un ligero aumento del número de visitas durante los meses de invierno.

Además, como se comentó en el capítulo anterior, las urgencias, especialmente las de primaria, presentan estacionalidad semanal (véase Capítulo 1), mientras que respecto al volumen de población dicha estacionalidad no existe.

Figura 2.1. Evolución de las urgencias a primaria, hospitalaria y de la población en Eivissa-Formentera (periodo 2009-2012) (doble eje)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos proporcionados por el IB-Salut

La disminución de urgencias en atención primaria durante los años posteriores a 2009 puede ser en parte debida a la apertura en 2010 de un nuevo centro de salud en la isla de Eivissa con horario de atención programada que cubre no solamente la mañana sino también toda la

tarde, franja esta última en la que los demás centros de salud no atienden, aunque obviamente sí que lo hacen los PACs.

2.2.2. Metodología

La metodología usada para establecer la relación a largo plazo entre la población (medida a través de IPH) y las urgencias, ya sean éstas hospitalarias o de atención primaria, es el análisis de cointegración. La cointegración es una herramienta para estimar las relaciones estables o de largo plazo entre dos o más variables usando datos de series temporales.

La idea básica de la cointegración es que cuando dos o más variables no son estacionarias, una combinación lineal de las mismas puede anular la tendencia estocástica de cada una de las series tratadas individualmente, y por tanto dicha combinación lineal se convierte en serie estacionaria (Harris, 1995). Por tanto, antes de aplicar el análisis de cointegración se debe contrastar si las series son o no procesos integrados (reversión o no a la media).

Respecto a la serie del IPH, por construcción tan solo puede ser integrada de orden 1, dado que se calcula a partir de la acumulación de los *stocks* de población resultado de la diferencia entre entradas y salidas. Así, se considera el cálculo simplificado de IPH a partir de dicha expresión:

$$IPHs_t = IPH_0 + \sum_{t=1}^T (Es_t - Ss_t) \quad (1)$$

donde el indicador de población real simplificado (*IPHs*) es el resultado de sumar para los *T* periodos los nacimientos y los flujos de entrada corregidos (*Es_t*) y restarle las defunciones y los flujos de salida (*Ss_t*), a partir de un cierto nivel población de partida (*IPH₀*) (véase Anexo 3).

La expresión anterior se obtiene substituyendo recursivamente la siguiente ecuación:

$$IPHs_t = IPH_0 + IPHs_{t-1} + (Es_t - Ss_t) \quad (2)$$

que es un paseo aleatorio de la forma $x_t = \delta + x_{t-1} + \varepsilon_t$, es decir es un caso particular de proceso integrado de orden 1 (I(1)).

Respecto a las series de urgencias, en el capítulo 1 se estimó mediante a los modelos periódicos autorregresivos (PAR) que las series de hospitalaria y primaria en Eivissa-Formentera son periódicamente integradas (PI(1)). Dichas series PI(1) cumplen que $\phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \phi_7 = 1$, con algún $\phi_s \neq 1$ y en los que ϕ_s son los parámetros del siguiente PAR(p):

$$y_{s\tau} = \delta_s + \phi_{1s} y_{s-1,\tau} + \dots + \phi_{ps} y_{s-p,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s=1,2,\dots,S \quad \tau=1,2,\dots,N \quad (3)$$

representado con doble subíndice, donde el subíndice τ se refiere a la semana en la que se encuentra la observación y el subíndice s representa a los días de la semana ($s=1,2,\dots,7$). ϕ_{is} es el parámetro asociado a la variable y en el retardo i (y_{s-i}), δ_s representa la constante para cada estación y $\varepsilon_{s\tau}$ representa el término de perturbación. Un análisis más desarrollado del modelo PAR se expone en el Anexo2.

Como muestran Ghysels y Osborn (2001) y Castro y Osborn (2008), en el caso de que una de las series sea I(1) (en nuestro caso el IPH) y la otra PI(1) (las series de urgencias comentadas), la única posibilidad de cointegración es la completa periódica.

El análisis de la cointegración se lleva a cabo, sobre la base de los modelos PAR, en el que en este caso el vector Z_τ además de contener las visitas urgentes también contiene el IPH. En concreto, en la semana τ , $Z_\tau = [x_{1\tau} \dots x_{7\tau} y_{1\tau} \dots y_{7\tau}]'$, donde $x_{1\tau}, \dots, x_{7\tau}$ y $y_{1\tau}, \dots, y_{7\tau}$ representan, respectivamente, el IPH y las visitas urgentes para cada uno de los 7 días de la semana.

Al ser las series de visitas a urgencias un proceso $PI(1)$, ordenando las series en vector de días, el vector de cointegración en la estación s (k_s^p) se puede obtener a partir de la siguiente regresión:

$$y_{s\tau} = k_s^p x_{s\tau} + u_{s\tau} \quad , \text{ en el que } \phi_s = \frac{k_s^p}{k_{s-1}^p} \text{ y } u_{s\tau} \text{ es la perturbación aleatoria estacionaria.}$$

Como $x_{s\tau}$ es $I(1)$, $x_{s\tau} = x_{s-1,\tau} + v_{s\tau}$, donde $v_{s\tau}$ es perturbación estacionaria, y teniendo en cuenta que no existe estacionalidad entre días de la semana de la serie del IPH ($x_{1\tau} \cong x_{2\tau} \cong x_{3\tau} \cong x_{4\tau} \cong x_{5\tau} \cong x_{6\tau} \cong x_{7\tau}$), se considera la media semanal de la misma (\bar{x}_τ) para estimar un proceso más parsimonioso, con lo que:

$$y_{s\tau} = k_s^p \bar{x}_\tau + u_{s\tau} \quad (4)$$

Considerando pues $Z_\tau = [\bar{x}_\tau y_{1\tau} \dots y_{7\tau}]$ se construye el modelo de Haldrup et al. (2007), el cual se presenta, como en el capítulo 1, en forma de mecanismo de corrección del error y con la incorporación de variables deterministas y de calendario, que permiten aislar y capturar los efectos no estocásticos:

$$\Delta_7 Z_\tau = \mu + \gamma\tau + \Theta d_\tau + \Psi c_\tau + \Pi Z_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta_7 Z_{\tau-j} + U_\tau \quad (5)$$

Donde Δ_7 representa el operador diferencia estacional, μ es un vector de orden 8×1 que recoge las constantes de los vectores de días, γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista τ , Θ es una matriz cuyos parámetros están asociados a d_τ que consta de 12 variables trigonométricas $\cos(j\pi/26 \cdot \tau)$ y $\sin(j\pi/26 \cdot \tau)$ para $j=1, \dots, 6$ que recogen la estacionalidad determinista anual, Ψ es una matriz que recoge los coeficientes asociados a las variables ficticias (c_τ) representativas del efecto calendario, Γ es una matriz de parámetros asociados a los retardos de la matriz Z_τ diferenciados estacionalmente, U_τ es la matriz que

representa los términos de perturbación aleatoria, y por último Π es la matriz asociada a Z_{t-1} que determina las relaciones de cointegración entre las series de vectores de días.

Se utiliza el procedimiento de Johansen (1995) para determinar el rango de la matriz Π y que determina si las urgencias están o no cointegradas con la población. Si las series no están cointegradas hay 6 relaciones de cointegración y 2 tendencias comunes entre las 8 series, mientras que si ambas series están cointegradas el rango de Π es 7 ya que existen 7 relaciones de cointegración y 1 tendencia común entre las 8 series.

La interpretación de la posible cointegración entre el IPH y el número de visitas a urgencias viene condicionada en parte por las variables deterministas incorporadas en el modelo. Como recoge Petridou et al. (2000), las variaciones estacionales o climáticas de frecuentación a urgencias están vinculadas a la población residente. Así, el número de visitas a urgencias por parte de la población permanente se captura en el modelo a partir de la constante, la tendencia determinista, los efectos calendario y los ciclos estacionales deterministas, especialmente el asociado a la época invernal. Considerando, pues, el hecho de que la población permanente es constante a lo largo del año, el IPH reflejará las variaciones estacionales de población y por tanto los coeficientes asociados a dicho índice se deben vincular a la población turística.

Los órdenes del modelo VAR se determinan a partir del procedimiento de Akaike, según la propuesta de Gonzalo y Pitarakis (2002). La asunción de ausencia de autocorrelación residual se ha testado mediante el test de multiplicadores de Lagrange (Johansen, 1995). El análisis econométrico se ha llevado a cabo mediante los programas Gauss y Eviews.

2.3. Resultados y discusión

2.3.1. Relaciones de cointegración

Los resultados que arrojan las estimaciones (Tabla 2.1) indican que, controlando por los efectos deterministas y de calendario, existe cointegración periódica entre el IPH y las 2 series de urgencias de Eivissa-Formentera analizadas (atención primaria y atención hospitalaria). Por tanto, la población turística determina a largo plazo el número de las visitas a urgencias. *Shocks* en los niveles de población provocarán cambios permanentes sobre cada uno de los vectores de días de visitas urgentes y tendrán un impacto diferente en cada uno de los días de la semana pero, a largo plazo, los 7 vectores seguirán la misma trayectoria (tendencia común entre estaciones).

Por tanto, el análisis llevado a cabo en Eivissa-Formentera, muestra como el flujo turístico, medido a través del índice de población, es determinante a la hora de planificar las urgencias en los territorios con gran influencia turística. Respecto a las series correspondientes a Mallorca y Menorca analizadas en el capítulo 1, no existe posibilidad de cointegración con la población pues se obtuvo que en dichas islas las series de urgencias son estacionarias.

Por otra parte, estos resultados refuerzan la evidencia arrojada a partir de las estimaciones del capítulo 1, en que se clasificaban las 2 series analizadas como $PI(1)$. Si dichas series hubiesen sido en realidad estacionarias, no hubiera habido posibilidad de cointegración, mientras que si se hubiesen catalogado como estacionalmente integradas (SI), la cointegración hubiese sido de tipo no periódica (Castro y Osborn, 2008).

Tabla 2.1. Análisis de cointegración entre el IPH y las urgencias de atención primaria y hospitalarias en Eivissa-Formentera

Estadístico de la Traza									
	LR_0	LR_1	LR_2	LR_3	LR_4	LR_5	LR_6	LR_7	
IPH-Atención primaria	325,696***	234,946***	156,693**	104,765**	71,867***	42,238***	20,118**	5,713	
IPH-Hospitalaria	457,648***	359,304***	269,147***	195,861***	128,767***	65,135***	27,362***	4,474	
Coeficientes de Integración Periódica									
	k_1	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6	ϕ_7	$LR_{\phi_i=1}$
IPH-Atención primaria	0,0089	0,4784	0,9754	0,8277	0,7780	1,4780	1,8119	1,2428	49,121***
IPH-Hospitalaria	0,0071	0,780	1,168	0,863	0,896	0,896	1,151	1,376	41,674***
Efecto del IPH sobre las urgencias									
	k_1	k_2	k_3	k_4	k_5	k_6	k_7	\bar{k}	
IPH-Atención primaria	0,0089	0,0087	0,0072	0,0056	0,0083	0,0151	0,0187	0,0104	
IPH-Hospitalaria	0,0071	0,0083	0,0071	0,0064	0,0057	0,0066	0,0091	0,0072	

*** Significativo al 99%, ** Significativo al 95%, * Significativo al 90%

Los órdenes P de los modelos VAR obtenidos según el criterio de AIC para las series de iph-urgencias son: VAR(5) en IPH-Atención primaria en Eivissa-Formentera y VAR(6) en IPH-Hospitalaria en Eivissa-Formentera.

2.3.2. Impacto

Los coeficientes estimados son positivos, por lo que aumentos de población inducen a incrementos en las visitas de urgencias, tal y como se podría esperar a priori. En concreto, un aumento de 1.000 personas en la población estacional de Eivissa-Formentera provoca un aumento de las urgencias hospitalarias de 7,2 visitas de media semanal, mientras que en atención primaria el aumento es de 10,4 (Tabla 2.1).

Las diferencias de impacto diario hacia las visitas a urgencias se deben tomar con precaución, puesto que la condición $\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4\phi_5\phi_6\phi_7=1$ debe ser satisfecha (Haldrup et al., 2007). No obstante, dichas diferencias podrían explicarse por una serie de factores. En primer lugar, cabe tener en cuenta el propio volumen de urgencias según el día de la semana. Así, en atención primaria en Eivissa-Formentera todas las visitas en domingo se catalogan como urgentes y son más del doble que las visitas urgentes en hospitalaria. En este día, un incremento de población

de 1.000 personas en la isla conduce a un aumento de visitas en atención primaria de 18,7, casi el doble que su impacto medio semanal.

Adicionalmente, el tipo de turismo que acude en Eivissa-Formentera se caracteriza por ser un turismo que demanda, además de sol y playa, ocio nocturno, con una mayoría de centroeuropeos comprendidos entre las edades de 25 y 44 años, y con los fines de semana en su apogeo principal (Mata et al., 2013). De esta manera, también en hospitalaria, el efecto que sobre las urgencias provoca la población estacional es más elevado en domingo que los días laborables (concretamente un 26,4% más). Solo respecto a los casos de urgencias de sustancias psicoactivas, en el hospital de Eivissa se registraron 805 en personas de 15 a 54 años (Consejería de Salud Illes Balears, 2012).

Por otro lado, siguiendo el razonamiento de Mateu-Sbert et al. (2013), si se parte de la base de que la población permanente es estable a lo largo del año y la población flotante fluctúa, se puede obtener el impacto total anual de dicha población turística sobre las urgencias.

Dado que en Eivissa-Formentera acudieron durante los años objeto de estudio una media anual de 2,17 millones de turistas y teniendo en cuenta que el impacto estimado medio semanal de 1.000 personas es de 10,37 en atención primaria, el número de visitas que generan es de $(10,37/1000) * 2,17$ millones=22.503 visitas, de un total anual de 71.744 (un 31,4% del total de visitas en la atención primaria de urgencias pública).

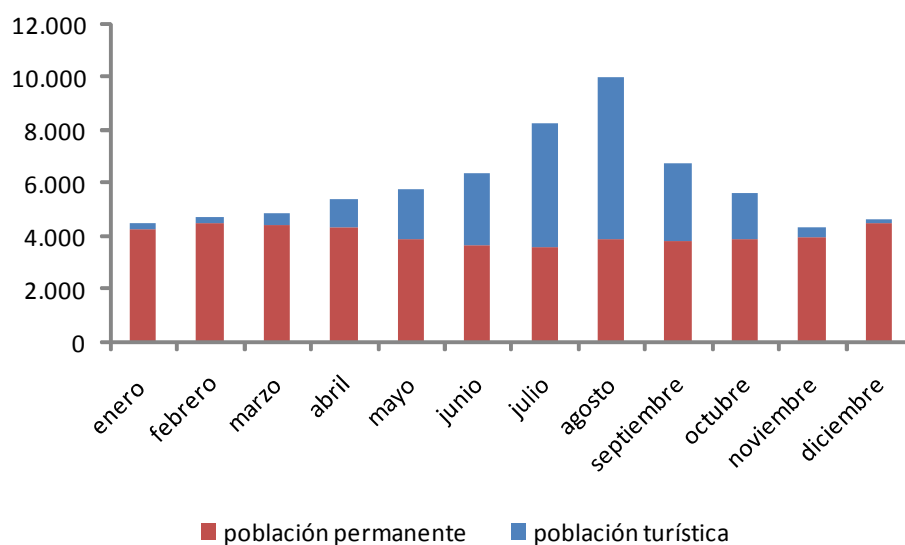
Siguiendo este mismo razonamiento, en hospitalaria Eivissa-Formentera el impacto medio de los turistas sobre el total anual de urgencias es de $(7,80/1000) * 2,17$ millones =16.926 visitas, lo que representa el 26,3% del total de visitas (16.926 /64.224).

A partir de dichas estimaciones y considerando el porcentaje de turismo en la isla en cada uno de los meses (IBESTAT, 2014), se aproxima el impacto mensual del turismo sobre el número de

visitas urgentes. Por diferencia, se obtienen el número de urgencias atribuibles exclusivamente a la población permanente.

Respecto a las urgencias de primaria, se observan unas diferencias de impacto estacional muy acusadas, con más del doble de las visitas urgentes en julio y agosto causadas por la población turística, mientras que en el conjunto de los meses de invierno el porcentaje de urgencias atendidas a la población turística no llega al 5% (Figura 2.2). Adicionalmente, se observa como la población permanente acuden en invierno más que en las demás estaciones, tal y como se podría esperar a priori de acuerdo con la literatura, denominado como “winter crisis” (Wargon et al., 2009).

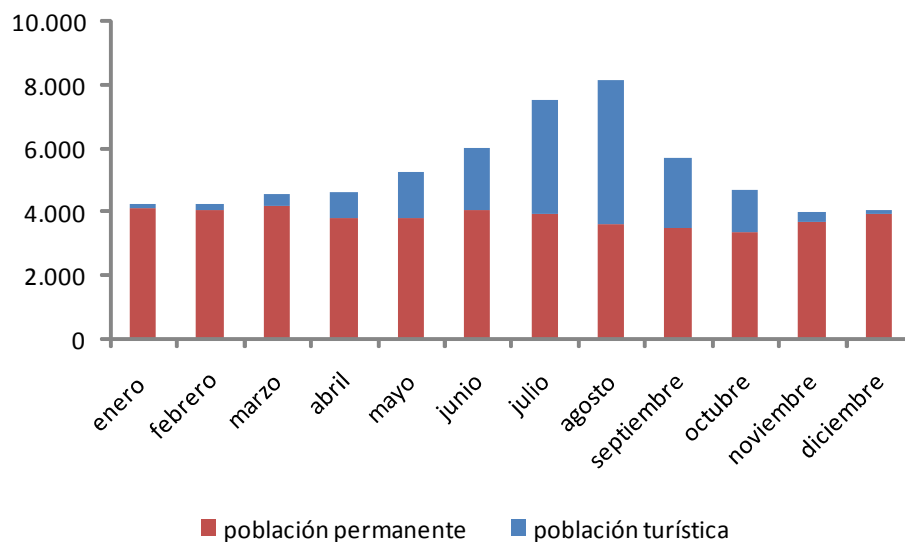
Figura 2.2. Impacto mensual de la población turística y la población permanente sobre el número de urgencias atendidas en atención primaria



Similarmente, en hospitalaria el impacto difiere muy notablemente dependiendo del mes en que se trate, aunque con una estacionalidad ligeramente menos acusada que en primaria (Figura 2.3). Durante el agosto se estima que más del doble de las urgencias son debidas a la población turística, siendo también el impacto de dicho colectivo en los meses de invierno menor al 5% del total de urgencias atendidas. Al igual que en atención primaria, en

hospitalaria la población permanente también utiliza más intensamente las urgencias en invierno.

Figura 2.3. Impacto mensual de la población turística y la población permanente sobre el número de urgencias atendidas en atención hospitalaria



Desde otra perspectiva, las estimaciones de impacto mensual de la población turística y permanente pueden servir de base para llevar a cabo predicciones de utilización del servicio de urgencias diferenciando entre uno y otro colectivo, con la finalidad de planificar eficientemente los recursos disponibles. En este sentido, el Ministerio de Sanidad recomienda que la dotación de recursos humanos, tanto de médicos como de enfermeras y resto de personal, debe adecuarse a las variaciones estacionales de actividad (Ministerio de Sanidad y Política Social, 2010).

Por ello, debido a las altas fluctuaciones a lo largo del año, se requiere gran flexibilidad en la planificación de los recursos urgentes. Como los no residentes son los causantes del incremento en el número de visitas, con el objetivo de evitar el desequilibrio entre demanda y oferta de atención urgente, la planificación del personal no puede estar basada por tanto solamente en la población permanente (Matter-Walstra et al., 2006).

Se debe tener en cuenta que la atención urgente, especialmente en el caso hospitalario, constituye un aspecto crítico para el buen funcionamiento del centro sanitario y para la percepción del mismo que tiene la población a la que atiende, en el que el tiempo de espera constituye un elemento destacado.

En este sentido, se considera que un servicio de urgencias está saturado cuando los recursos inadecuados para cubrir las demandas de la atención del paciente llevan a una reducción en la calidad de la atención (Pines, 2007). Por tanto, la saturación es un problema que va más allá de un asunto que afecte tan solo a la organización del servicio.

2.3.3. Costes directos

El significativo impacto del turismo sobre las series de visitas urgentes en Eivissa-Formentera tiene importantes consecuencias sobre las arcas públicas. No obstante, hasta la fecha este hecho en la literatura se ha tenido poco en cuenta.

Considerando los precios públicos por la prestación de servicios sanitarios urgentes cuando hay terceros obligados al pago en Illes Balears (BOIB, 2012), fijados de acuerdo al coste real de los mismos, se puede aproximar el coste directo de urgencias.

En primer lugar, en lo que se refiere a las urgencias hospitalarias, se debe tener en cuenta que además de la atención urgente, el 11,4% de las urgencias finalizan en ingreso en Balears (Mateu et al., 2011). Tomando en consideración este porcentaje, así como el precio de la urgencia con diagnóstico especializado (253€), el coste por hospitalización médica por día de estancia (801€) y las estancias medias en los hospitales de titularidad pública (7,1 días), sobre la base del número de urgencias anuales estimadas en este capítulo atendidas consecuencia de la actividad turística (16.926), se aproxima que el coste total anual en Eivissa-Formentera de

la atención a la población turística por la vía de urgencias hospitalarias es de 15,3 millones de euros.

Respecto al coste de la atención primaria, no existen publicados específicamente los precios de la atención de urgencias. Por ello, se ha utilizado el precio de primeras consultas con atenciones de enfermería (85€), y que se asemeja al precio fijado de atención a las urgencias en los PAC de otras comunidades autónomas, como el del País Vasco fijado en 89€ (Osakidetza, 2012). Con todo, considerando las urgencias anuales estimadas en este capítulo atendidas a consecuencia de la actividad turística en atención primaria (22.503), el coste estimado asciende a 2,7 millones de euros.

Este coste sería mayor si se considerasen las urgencias en las que son necesarias pruebas complementarias y cirugía menor, aunque debido a que no existe información de su importancia no se ha imputado.

De acuerdo con la normativa vigente, los costes derivados de la asistencia a ciudadanos extranjeros de los servicios de salud pueden ser repercutidos a sus países de origen, en virtud de los acuerdos internacionales. Así, los servicios de salud de las comunidades autónomas emiten facturas que son recibidas por la Instituto Nacional de la Seguridad Social y ésta se encarga de exigir el pago de las mismas al país de origen del ciudadano atendido.

No obstante, hay margen de mejora a la hora de recaudar la prestación derivada a la asistencia a turistas extranjeros. Según el Tribunal de Cuentas (2012), pese a que España es un país eminentemente receptor de turistas y residentes extranjeros, se deja de cobrar una parte importante de las asistencias médicas prestadas a ciudadanos de otros países europeos, además de soportar los costes de pacientes de países de origen con los que no se dispone de acuerdos bilaterales y que acuden al sistema público de salud.

Una de las principales causas es la falta de control de los extranjeros con cobertura. Como ejemplo, Alemania emite un 716% más facturas que España, cuando en realidad se estima que España realiza más atenciones sanitarias a extranjeros.

Particularmente en la isla de Eivissa, la Encuesta de Morbilidad Hospitalaria (EMH) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística registra pocas altas de pacientes con residencia en el extranjero al año (por ejemplo en el año 2012 solo se registró 1 (IBESTAT, 2015)) cuando en realidad son notablemente más. Ello se debe fundamentalmente a que en los hospitales se infraregistra el número de extranjeros, debido a la falta de incentivos por parte de los gestores, al estar prefijada la asignación presupuestaria que se destina a la atención a turistas. Por su parte, el Conjunto Mínimo de Bases de Datos (CMBD) estatal no tiene como campo obligatorio a cumplimentar la información por nacionalidad. No obstante, hay que tener en cuenta que en Eivissa-Formentera el 28% de la población residente tiene nacionalidad extranjera.

Otras deficiencias constatadas en la gestión del cobro a extranjeros son, por una parte, los fallos en los cobros por los turistas británicos, cuyos importes se venían realizando mediante un sistema de estimación y, por la otra, las dificultades de información entre las comunidades autónomas y la administración central.

2.4. Conclusiones

Las estimaciones efectuadas indican que, controlando por factores deterministas, existe cointegración periódica entre el IPH y las 2 series de urgencias analizadas de Eivissa-Formentera. Por tanto, la población turística determina a largo plazo el número de visitas urgentes, por lo que los *shocks* en los niveles de población provocarán efectos permanentes sobre las mismas.

Este resultado se ha obtenido gracias a vincular el número de urgencias y el IPH, sobre la base de los modelos PAR, a partir de un modelo en forma de mecanismo de corrección del error. Este tipo de modelos no se habían aplicado hasta la fecha en la literatura de urgencias, y tampoco se había utilizado ningún regresor poblacional que posibilitase medir el impacto que ejerce el turismo sobre las urgencias.

Concretamente, un aumento de 1.000 personas en la población turística en Eivissa-Formentera provoca un aumento de las urgencias hospitalarias de 7,8 visitas de media semanal, mientras que en atención primaria el aumento es de 10,4.

Los resultados muestran que un total de 22.503 visitas a urgencias anuales son generadas por la actividad turística en atención primaria de Eivissa-Formentera (un 31,4% del total de visitas en la atención primaria de urgencias pública) y 16.926 en hospitalaria (un 26,3% del total). La estacionalidad es muy acusada, tanto en atención primaria como en hospitalaria, siendo en julio y agosto más alto el número de visitas provocadas por la población turística que por la población permanente. En los meses de invierno, tan solo el 5% del total de las urgencias se puede atribuir a la población turística.

Las estimaciones de impacto de la población turística y permanente sobre las urgencias pueden servir de base para llevar a cabo predicciones de utilización de la atención urgente diferenciando entre uno y otro colectivo, con la finalidad de planificar eficientemente los recursos disponibles.

El coste total anual en Eivissa-Formentera de la atención a la población turística por la vía de urgencias se aproxima en 2,7 millones de euros en atención primaria y 15,3 en atención hospitalaria. No obstante, los sistemas de información en el ámbito de las urgencias son muy mejorables en relación al fenómeno turístico, con lo que existe margen de mejora a la hora de recaudar la prestación derivada a la asistencia a turistas extranjeros.

2.5. Bibliografía

Andersen, R.M., Newman, J.F., 1973. Social and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Memorial Quarterly* 51, 95–124.

Bellometti, S. y Bertinato, L., 2007. Health care services for tourists in the Venero Region. *Eurohealth* 13 (4).

BOIB, Boletín Oficial Illes Balears 40 (17 de marzo de 2012), 63-77. Resolución del director general del Servicio de Salud de modificación de los anexos 1 y 2 de la Orden de la consejera de Salud y Consumo de 22 de diciembre de 2006.

Castro,T.D.B, Osborn,D.R., 2008. Testing For Seasonal Unit Roots In Periodic Inegrated Autorregressive Processes. *Econometric Theory* 24 (4), 1093-129.

Consejería de Salud y Consumo Illes Balears, 2012. Sistema estatal d'informació permanent sobre addicció a drogues (SEIPAD). Indicador d'urgències hospitalàries en consumidors de substàncies psicoactives. Resultats d'Eivissa de l'any 2011. Disponible en <<http://www.caib.es/sacmicrofront/archivopub.do?ctrl=MCRST337ZI126303&id=126303>>.

del Barrio Castro, T., Osborn,D.R., 2008. Cointegration For Periodically Integrated Processes. *Econometric Theory* 24 (1), 109-142.

Esteva, M., Tamborero, G., Arias, A., Seguí, M., Llobera, J., 2003. Utilización de servicios sanitarios públicos por la población flotante en Mallorca. *Rev. Adm. Sanit.* 1 (3), 441-56.

Ghysels, E., Osborn, D.R. , 2001. *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press, Cambridge.

Gonzalo, J. , Pitarakis,J.Y., 2002. Lag Length Estimation in Large Dimensional Systems. *Journal of Time Series Analysis* 23, 401-423.

Gray, R., Bebbington, J., Walters, D., 1993. *Accounting for the Environment*. M. Weiner Pub., New York.

Haldrup, N., Hylleberg, S., Pons, G. , Sansó, A., 2007. Common Periodic Correlation Features and the Interaction of Stocks and Flows in Daily Airport Data. *Journal of Business and Economic Statistics* 25, 21-32.

Harris, R.I.D. *Cointegration analysis in econometric modeling*, 1995. Prentice Hall, New York.

He, J., Hou, X.Y., Toloo, S., Patrick, J.R., FitzGerald, G., 2011. Demand for hospital emergency departments: a conceptual understanding. *World J Emerg Med.* 2(4), 253-61.

Hoagland, P., Jin, D., Polansky, L., Kirkpatrick, B., Kirkpatrick, G., Fleming, L., et al., 2009. The Costs of Respiratory Illnesses Arising from Florida Gulf Coast *Karenia brevis* Blooms. *Environ Health Persp.* 117, 1239-43.

IBESTAT, Instituto de Estadística de las Illes Balears, 2014. Flujo de turistas (Frontur). Disponible en <<http://ibestat.caib.es/ibestat/estadistiques/economia/turisme/fluxe-turistes-frontur/043d7774-cd6c-4363-929a-703aaa0cb9e0>>.

IBESTAT, Instituto de Estadística de las Illes Balears, 2015. Encuesta de Morbilidad Hospitalaria (EMH). Disponible en < <http://www.ibestat.cat/ibestat/estadistiques/societat/salut-sanitat/morbidityat-hospitalaria-altes/4bd141cc-06b6-462f-9228-e46358cab441>>.

Johansen, S., 1995. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autorregressive Models. Oxford University Press, Oxford.

Mata, E., Peries, A., Pinín, A., Viñals, I., Zigunocas, E., 2013. Dimensió territorial del turisme. Cambra de Comerç d'Eivissa-Formentera.

Matter-Walstra, K., Widmer, M., Busato, A., 2006. Seasonal variation in orthopedic health services utilization in Switzerland: The impact of winter sport tourism. BMC Health Serv Res. 6, 25.

Mateu Sbert, J., Riera, A., 2006. Un indicador diari de pressió humana per a les Balears. Centre de Recerca Econòmica Monogràfics, No. 9.

Mateu Sbert, J., Vicens Gómez, J.M., Llobera Cànaves, J., 2011. Singularitats de l'activitat sanitària a les Illes Balears. Medicina Balear 26 (1): 46-55.

Mateu-Sbert, J., Ricci-Cabello, I., Villalonga-Olives, E., Cabeza-Irigoyen, E., 2013. The impact of tourism on municipal solid waste generation: the case of Menorca Island (Spain). Waste Manag. 33 (12), 2589-93.

Ministerio de Sanidad y Política Social, 2010. Unidad de Urgencias Hospitalarias. Estándares y recomendaciones. Disponible en <<http://www.msssi.gob.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/docs/UUH.pdf>>.

Osakidetza, 2012. Tarifas para facturación de servicios sanitarios y docentes de Osakidetza. Disponible en: http://www.osakidetza.euskadi.eus/r85-ckproc05/es/contenidos/informacion/libro_tarifas/es_libro/adjuntos/tarifas2012.pdf.

Perea-Milla, E., Marí, S., Rivas-Ruiz, F., Gallofré, A., Navarro, E., Navarro, M.A., et al., 2007. Estimation of the real population and its impact on the utilisation of healthcare services in Mediterranean resort regions: an ecological study. BMC Health Serv Res. 7, 13.

Petridou, E., Gatsoulis, N., Dessypris, N., Skalkidis, Y., Voros, D., Papadimitriou, Y., et al., 2000. Imbalance of demand and supply for regionalized injury services: a case study in Greece. Int J Qual Health Care 12 (2), 105-113.

Pines, J., 2007. Moving closer to an operational definition of ED crowding. Acad Emerg Med., 14, 382-383.

Riera, A., Mateu Sbert, J., 2007. Aproximación al volumen de turismo residencial en la Comunidad Autónoma de las Illes Balears a partir del cómputo de la carga demográfica real. Estudios Turísticos 174, 59-71.

Tribunal de Cuentas (2012). Informe de fiscalización de la gestión de las prestaciones de asistencia sanitaria derivadas de la aplicación de los reglamentos comunitarios y convenios internacionales de la Seguridad Social. Disponible en <<http://www.gerontomigracion.uma.es/v2/sites/default/files/usuarios/Informe-del-Tribunal-de-Cuentas-sobre-asistencia-sanitaria-a-extranjeros.pdf>>.

Wargon, M., Guidet, B., Hoang, T.D., Hejblum, G., 2009. A systematic review of models for forecasting the number of emergency department visits. *Emerg Med J.* 26 (6), 395-9.

World Tourism Organization, 2013. Faits saillants OMT du tourisme, edition 2013. Disponible en <http://www.umih.fr/export/sites/default/.content/media/pdf/Etudes-CHRD-tourisme/unwto_highlights13_fr_lr.pdf>.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Capítulo 3

Impacto del turismo sobre las urgencias médicas en áreas de Balears. Un análisis mediante modelos VAR



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Resumen

La actividad turística es un ejemplo paradigmático de actividad económica que conlleva costes externos sobre diversos bienes y servicios, como la atención urgente. El objetivo de este capítulo es evaluar el impacto de la población estacional sobre las visitas urgentes de titularidad pública, ya sean en primaria u hospitalaria, en diversas áreas de Balears a partir de modelos VAR, así como llevar a cabo una aproximación a sus costes. Las estimaciones en distintas áreas y niveles muestran una notable variabilidad en cuanto al impacto de la población turística sobre las visitas urgentes de titularidad pública. Este impacto es transitorio, ya que un *shock* provocado por la población turística sobre las mismas se diluye con el paso del tiempo. El número de visitas totales de media anual generadas por la población turística en las urgencias hospitalarias públicas de Mallorca es de 20.450, un 6,0% del total, mientras que en Menorca la cifra asciende a 2.898 visitas, el 12,5% del total. En atención primaria, el impulso del número de visitas se estima en 30.015 visitas, un 8,1% del total, y en Menorca en 13.678, el 15,3% del total. El adecuado cobro de los costes directos derivados de la atención urgente a la población turística podría moderar los mayores costes de congestión generados por la atención a este colectivo en los servicios de urgencias.

Abstract

Tourism is a prime example of economic activity that involves external costs on goods and services such as emergency care. The aim of this chapter is to assess the impact of seasonal population on emergency visits in public ownership centers, whether in primary or hospital, in various areas of the Balearics Islands using VAR models and carry out an approximation to costs. The estimates in different areas and levels show a marked variability in the impact of the tourist population on emergency visits to public ownership centers. This impact is transitory, since a shock caused by the tourist population on them is diminished over time. The number of visits generated by the tourist population in public hospital emergency departments (ED) in Mallorca is 20,450 (6.0% of the total) on average annually, while in Menorca the figure rises to 2,898 visits (12.5% of total). In primary care, impulses of the number of visits are estimated at 30,015 (8.1% of the total) and 13,678 in Minorca (15.3% of the total). Proper recovery of direct costs arising from the emergency attention to the tourist population could moderate the higher costs of congestion generated by attention to this group in the ED.

3.1. Introducción

La actividad turística es un ejemplo paradigmático de actividad económica que conlleva costes externos (Aguiló, 1990). Algunos de los servicios públicos, como los servicios sanitarios de atención urgente son susceptibles de ser utilizados por la población turística la cual, además de poder originar problemas de congestión en determinados momentos del año, provoca costes directos derivados de su atención. Sin embargo, a menudo las instituciones desconocen la magnitud de dicha demanda (Perea-Milla et al., 2007).

En este sentido se hace imprescindible tener en cuenta el volumen de población turística usuaria de servicios de atención urgente, ya sea esta atendida en atención primaria como en hospitalaria. Sin este conocimiento, los recursos, tanto financieros como humanos, estarán infradotados especialmente en aquellas áreas más turísticas y se planificarán tan solo considerando a la población residente (Cladera et al., 2003).

En el capítulo 2 se mostró a partir del análisis de cointegración que en determinadas regiones las series de población turística se erigen como determinantes a largo plazo de las series de demanda de visitas urgentes. Sin embargo, como es sabido, en aquellas regiones en que alguna serie temporal es estacionaria, no se puede aplicar el análisis de cointegración, aunque sí es posible estudiar el impacto entre turismo y urgencias en el corto plazo.

En este sentido, los modelos VAR son especialmente útiles cuando existe evidencia que las relaciones entre un grupo de variables temporales se transmiten entre un determinado número de periodos (Sims, 1980). No obstante, dichos modelos han sido escasamente utilizados en las series de urgencias (Lin (1989), Moineddin(2008) o Mai et al. (2015)), debido al enfoque mayoritariamente univariante y de finalidad predictiva que normalmente se le da a dicho ámbito.

Por otra parte, en España se ha observado una notable variabilidad en el uso de servicios de urgencias entre las comunidades autónomas y entre áreas dentro de una misma comunidad autónoma (Peiró et al., 2010). Esta variabilidad observada en la literatura obliga, a la hora de analizar la demanda de visitas urgentes provocadas por la población turística, a estudiar su relación por áreas, especialmente si entre éstas existen diferencias en cuanto a su volumen turístico.

Las Illes Balears son una de las regiones del mundo donde el turismo adquiere una importancia más elevada, con una aportación del sector directa o indirecta a la economía de alrededor el 60% del PIB. Pese a ello existen áreas, como la del interior de Mallorca, con escaso turismo.

Con todo, el objetivo de este capítulo es evaluar el impacto de la población estacional sobre las visitas urgentes de titularidad pública, ya sean en primaria u hospitalaria, en diversas áreas de Balears a partir de modelos VAR, así como llevar a cabo una aproximación a sus costes. Desde nuestro conocimiento, ninguno de los artículos publicados hasta la fecha ha estudiado dicho impacto.

3.2. Datos y Metodología

3.2.1. Datos

Diversas series temporales de urgencias de Balears se han seleccionado para estudiar el impacto de la población sobre las mismas. Por una parte, las series relativas al número de visitas hospitalarias en Mallorca y Menorca para el periodo comprendido entre el 1 de Enero de 2008 y el 31 de Agosto de 2012. Por la otra, las series de atención primaria de Mallorca y Menorca, ya sean éstas Puntos de Atención Continuada (PAC) o Servicios Urgentes de Atención Primaria (SUAP), así como las 9 áreas con las que se puede dividir Mallorca según su

importancia turística para el período entre el 1 de Enero de 2009 y el 31 de Agosto de 2012. Todos estos datos son recopilados por el IB-Salut.

Los datos concernientes al total de la isla de Mallorca y Menorca, para atención hospitalaria y atención primaria, se representan en la Figura 1.1 y Figura 1.2 del capítulo 1. En la Tabla 3.1 se muestran el promedio de visitas semanales en las 9 áreas de Mallorca, dividiendo el periodo entre el medio año donde la actividad turística es más alta en la isla (periodo mayo-octubre) y el medio año donde la actividad turística es más baja (periodo noviembre-abril).

Tabla 3.1. Media de las visitas semanales en las áreas de Mallorca, diferenciando por actividad turística. Periodo 2009-2012

	Mayo-Octubre	Noviembre-Abril
A1	493,5 (60,9)	415,4 (55,9)
A2	281,3 (60,1)	230,3 (35,7)
A3	359,4 (57,7)	275,5 (42,8)
A4	325,0 (54,7)	282,0 (35,0)
A5	208,8 (47,7)	168,7 (29,8)
A6	588,3 (131,5)	447,3 (57,2)
A7	319,5 (52,8)	285,0 (30,0)
A8	2079,9 (212,4)	1977,3 (245,7)
A9	2663,9 (161,4)	2779,9 (251,5)

Fuente: IB-Salut. Nota: Entre paréntesis se presentan las desviaciones estándar.

En la Tabla 3.1 se observa un mayor número de urgencias durante el periodo mayo-octubre respecto al periodo noviembre-abril en todas las áreas, excepto en el área A9 que disminuye.

La población real estimada para cada una de las islas, para el periodo comprendido entre el 1 de Enero de 2008 y el 31 de Agosto de 2012, se estima a través del IPH (Véase Anexo 3).

3.2.2. Metodología

La representación de un proceso periódico como un proceso VAR trata las observaciones $y_{s\tau}$ para las estaciones $s=1,\dots,S$ como series separadas. El modelo VAR es la representación natural de un PAR, comentado en los capítulos 1 y 2.

Un PAR se puede expresar mediante la representación multivariante del Vector de Días de Y_τ , con $Y_\tau = [y_{1,\tau} \dots y_{7,\tau}]$, donde cada $y_{s\tau}$ representa el día s de la semana. Por ejemplo, un modelo PAR(1), sin constante, puede ser expresado en términos multivariantes como un VAR(1):

$$\Phi_0 Y_\tau = \Phi_1 Y_{\tau-1} + E_\tau \quad (1)$$

Donde la matriz de coeficientes Φ_0 y Φ_1 , y la matriz que representa la perturbación aleatoria E_τ para los 7 días de la semana, se puede representar mediante el desarrollo de la siguiente expresión matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\phi_2 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\phi_3 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\phi_4 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\phi_5 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\phi_6 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\phi_7 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1\tau} \\ y_{2\tau} \\ y_{3\tau} \\ y_{4\tau} \\ y_{5\tau} \\ y_{6\tau} \\ y_{7\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1\tau-1} \\ y_{2\tau-1} \\ y_{3\tau-1} \\ y_{4\tau-1} \\ y_{5\tau-1} \\ y_{6\tau-1} \\ y_{7\tau-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{1\tau} \\ \mathcal{E}_{2\tau} \\ \mathcal{E}_{3\tau} \\ \mathcal{E}_{4\tau} \\ \mathcal{E}_{5\tau} \\ \mathcal{E}_{6\tau} \\ \mathcal{E}_{7\tau} \end{bmatrix}$$

Análogamente, un VAR(P) sigue la forma:

$$\Phi_0 Y_\tau = \Phi_1 Y_{\tau-1} + \dots + \Phi_p Y_{\tau-p} + E_\tau \quad (2)$$

Todas las series de urgencias que se analizan en este capítulo son estacionarias, tal y como se estimó en el capítulo 1. Sin embargo, como se demostró en el capítulo 2 el IPH es I(1), de manera que para estudiar la relación con las series estacionarias es necesario diferenciarlo. Adicionalmente, se mostró que en dicha serie no existe estacionalidad entre días de la semana.

De esta manera, si la matriz Y_{τ} representa las series de urgencias, de atención primaria o de hospitalaria, con el objetivo de vincularlas a la población turística, se puede ampliar dicha matriz incorporando el indicador de población, de tal manera que $Z_{\tau} = [\Delta x_{\tau} y_{1,\tau} \dots y_{7,\tau}]$ está compuesta por 8 vectores, en el que Δx_{τ} se considera el vector con mayor grado de exogeneidad y representa el logaritmo del IPH diferenciado en media semanal (que equivale a la tasa de crecimiento de la población), mientras que $y_{1,\tau} \dots y_{7,\tau}$ son los vectores de urgencias para cada uno de los días de la semana.

El modelo, incluyendo las variables exclusivamente exógenas y de tipo determinista sobre los principales días festivos, las estaciones del año y la tendencia, se puede expresar del siguiente modo:

$$\Phi_0 Z_{\tau} = \mu + \gamma \tau + \Theta s_{\tau} + \Psi c_{\tau} + \Phi_1 Z_{\tau-1} + \dots + \Phi_p Z_{\tau-p} + E_{\tau} \quad (3)$$

Donde μ es un vector de orden 7×1 que recoge las constantes de los vectores de días, γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista τ , Θ es la matriz de coeficientes asociados a la matriz de variables que representan las estaciones del año (s_{τ}), Ψ es una matriz que recoge los coeficientes asociados a las variables ficticias (c_{τ}) representativas del efecto calendario y E_{τ} es la matriz que representa los términos de perturbación aleatoria.

Para recoger el hecho, reflejado en la literatura, de la diferente frecuentación según la estación del año (Wargon et al., 2009), se han incluido variables dicotómicas representadas mediante el vector s_{τ} . En su lugar no se han incorporado las variables deterministas de Fourier debido a la alta multicolinealidad que ofrecen respecto a la tasa de crecimiento de la población. En este sentido la estimación de las regresiones para las 3 islas muestran una alta correlación entre la variable dependiente (la tasa de crecimiento de la población) y las variables de Fourier (véase Tabla A1.1 del Anexo 1).

Por su parte, aunque se han publicado trabajos en la literatura que analizan el vínculo entre diferentes urgencias por patologías específicas y variables climáticas y atmosféricas (como la temperatura (Galli et al., 2011), la humedad (Ballester et al., 1999) o la contaminación atmosférica (Samoli et al., 2011)), para el caso del número de urgencias globales no hay evidencia de que exista ningún impacto significativo de alguna de ellas (Wargon et al., 2009), por lo que no se incluyen en el modelo.

Los modelos VAR permiten calcular cómo reaccionan las variables de urgencias para los 7 días de la semana ante una innovación en la variación de la población estacional. Por tanto, se paletan las funciones de respuesta al impulso a partir de la descomposición de Cholesky, que transforma la matriz de varianzas y covarianzas de tal manera que las innovaciones del nuevo modelo estimado están incorrelacionadas entre sí (Hamilton, 1994).

Por homogeneidad este impulso se hace igual al valor de la desviación típica del error, lo que permite controlar el efecto de las diferentes variabilidades a la hora de comparar entre respuestas a un impulso.

La interpretación de la relación entre el IPH y el número de visitas a urgencias viene condicionada en parte por las variables deterministas incorporadas en el modelo. Como recoge Petridou et al. (2000), las variaciones estacionales o climáticas de frecuentación a urgencias están vinculadas a la población permanente, que en este trabajo corresponden a la constante, la tendencia determinista, los efectos calendario y las variables estacionales deterministas del modelo. Por tanto, los coeficientes asociados al IPH se deben vincular a la población turística.

Siguiendo la propuesta de Gonzalo y Pitarakis (2002), los órdenes VAR se determinan a partir del procedimiento de Akaike. La asunción de ausencia de autocorrelación residual se ha testeado mediante el test de multiplicadores de Lagrange (Johansen, 1995). El análisis econométrico se ha llevado a cabo mediante los programas Gauss y Eviews.

3.3. Resultados y discusión

3.3.1. Atención hospitalaria

Las estimaciones muestran como la población turística induce de manera significativa a incrementos en el número de visitas hospitalarias urgentes de titularidad pública. Este impacto es transitorio, tal y como se esperaba a priori al ser las series analizadas estacionarias.

El impacto no es homogéneo, sino que difiere según la isla que se trate. Así, en Mallorca un aumento de la tasa de crecimiento de la población (Δx_t) en 1 desviación estándar, implica incrementar el número de visitas a urgencias en 7,1 en media diaria durante las 10 primeras semanas, mientras que en Menorca el aumento se estima en 1,5 visitas (Figura 3.1). En las dos islas, la respuesta al impulso deja de ser significativa pasadas aproximadamente las 10 primeras semanas (Figura A1.1. del Anexo).

En cualquier caso, para poder comparar el impacto entre islas, es necesario tener en cuenta tanto el volumen de población turística que impacta como de visitas urgentes que provoca en cada una de ellas. Así, por una parte, un aumento de la tasa de crecimiento de la población en 1 desviación estándar se corresponde a un incremento del 0,34% en Mallorca que, al ser la población media del IPH en esta isla de 1.010.000, implica un incremento de 3.430 personas, mientras que en Menorca se corresponde a un incremento del 0,69% que a la postre significa un aumento de 808 personas.

Por la otra, la acumulación del impacto, que puede interpretarse como la respuesta a un efecto escalón donde el mismo *shock* o impulso debido a la población turística ocurre en cada periodo, se estima considerando cada periodo y día de la semana. En Mallorca se estiman en 410,8 las visitas urgentes semanales provocadas sumando el efecto de cada uno de los días de la semana (Figura 3.1), mientras que en Menorca ascienden a 114,9 (Figura 3.2).

Con todo, el impacto medio anual para cada 1.000 personas adicionales provocado por un impulso de 1 desviación estándar de la población turística a lo largo de todo un año (52 semanas) se estiman en 2,3 ($1.000 \cdot 410,8 \text{ vistas} / (52 \cdot 3.430 \text{ personas})$) visitas hospitalarias urgentes en Mallorca y en 2,7 ($1.000 \cdot 114,9 \text{ visitas} / (52 \cdot 808 \text{ personas})$) en Menorca.

Teniendo en cuenta que de media durante el periodo de estudio 8,88 millones de turistas anuales visitaron Mallorca y 1,06 millones Menorca, el número de visitas totales de media anual generadas por la población turística en hospitalaria pública de Mallorca es de 20.450 visitas ($(2,3/1.000) \cdot (8,88 \text{ millones})$), mientras que en Menorca la cifra asciende a 2.898 visitas ($(2,7/1.000) \cdot 1,06 \text{ millones}$).

El número de visitas anuales estimadas provocadas por la población turística suponen un porcentaje diferente en el total de visitas hospitalarias de titularidad pública en cada una de las islas. En Mallorca, dicho porcentaje asciende al 6,0% ($100 \cdot 20.450 / 340.381$), mientras que en Menorca al 12,5% ($100 \cdot 2.898 / 23.216$).

Existen algunas diferencias de impacto según el día de la semana, especialmente en Mallorca, en que el impacto es mayor de lunes a jueves. Por el contrario, en Menorca el mayor impacto se estima en domingo. La variabilidad de estos resultados puede deberse no tan solo a la diferente estructura de urgencias de cada isla sino también al diferente tipo de turismo que acude en cada una de ellas.

Figura 3.1. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en hospitalaria de Mallorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes

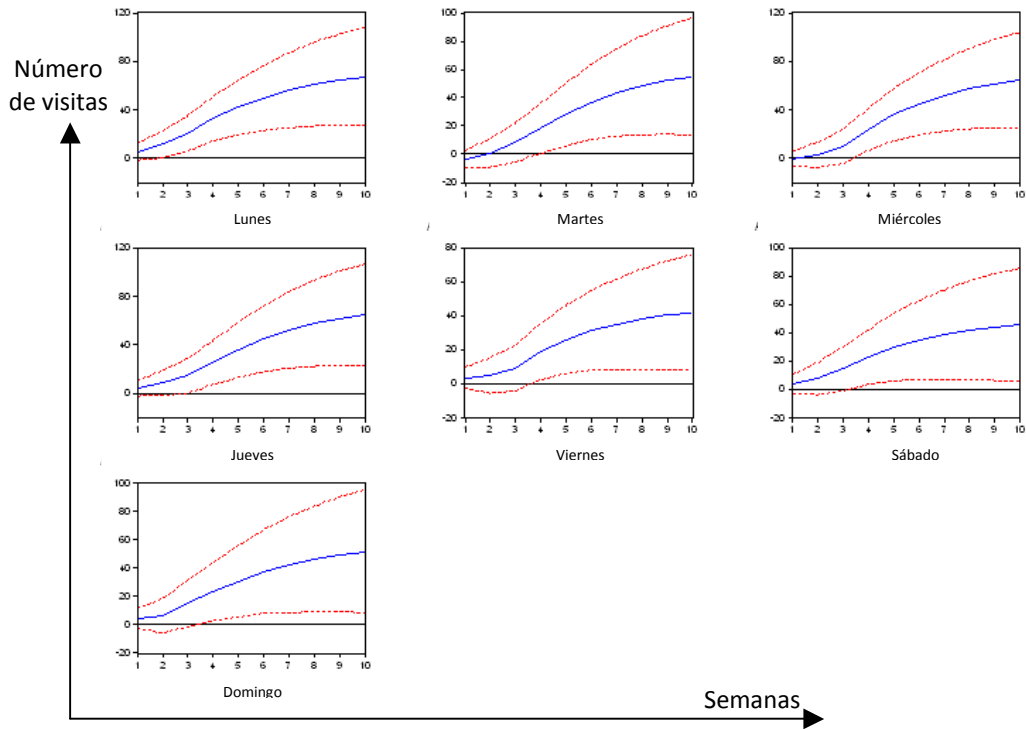
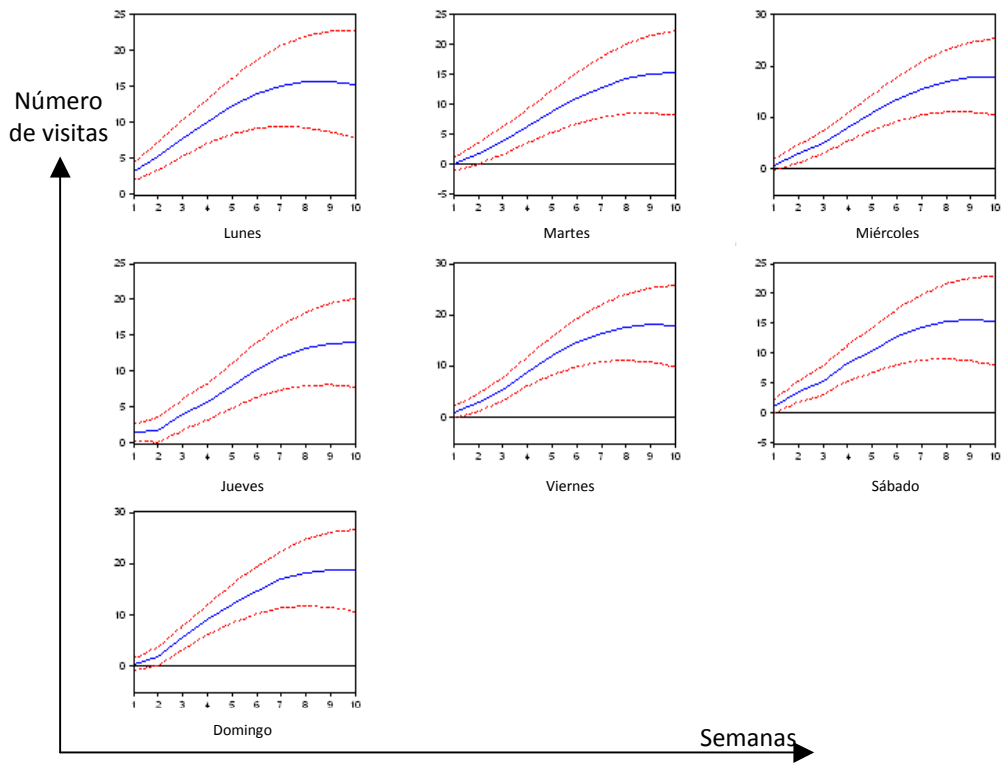


Figura 3.2. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en hospitalaria de Menorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes



Eje vertical: número de visitas a urgencias provocadas por la población turística
Eje horizontal: periodos
--- bandas de confianza construidas como 2 veces la desviación estándar

Aunque se estima tanto en este capítulo como en el capítulo 2 un impacto notable del turismo sobre las urgencias, las estadísticas oficiales no han ido recogiendo adecuadamente la información necesaria para constatar dicho impacto. Por ello, Esteva et al. (2003), con datos de finales de 1995 y de 1996, llevaron a cabo un estudio descriptivo adrede en donde aproximaron, entre otras prestaciones, el número de visitas urgentes por parte de la población no residente en el único hospital público que en aquel momento existía en Mallorca, cuantificándolas en el 5,8% del total de urgencias sin ingreso.

Por otra parte, el hecho de que la población turística tenga un impacto tan solo transitorio sobre las urgencias, se explica porque, como se comentó en la metodología, las series de urgencias aquí tratadas son estacionarias. Es decir, a largo plazo el número de visitas urgentes de titularidad pública en Mallorca y Menorca revierten hacia la media, de manera que el impulso o *shock* provocado por la población turística sobre las mismas se diluye con el paso del tiempo. Ello puede ser debido a que aunque los servicios de urgencias públicas pueden atender visitas sobrevenidas a corto plazo, a través por ejemplo de contratación puntual de profesionales, a largo plazo la demanda se va derivando paulatinamente hacia los hospitales de titularidad privada, como se comentó en el capítulo 1.

En este sentido, las estimaciones del capítulo 2 y de este capítulo muestran como la población turística (o su tasa de crecimiento en este caso) es un indicador útil a la hora de ajustar el número de visitas urgentes, y no solo la propia estructura univariante de la serie o los factores deterministas que tiene asociados. Así, Abraham et al. (2009) concluye que el número de visitas urgentes a partir estrictamente de los modelos univariantes solo predicen en el muy corto plazo y no son útiles para predecir horizontes más allá de 1 semana.

Con todo, resulta útil poder predecir el número de visitas debido a los numerosos servicios, personal e instalaciones que se necesitan en las urgencias, considerado unos de los servicios

clave de los hospitales. Reviste, pues, especial importancia anticipar el número de pacientes con más precisión (Wargon et al., 2009), por lo que la incorporación en el análisis de un vector turístico como el usado en esta tesis podría ayudar a mejorar los resultados.

Sin embargo, cabe tener en cuenta que este estudio se circunscribe en islas que se caracterizan por un turismo de sol y playa y por una alta presencia de centros de titularidad privada, por lo que los resultados no se pueden generalizar para otras regiones con diferentes características.

3.3.2. Atención primaria

3.3.2.1. Islas de Mallorca y Menorca

La población turística ejerce sobre el número de visitas urgentes de atención primaria, al igual que la hospitalaria, un impacto transitorio y significativo, de magnitud diferente según la isla.

En Mallorca un aumento de la tasa de crecimiento de la población (Δx_t) en 1 desviación estándar, implica incrementar el número de visitas a urgencias en 9,9 en media diaria durante las 10 primeras semanas, mientras que en Menorca el aumento se estima en 7,7 visitas. En las dos islas, la respuesta al impulso deja de ser significativa pasadas aproximadamente las 10 primeras semanas (Figura A1.2. del Anexo 1).

El impacto total acumulado en Mallorca se estima en 602,9 visitas urgentes en Mallorca y 542,2 en Menorca (Figura 3.3 y Figura 3.4, respectivamente), con lo que el impacto medio anual para cada 1.000 personas adicionales provocado por un impulso de 1 desviación estándar de la población turística a lo largo de todo un año es de 3,4 visitas hospitalarias urgentes en Mallorca y de 12,9 en Menorca.

Procediendo de manera análoga que con las urgencias hospitalarias, teniendo en cuenta el volumen de visitantes de cada isla, el número de urgencias totales de media anual generadas por la población turística en atención primaria pública de Mallorca es de 30.015 visitas $((3,4/1.000) * 8,88 \text{ millones})$, mientras que en Menorca la cifra asciende a 13.678 visitas $((12,9/1.000) * 1,06 \text{ millones})$. Por tanto, el porcentaje de visitas anuales estimadas provocadas por la población turística se sitúa en Mallorca en el 8,1% $(100 * 30.015 / 368.390)$, mientras que en Menorca en el 15,3% $(100 * 13.678 / 89.308)$.

El porcentaje de visitas anuales en los PACs y SUAPs provocadas por la población turística estimadas para el caso de Mallorca (8,1%) es notablemente superior al 3,6% que aproximaron Esteva et al. (2003) para esta misma isla, si bien los autores de dicho estudio indican que es probable una subestimación de la demanda debido a la falta de exhaustividad en la recogida de la información. Además, hay que tener en cuenta la diferencia temporal entre ambos trabajos y la diferente metodología aplicada.

Cabe considerar que en Menorca los resultados del modelo VAR en atención primaria están en parte determinados por la diferente categorización de visitas urgentes en esta isla con respecto a las demás, ya que la mayoría de centros contabilizan como no programadas visitas 24 horas de todos los días de la semana. Son los llamados centros SUAP. Como consecuencia, se contabilizan más visitas urgentes debido a las diferentes características de los centros respecto a las otras islas (véase capítulo 1), siendo el ratio del número de visitas sobre el total de población residente de 2,7 urgencias, cuando en Mallorca no llega al 1,2.

Figura 3.3. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en atención primaria de Mallorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes

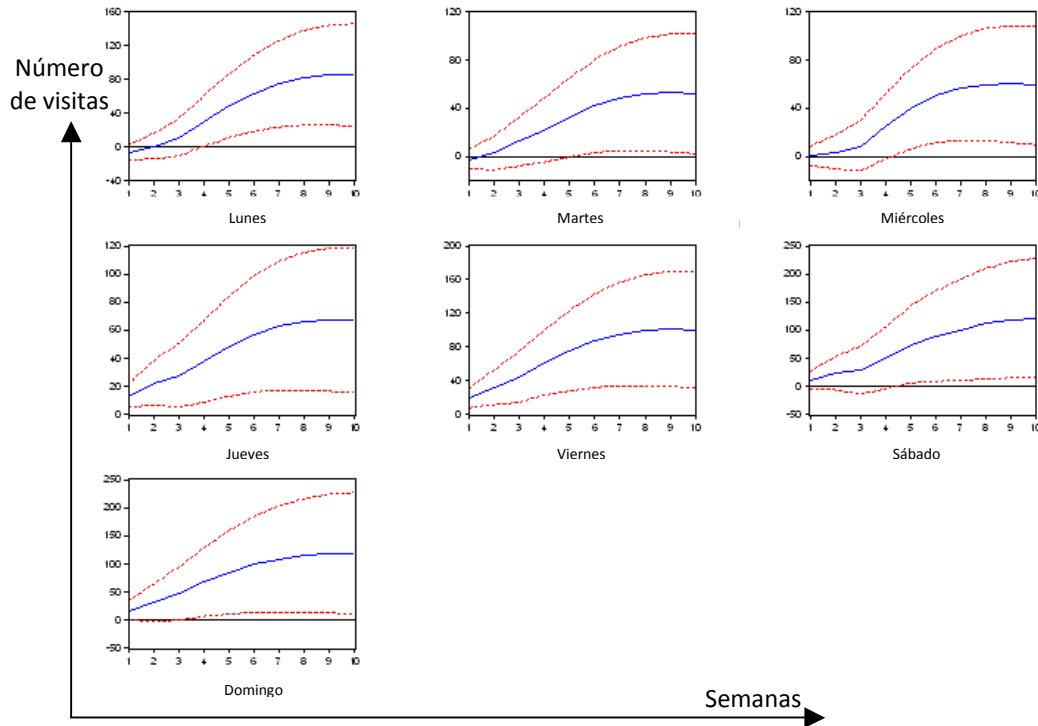
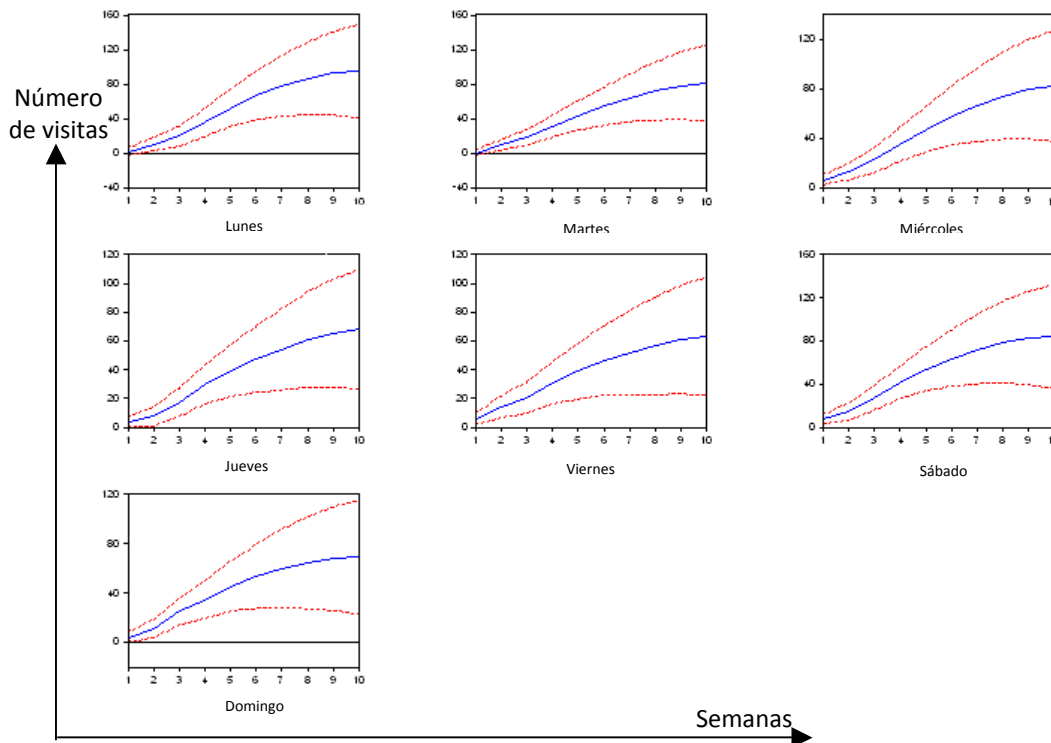


Figura 3.4. Funciones Impulso-Respuesta acumuladas en atención primaria de Menorca. Impacto acumulado de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes



Eje vertical: número de visitas a urgencias provocadas por la población turística
Eje horizontal: periodos
- - - - - bandas de confianza construidas como 2 veces la desviación estándar

Con todo, la atención al colectivo turístico tiene en común la inexistencia de un registro censal y, por tanto, su consumo sanitario se hace a expensas y en detrimento de los que se han asignado a la población censada (Pané y Pociello, 1996). La significativa presencia de población turística estimada que se atiende en urgencias, genera grandes distorsiones, como el aumento de la frecuentación, la organización de servicios de refuerzo durante la temporada alta o el aumento de los gastos tanto en material fungible como farmacéuticos. La atención de turistas extranjeros entraña más dificultad a causa del idioma y al hecho de que provocan problemas administrativos por los diferentes convenios de cobertura sanitaria (Palacios, 1996).

Por otra parte, la cuantificación del impacto turístico también es fundamental para definir indicadores de actividad y recursos sanitarios en términos per cápita. Así, debido a la notable demanda adicional que deben atender los servicios de urgencias de Illes Balears, a la hora de comparar actividad y recursos per cápita, fijarse tan solo en los ratios por persona residente, corregidos o no por edad, sería incompleto y podrían llevar a conclusiones incorrectas.

3.3.2.2. Áreas de Mallorca

Las estimaciones de impacto de la población turística sobre las visitas urgentes de atención primaria en distintas áreas de Mallorca son altamente variables, debido a la diferente importancia turística de cada una de las zonas (Tabla 3.2). En la Figura 3.5 se muestran en un mapa las áreas analizadas.

Un aumento de la población de 1 desviación estándar de Δx_t en Mallorca, provoca los mayores aumentos en las zonas A6, que corresponde a Calvià-Andratx, y A8 que corresponde a la ciudad de Palma (capital de la isla), con respuestas al impulso respectivamente de 1,0 y 0,8 de media en los 10 primeros periodos.

No obstante, cada zona tiene un nivel de población permanente diferente, con lo que para obtener la importancia del impacto provocado por el turismo es necesario relativizarlo por dicha población. Así, el impacto en el número de visitas debidas a la población turística sobre la población permanente en el área A6 es más de 8 veces superior a de el área A8.

Siguiendo este criterio, la zona A1, A2 y A3 soportan también un impacto considerable, en donde el efecto es más de 6 veces superior que en Palma, mientras que en la zona A4 y A7 es más de 3 veces superior.

Todo ello contrasta con la inexistencia de impacto en la zona A9, que constituye el área centro y norte de la isla, con menos importancia turística, en que el efecto de la población turística sobre las visitas urgentes no es significativo.

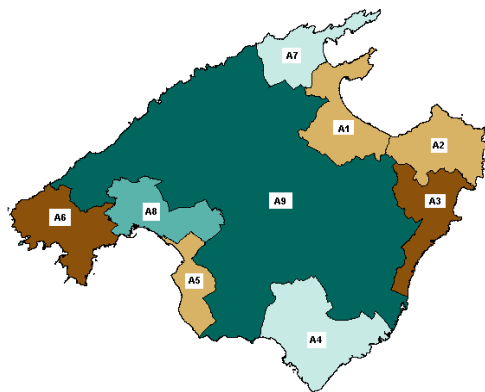
En la zona A5 (Playa de Palma), área turística de primera magnitud en la isla, el impacto es tan solo algo superior que en Palma. Ello se debe a que el PAC está situado en el extremo sud de el área A5 y buena parte de los habitantes de esta zona tienen más cerca los PAC de Palma que no el suyo propio. Otro de los motivos importantes es el hecho de que en Playa de Palma se sitúan numerosos centros de atención de primeros auxilios de titularidad privada, con lo que es más probable que los afectados sean atendidos en dichos centros y no se desplacen hacia el PAC público, en comparación con otras zonas.

Con todo, hay que tener en cuenta que, como se mencionó en la introducción general de este trabajo, la población turística no incluye tan solo a los turistas sino también a los residentes o trabajadores temporales. No obstante, este último colectivo es muy escaso en relación al notablemente alto volumen de turistas que cada año visitan las islas. Además, los trabajadores temporales son intrínsecos al turismo, ya que se su desplazamiento está únicamente motivado para trabajar en dicho sector.

Tabla 3.2. Efecto del turismo sobre las urgencias de las áreas de Mallorca. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
Orden del VAR	4	2	3	4	2	4	4	3	2
Impacto total acumulado de visitas urgentes provocado por la población turística	98,7	49,4	71,6	29,6	14,8	172,7	18,0	148,1	0,0
(I) Ratio del impacto diario de visitas urgentes por 1.000 personas debido a la población turística	0,6	0,3	0,4	0,2	0,1	1,0	0,1	0,8	0,0
(P) Porcentaje de población permanente de cada área	4,3%	2,2%	3,7%	3,0%	2,4%	6,4%	1,9%	46,6%	29,6%
(I/P) / (I/P) _{A8} Impacto de visitas urgentes debido a la población turística, considerando la población permanente (área base: A8)	7,3	7,0	6,1	3,1	1,9	8,6	3,0	1,0	0,0

Figura 3.5. Zonas analizadas en la isla de Mallorca



Nota: Cada una de las zonas incluye los siguientes PACs o SUAPs: zona A1 Alcúdia y Muro; zona A2 Artà y Capdepera; zona A3 Son Servera y Porto Cristo; zona A4 Santanyí y Campos; zona A5 es Trencadors; zona A6 Calvià y Andratx; zona A7 Pollença; zona A8 Escola Graduada, s'Escorxador, Son Pisà y es Pont d'Inca que corresponden a la ciudad de Palma y barrios adyacentes; zona A9 Binissalem, Esporles, Felanitx, Manacor, Migjorn, Sa Pobla, Santa Maria, Sineu, Sóller, Vilafranca e Inca.

3.3.3. Costes

Los costes anuales provocados por la población turística sobre la base de las estimaciones de impacto estimadas en este capítulo se pueden aproximar tomando en consideración los porcentajes de ingreso por urgencias y los precios unitarios de prestación de servicios sanitarios expuestos en la capítulo 2, que se refieren tanto a los que afectan a la atención hospitalaria como a los que afectan a la atención primaria.

Siguiendo, pues, el mismo razonamiento que en el capítulo 2, se estima que el coste total anual de la atención a la población turística por la vía de urgencias hospitalarias es de 18,4 millones de euros en Mallorca y 2,6 en Menorca. Respecto a atención primaria, el coste total anual se aproxima en 3,6 millones de euros en Mallorca y 1,7 millones de euros en Menorca.

Pese a que generalmente el coste soportado por la asistencia a extranjeros de los servicios de salud se puede repercutir al país de origen del ciudadano atendido, el Tribunal de Cuentas (2012) afirma que se deja de cobrar una parte importante de las asistencias médicas prestadas a ciudadanos de otros países. Este hecho es especialmente importante en Mallorca y Menorca, donde más de tres cuartas partes del total de turistas son extranjeros.

En cualquier caso, la provisión de asistencia médica urgente, análogamente que la protección a los incendios (Brueckner, 1981), puede ser visto como un bien público sujeto a congestión, donde el consumo por cada individuo adicional interfiere o reduce el valor del consumo de otros. En este sentido, el aumento de la población soportada en verano incide en el aumento del número de visitas urgentes, especialmente en Eivissa-Formentera (veáse capítulo 2), lo que podría tener consecuencias sobre el tiempo de respuesta o de espera o sobre la calidad asistencial.

Sin embargo, repartir adecuadamente los costes de provisión del bien entre el colectivo turístico podría permitir mitigar los costes de congestión. Así, el coste de capacidad adicional

se repartiría entre más individuos. Un resultado teórico básico es que se incrementaría el consumo del bien de provisión de asistencia médica urgente (menos tiempo de espera, mayor calidad asistencial,...) siempre que el beneficio marginal derivado del coste compartido exceda el coste marginal del incremento de la congestión (David y Harrington, 2010).

En el caso del turismo, no solo se debería compartir el coste de atención al paciente, sino también los costes fijos de provisión, como la construcción de centros de grandes dimensiones por la necesidad de responder transitoriamente a las puntas de demanda estacional en las zonas costeras, las cuales quedan infrautilizadas durante la temporada baja al haber tan solo demanda de la población permanente.

3.4. Conclusiones

En este capítulo se ha estimado mediante modelos VAR el impacto de la actividad turística sobre las urgencias de hospitalaria y de atención primaria en Mallorca y Menorca, y en atención primaria por áreas de Mallorca.

La estimación del modelo VAR, construido a partir de la tasa de crecimiento del vector poblacional y de los vectores de días de visitas urgentes, todos ellos vectores estacionarios, ha permitido constatar en distintas áreas y niveles una gran variabilidad en cuanto al impacto de la población turística sobre las visitas urgentes de titularidad pública.

Este impacto es transitorio, ya que un *shock* provocado por la población turística sobre las mismas se diluye con el paso del tiempo, debido a que a largo plazo la demanda se deriva hacia los hospitales de titularidad privada.

El número de visitas totales de media anual generadas por la población turística en hospitalaria pública de Mallorca es de 20.450 visitas, un 6,0% del total, mientras que en Menorca la cifra

asciende a 2.898 visitas, el 12,5% del total. En atención primaria, el impulso del número de visitas se estima en 30.015 visitas, un 8,1% del total, y en Menorca en 13.678, el 15,3% del total.

Dentro de las áreas de Mallorca, las estimaciones de impacto sobre las visitas urgentes de atención primaria son altamente variables, debido a la diferente importancia turística de cada una de las zonas. En todas las zonas costeras el impacto es superior al de la capital Palma, y en la mitad de ellas el impacto es más de 6 veces superior a la capital Palma, si se relativiza por la población permanente de cada área. En cambio, en el área centro y norte de la isla el efecto de la población turística sobre las visitas urgentes no es significativo.

Las estimaciones efectuadas muestran como la población turística es un indicador básico a la hora de ajustar el número de visitas urgentes, y no solo la propia estructura univariante de la serie o los factores deterministas que tiene asociados.

La cuantificación del impacto turístico es fundamental a la hora de comparar actividad y recursos per cápita de los servicios de urgencia entre comunidades autónomas o áreas de una misma comunidad autónoma. Tener en cuenta tan solo los ratios por persona residente cuando se comparan territorios con diferente presencia turística sería incompleto y podrían llevar a conclusiones incorrectas.

Los mayores costes de congestión en la prestación de asistencia sanitaria urgente debidos al turismo, podrían ser en parte mitigados repercutiendo adecuadamente los costes directos de provisión del servicio al colectivo turístico, lo que permitiría que el coste de capacidad adicional se repartiera entre más individuos.

3.5. Bibliografía

Abraham, G., Byrnes, G.B., Bain, C.A., 2009. Short-Term Forecasting of Emergency Inpatient Flow. *IEEE Trans Inf Technol Biomed.* 13 (3), 380-8.

Aguiló, E., 1990. Una estimación de la rentabilidad social del turismo. *Papeles de Economía Española, Comunidades Autónomas* 8, 246-53.

Ballester, F., Soriano, J.B., Otero, I., Rivera, M.L., Sunyer, J., Merelles, A., et. al., 1999. Asthma Visits to Emergency Rooms and Soybean Unloading in the Harbors of Valencia and A Coruna, Spain. *Am J Epidemiol.* 149 (4), 315-22.

Brueckner, J.K., 1981. Congested public goods: the case of fire protection. *J Public Econ.* 15, 45-58.

Cladera, M., Esteva, M., Juaneda, C., Tamborero, G., 2003. Efectos del turismo en la demanda de servicios públicos. El caso de los servicios sanitarios. *Ann Tourism Res* 5 (1), 149-62.

David, G., Harrington, S.E., 2010. Population density and racial differences in the performance of emergency medical services. *J Health Econ.* 29, 603-15.

Esteva, M., Tamborero, G., Arias, A., Seguí, M., Llobera, J., 2003. Utilización de servicios sanitarios públicos por la población flotante en Mallorca. *Rev. Adm. Sanit.* 1 (3), 441-56.

Galli, A., Barbic, F., Borella, M., Costantino, G., Perego, F., Dipaola, F., et al., 2011. Influence of Climate on Emergency Department Visits for Syncope: Role of Air Temperature Variability. *PLoS One* 6 (7), e22719.

Gonzalo, J. , Pitarakis, J.Y., 2002. Lag Length Estimation in Large Dimensional Systems. *Journal of Time Series Analysis* 23, 401-423.

Hamilton, J.D., 1994. *Time series analysis.* Princeton University Press, Princeton.

Johansen, S., 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.* Oxford University Press, Oxford.

Lin, W.T., 1989. Modelling and forecasting hospital patient movements: Univariate and multiple time series approaches. *Int. J. Forecasting* 5 (2), 195-209.

Mai, Q., Aboagye-Sarfo, P., Sanfilippo, F.M., Preen, D.B., Fatovich, D.M., 2015. Predicting the number of emergency department presentations in Western Australia: A population-based time series analysis. *Emerg Med Australas* 27 (1), 16-21.

Matter-Walstra, K., Widmer, M., Busato, A., 2006. Seasonal variation in orthopedic health services utilization in Switzerland: The impact of winter sport tourism. *BMC Health Serv Res.* 6, 25.

Moineddin, R., Nie, J.X., Domb, G., Leong, A.M., Upshur, R.E.G., 2008. Seasonality of primary care utilization for respiratory diseases in Ontario: A time-series analysis. *BMC Health Serv Res.* 8, 160.

Palacios Llamazares, L., 1996. El paciente desplazado: repercusiones en un EAP. FMC 3, 681-5.

Pané, O., Pociello, V., 1996. El paciente desplazado ¿a cargo de quién?. FMC 3, 676-80.

Peiró, S., Librero, J., Ridaó, M., Bernal-Delgado, E. y Grupo de Variaciones en la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (2010). Variabilidad en la utilización de los servicios de urgencias hospitalarios del Sistema Nacional de Salud. Gac Sanit. 24 (1), 6–12.

Perea-Milla, E., Marí, S., Rivas-Ruiz, F., Gallofré, A., Navarro, E., Navarro, M.A., et al., 2007. Estimation of the real population and its impact on the utilisation of healthcare services in Mediterranean resort regions: an ecological study. BMC Health Serv Res. 7, 13.

Petridou, E., Gatsoulis, N., Dessypris, N., Skalkidis, Y., Voros, D., Papadimitriou, Y., et al., 2000. Imbalance of demand and supply for regionalized injury services: a case study in Greece. Int J Qual Health Care 12 (2), 105-113.

Samoli, E., Nastos, P.T., Paliatsos, A.G., Katsouyanni, K., Priftis, K.N., 2011. Acute effects of air pollution on pediatric asthma exacerbation: evidence of association and effect modification. Environ Res. 111(3), 418-24.

Sims, C., 1980. Macroeconomics and Reality. Econometrica 48, 1-48.

Tribunal de Cuentas (2012). Informe de fiscalización de la gestión de las prestaciones de asistencia sanitaria derivadas de la aplicación de los reglamentos comunitarios y convenios internacionales de la Seguridad Social. Disponible en <<http://www.gerontomigracion.uma.es/v2/sites/default/files/usuarios/Informe-del-Tribunal-de-Cuentas-sobre-asistencia-sanitaria-a-extranjeros.pdf>>.

Wargon, M., Guidet, B., Hoang, T.D., Hejblum, G., 2009. A systematic review of models for forecasting the number of emergency department visits. Emerg Med J. 26 (6), 395-9.

Capítulo 4

Estacionalidad y turismo en atención primaria urgente. El caso de la isla de Mallorca



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

Resumen

La estacionalidad de las urgencias hospitalarias es un hecho reflejado ampliamente en la literatura. Sin embargo, se han publicado escasos trabajos respecto a la estacionalidad en contextos turísticos, especialmente en el ámbito de la atención primaria urgente. El objetivo de este capítulo es estudiar la estacionalidad de las urgencias de atención primaria en diferentes áreas de la isla de Mallorca, tanto en aquellas que disponen de un alto volumen turístico como en aquellas en que la actividad turística es escasa. Por ello se ha estimado un modelo lineal general compuesto por variables deterministas que capturan la estacionalidad y regresores periódicamente autoregresivos apropiados para corregir la autocorrelación residual. Los resultados muestran alta variabilidad estacional, ya que los notables incrementos de visitas urgentes durante el verano en las áreas turísticas de la isla coexisten con los descensos en el área no turística.

Abstract

Seasonality of hospital emergencies is a fact widely reflected in literature. However, few studies have been published on seasonality in the context of tourism, especially in the field of emergency primary care. The aim of this chapter is to study the seasonality of emergency primary care in different areas of the island of Mallorca, both those that have a high volume of tourism and those where tourism is scarce. For this I have estimated a general linear model composed of deterministic variables that capture seasonality and periodically autoregressive regressors appropriate to correct the residual autocorrelation. The results show high seasonal variability, since significant increases in emergency visits during the summer in the tourist areas of the island coexist with the declines in the non-tourist area.

4.1. Introducción

La estacionalidad de las urgencias hospitalarias es un hecho reflejado ampliamente en la literatura (Wargon et al., 2009). No solo es presente la estacionalidad diaria, al variar el nivel de actividad según la hora del día, sino también se constata estacionalidad semanal, anual y un diferente nivel de actividad durante los días festivos.

Se han publicado diversos trabajos analizando la estructura de las series temporales de urgencias. Estos artículos han estudiado tanto visitas por patologías o causas concretas (de tipo respiratorio (Rosychuk et al., 2011, Baibergenova et al., 2005), gripe (Moriña et al., 2011), a causa de violencia (Sivarajasingam et al 2002), torsión testicular (Grushevsky et al 2011) y neumonía (Lin et al 2009)), como también para el total de las urgencias.

Así, Martín y Cáceres (2005) proponen un método para aislar y describir las variaciones estacionales de alta frecuencia en un servicio de urgencias hospitalarias en Tenerife, Freemantle et al. (2012) observa que existe estacionalidad diaria en los hospitales de Inglaterra y lo relaciona con el riesgo de mortalidad, y Schweigler et al. (2009) investigan si los modelos estacionales de series temporales mejoran la predicción a corto plazo de la ocupación de camas en el servicio de urgencias respecto a los modelos de medias móviles. Por su parte, Wargon et al. (2010) muestra como usando variables estacionales y de calendario pueden modelizar el total de visitas diarias a urgencias en 4 hospitales de la área de París.

Dentro de la asistencia urgente, la atención primaria constituye un elemento notablemente importante, al ser una red de atención más próxima geográficamente al ciudadano. No obstante, en dicho ámbito se han publicado escasos artículos teniendo en cuenta la estacionalidad (Escarrabill et al. (2001) y Tornevi et al. (2015)).

Otra fuente de estacionalidad escasamente estudiada en la literatura de urgencias es la provocada por el turismo, especialmente en el ámbito de la atención primaria urgente, en donde tan solo se han elaborado algunos estudios de tipo descriptivo (Esteve et al. (2003) o Mahfouz y Hamid (1993)).

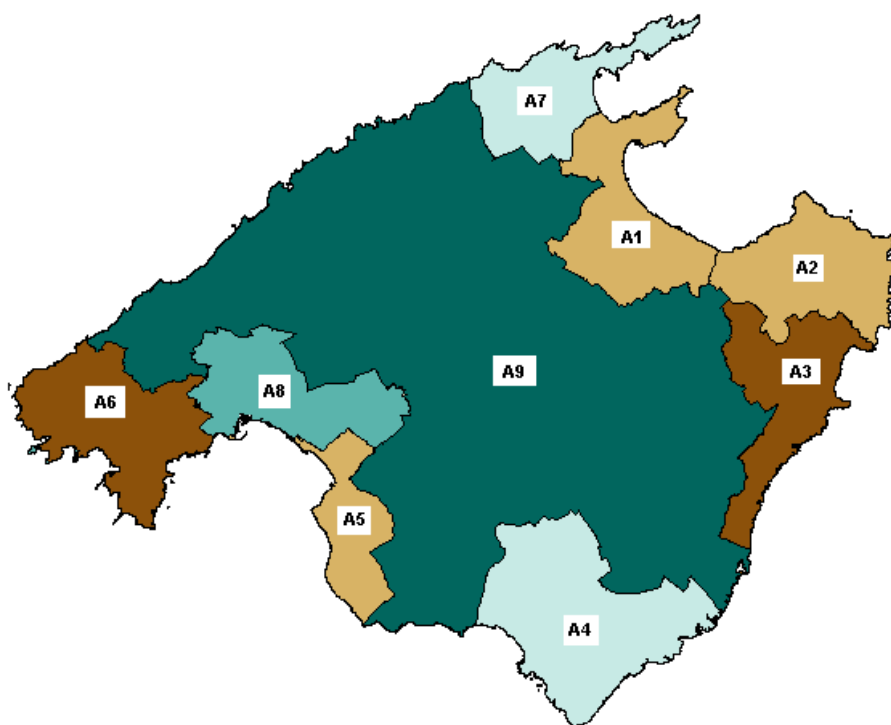
En este contexto, el objetivo de este capítulo es estudiar la estacionalidad de las urgencias de atención primaria en diferentes áreas, tanto en aquellas que disponen de un alto volumen turístico como en aquellas en que la actividad turística es escasa. Para ello, se ha elegido como caso de estudio la isla de Mallorca, en donde como se estimó en el capítulo 3 coexisten áreas con escaso impacto del turismo sobre las urgencias con otras con índices de impacto muy notables y caracterizadas también por una marcada estacionalidad a lo largo del año.

4.2. Datos y metodología

4.2.1 Datos

La isla de Mallorca, con una extensión total de 3.500 km², se puede dividir en 9 zonas según la importancia turística de cada una de ellas. En este estudio se ha analizado el número de visitas a urgencias en atención primaria para cada una de estas zonas, representadas en la Figura 4.1. El área A9 constituye el centro y norte de la isla y en ella, como se mostró en el capítulo 3, el efecto de la población turística sobre las visitas urgentes no es significativo, mientras que las áreas A8, A1, A2 y A3 son aquellas en que el impacto turístico es mayor, seguidas de las zonas A7, A4 y A5. En el área A8, donde se sitúa la capital de la isla, Palma, el impacto de la población turística, aunque significativo, es más moderado.

Figura 4.1. Mapa de las áreas analizadas

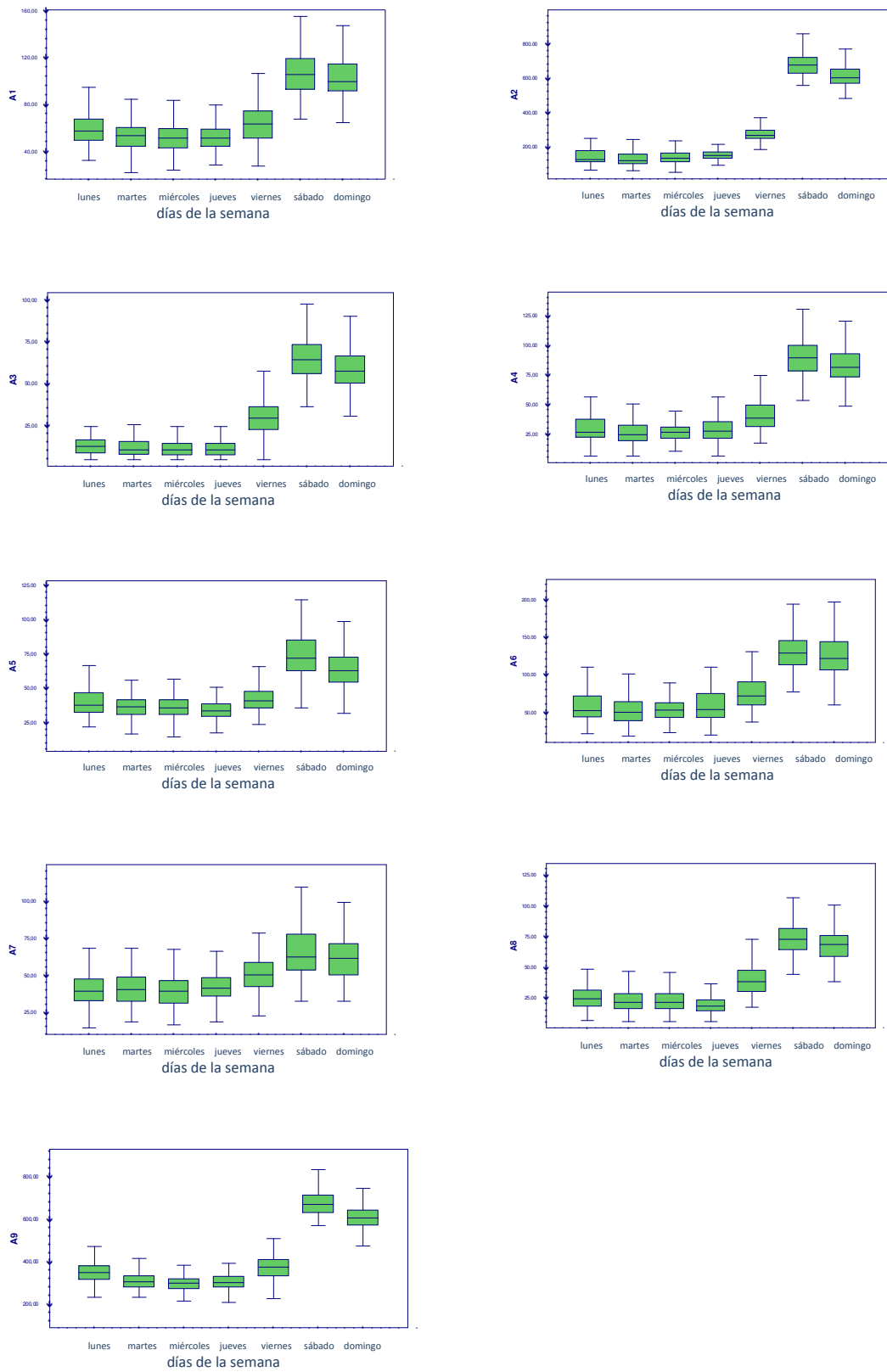


Nota: Cada una de las zonas incluye los siguientes PACs y SUAPs: zona A1 Alcúdia y Muro; zona A2 Artà y Capdepera; zona A3 Son Servera y Porto Cristo; zona A4 Santanyí y Campos; zona A5 es Trencadors; zona A6 Calvià y Andratx; zona A7 Pollença; zona A8 Escola Graduada, s'Escorxador, Son Pisà y es Pont d'Inca que corresponden a la ciudad de Palma y barrios adyacentes; zona A9 Binissalem, Esporles, Felanitx, Manacor, Migjorn, Sa pobla, Santa Maria, Sineu, Sóller, Vilafranca e Inca.

El número de visitas al médico en atención primaria urgente es registrado y recopilado por el IB-Salut. Dichos datos están disponibles para el periodo comprendido entre el 1 de Enero de 2009 y el 31 de Agosto de 2012. Las urgencias atendidas en atención primaria en Mallorca representan aproximadamente el 60% del total de urgencias asistidas en la isla.

Los centros de atención primaria urgente atienden a todas las demandas urgentes las 24 horas del día. En la mayoría de centros, todas las solicitudes se clasifican como urgentes de lunes a jueves durante el horario de 17:00 – 8:00, los viernes se clasifican como tales durante el horario de 14:00 – 8:00, y los fines de semana las 24 horas del día.

Figura 4.2. Diagramas de caja de las visitas urgentes para cada día de la semana en las 9 áreas analizadas. Medias del periodo 2009-2012



En la Figura 4.2 se exponen los datos para las 9 áreas de estudio en forma de diagramas de caja para los 7 días de la semana. Se observa como, de acuerdo con la clasificación de visita urgente que llevan a cabo los PACs, en los viernes pero sobretodo en los fines de semana las visitas urgentes son más numerosas en todas las áreas. Sin embargo, la dispersión es diferente entre áreas, siendo la zona A2 y A9 las que presentan menos variabilidad.

4.2.2 Metodología

El método estadístico usado en este trabajo es el modelo lineal general. Dado que, como se mostró en el capítulo 1, las series de urgencias de atención primaria de Mallorca son estacionarias en varianza en la que la fuente de no estacionariedad de las series analizadas es exclusivamente de tipo determinista y no estocástica, dichas series se pueden incorporar en el modelo sin ningún tipo de transformación.

Dicho modelo permite captar la estacionalidad determinista anual, a través de variables dicotómicas o ficticias, cuyos coeficientes asociados son de fácil interpretación. Aunque en el capítulo 1 y 2 de esta tesis se modelizó la estacionalidad determinista a partir de las variables de Fourier, Ghysels y Osborn (2001) mostraron como dicha estacionalidad puede ser modelizada equivalentemente a partir de variables ficticias.

Siguiendo la literatura (Batal et al., 2001 o Rostein et al., 1997), se han incluido como variables explicativas los días de la semana, los meses del año y los días de fiestas oficiales. También se incluye como covariable un índice de tendencia, para capturar la posible significatividad de la tendencia determinista de la serie. Las series temporales han sido filtradas de outliers mediante el procedimiento descrito por Haldrup et al. (2005).

Los datos presentan, además de estacionalidad mensual, una fuerte estacionalidad intrasemanal. Por ello, para corregir la posible autocorrelación de los residuos, se incluyen como regresores términos periódicamente autorregresivos (PAR) para cada uno de los días de la semana.

Como se mencionó en el capítulo 1 de dicha tesis, los modelos PAR, al permitir que los parámetros varíen para cada estación (en este caso, los días de la semana), son más versátiles que los modelos autoregresivos convencionales y son especialmente apropiados dada la estructura de datos de series de urgencias que se disponen, dado que como se ha comentado éstas varían según el día de la semana.

Con todo, el modelo se escribe de la siguiente manera:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{11} \beta_j M_j + \sum_{i=1}^6 \delta_i D_i + \sum_{r=1}^9 \lambda_r F_r + \gamma t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde α representa el término constante, β_j son los parámetros asociados a los meses del año (M_j) excepto el diciembre que se utiliza como término de referencia, δ_i son los parámetros que miden el efecto de los días de la semana (D_i) con el domingo como término de referencia, λ_r son los parámetros asociados a los 9 días festivos incluidos (F_r), γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista t . Por último, ε_{it} representa el término de perturbación que, como se ha comentado, se representa mediante un modelo PAR:

$$\varepsilon_{it} = \sum_{p=1}^P \sum_{i=1}^7 \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} \quad (2)$$

donde i representa el día de la semana, p el retardo del modelo PAR y ϕ_{ip} el coeficiente asociado para cada día de la semana y retardo de la perturbación aleatoria. Para obtener el orden de retardo del PAR del factor residual para cada regresión que modelizamos, en cada una de las áreas se usó el criterio de Akaike (AIC). También se utilizaron dichos criterios para

decidir si se incluían interacciones al modelo, en especial interacciones entre los días de la semana y los meses del año.

4.3. Resultados y discusión

4.3.1. Estacionalidad

Se estima que existe un notable componente determinista en las visitas a urgencias de atención primaria en las 9 áreas de Mallorca, puesto que se consigue explicar entre el 63% (zona A3) y el 87% (zona A8) de su variabilidad total (Tabla 4.1).

Este comportamiento determinista es mayoritariamente de tipo estacional. En primer lugar, respecto a la estacionalidad anual, en todas las áreas, excepto en Palma (A8) y la zona del interior y norte (A9), se estima un aumento significativo de actividad durante los meses de verano, con el mes de agosto siempre como el mes con más visitas, seguido del mes de julio.

Considerando el incremento porcentual entre, por una parte, los coeficientes de la regresión asociados en julio ($\hat{\delta}_{jul}$) y agosto ($\hat{\delta}_{ago}$) y, por la otra, la estimación de diciembre que viene dada por la media semanal de la constante estimada (\hat{cnst}'), el cálculo de la expresión

$$\frac{100 \cdot (\hat{\delta}_{jul} + \hat{\delta}_{ago})}{2 \cdot \hat{cnst}'} \% \text{ muestra la estacionalidad anual entre áreas.}$$

La fuerte estacionalidad que se constata en estas áreas no se aprecia en otros centros estudiados como en los situados en Salt Lake City (Jones et al., 2008) o Paris (Wargon et al. 2010). El turismo constituye, por tanto, un elemento determinante en la actividad de urgencias de atención primaria en buena parte de la isla de Mallorca.

Tabla 4.1. Estimaciones de las regresiones de las áreas analizadas

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
Constante	89,073 ***	63,207 ***	50,298 ***	80,517 ***	56,904 ***	127,024 ***	64,638 ***	617,817 ***	626,731 ***
Enero	3,066	-1,299	3,075 *	-2,606	-5,760	0,592	-2,569	-4,410	-12,549
Febrero	2,378	-0,414	0,658	-4,362 *	-2,560	2,313	-3,785 *	-40,003 ***	-23,948 **
Marzo	-0,426	-3,531 *	1,188	-3,841 *	0,464	3,191	-2,951	-49,627 ***	-34,249 ***
Abril	6,939 ***	1,200	4,140 **	-0,515	2,464	8,665 **	-0,110	-28,796 *	-14,158
Mayo	8,835 ***	-4,244 *	6,097 ***	-1,898	-0,390	6,665 *	-3,130 *	-48,280 ***	-32,891 ***
Junio	11,430 ***	0,021	8,903 ***	-1,243	0,228	18,216 ***	-2,274	-39,431 ***	-64,144 ***
Julio	18,957 ***	9,253 ***	17,364 ***	8,848 ***	7,540 ***	39,586 ***	6,255 ***	1,510	-52,493 ***
Agosto	20,419 ***	15,751 ***	24,701 ***	12,627 ***	9,688 ***	43,308 ***	12,993 ***	2,792	-47,418 ***
Septiembre	7,980 ***	1,734	13,903 ***	-3,103	3,043 *	8,098 **	-3,734 *	-33,506 **	-61,782 ***
Octubre	10,070 ***	2,733	7,723 ***	0,623	0,564	6,219	-2,490	-10,584	-22,593 *
Noviembre	-0,432	-4,145 *	-1,407	-5,550 **	-2,269	-5,691	-4,951 **	-48,096 ***	-59,225 ***
Diciembre	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF
Lunes	-40,845 ***	-38,887 ***	-20,657 ***	-50,684 ***	-41,451 ***	-66,748 ***	-22,809 ***	-428,688 ***	-238,388 ***
Martes	-48,702 ***	-43,820 ***	-20,973 ***	-55,489 ***	-43,968 ***	-86,514 ***	-26,791 ***	-461,821 ***	-293,182 ***
Miércoles	-50,476 ***	-43,466 ***	-22,027 ***	-54,840 ***	-45,165 ***	-83,241 ***	-26,726 ***	-456,486 ***	-304,925 ***
Jueves	-49,856 ***	-46,632 ***	-20,098 ***	-53,277 ***	-44,497 ***	-80,919 ***	-29,336 ***	-444,174 ***	-298,105 ***
Viernes	-39,004 ***	-27,947 ***	-11,577 ***	-41,683 ***	-28,256 ***	-55,014 ***	-21,901 ***	-328,197 ***	-227,634 ***
Sábado	3,912 **	5,836 ***	4,677 ***	7,856 ***	5,874 ***	10,496 ***	9,879 ***	69,731 ***	70,371 ***
Domingo	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF	REF
1 de Enero	-4,608	-2,201	-5,390	-0,323	-28,092 ***	-22,554	0,969	94,356 *	0,902
1 de Marzo	21,535 **	19,364 ***	-1,004	17,301 **	14,486 **	23,806 *	22,512 ***	196,221 ***	121,283 ***
Jueves santo	38,432 ***	36,453 ***	14,426 **	46,756 ***	37,484 ***	49,652 ***	22,322 ***	422,690 ***	272,848 ***
Viernes santo	38,787 ***	35,211 ***	20,863 ***	43,062 ***	30,498 ***	50,099 ***	18,460 **	361,646 ***	225,301 ***
1 de Mayo	-5,998	-6,559	-0,566	7,677	-0,823	11,277	-4,761	160,884 ***	52,694
1 de Noviembre	26,190 **	29,041 ***	12,161 *	36,007 ***	28,860 ***	45,555 ***	7,716	360,277 ***	245,127 ***
6 de Diciembre	44,934 ***	41,469 ***	16,080 **	56,472 ***	41,147 ***	88,675 ***	32,179 ***	527,721 ***	333,301 ***
8 de Diciembre	42,924 ***	59,453 ***	15,143 **	64,486 ***	41,907 ***	109,280 ***	42,240 ***	504,808 ***	404,372 ***
25 de Diciembre	45,359 ***	47,054 ***	29,112 ***	48,666 ***	31,340 ***	73,122 ***	23,797 ***	424,681 ***	336,495 ***
Tendencia	0,007 ***	0,003 ***	0,005 ***	0,002	0,000	0,007 ***	-0,002 *	0,014 *	0,018 ***
ϕ_{11}	0,055	0,024	0,043	0,137 *	-0,078	-0,070	0,043	-0,125	-0,001
ϕ_{21}	0,176 **	0,057	0,314 ***	0,155 **	0,069	0,097	0,091	0,065	0,118 *
ϕ_{31}	0,266 **	0,309 ***	0,172 *	0,203 *	0,154	0,367 ***	0,158	0,153	0,223 *
ϕ_{41}	0,076	0,178 *	0,187 *	0,103	0,133	0,161	0,146	0,185 *	0,269 **
ϕ_{51}	0,225 **	0,020	0,218 **	0,342 ***	0,280 **	0,154	0,551 ***	0,103	0,471 ***
ϕ_{61}	0,171 *	0,034	0,075	0,155	0,220 **	0,376 ***	0,231 **	0,505 ***	0,249 **
ϕ_{71}	0,318 ***	0,493 ***	0,398 ***	0,372 ***	0,635 ***	0,515 ***	0,250 ***	0,529 ***	0,615 ***
ϕ_{12}	0,253 ***	0,390 ***	-0,014			0,372 ***	0,064	0,152	0,433 ***
ϕ_{22}	0,029	0,014	-0,043			-0,063	-0,024	-0,001	0,014
ϕ_{32}	-0,023	0,088	0,143 *			0,007	0,080	0,032	0,026
ϕ_{42}	0,124	0,280 **	0,240 **			0,082	-0,062	0,108	0,239 *
ϕ_{52}	0,074	0,193 **	-0,024			-0,016	0,121	0,041	0,004
ϕ_{62}	0,175 *	0,130	-0,051			0,084	0,359 ***	0,250 **	0,311 ***
ϕ_{72}	0,158 *	0,108	-0,023			0,132	0,230 **	-0,027	0,204 **
ϕ_{13}	-0,027						-0,021	0,008	
ϕ_{23}	0,046						0,024	-0,016	
ϕ_{33}	0,017						0,023	0,014	
ϕ_{43}	0,133 *						0,009	0,037	
ϕ_{53}	-0,066						0,096	0,019	
ϕ_{63}	0,048						-0,108	-0,254 **	
ϕ_{73}	-0,107						-0,154	0,138	
R ² ajustado	0,740	0,774	0,632	0,806	0,786	0,802	0,669	0,871	0,853
F-estadístico	80,246 ***	112,707 ***	57,012 ***	164,298 ***	145,369 ***	107,456 ***	57,282 ***	188,032 ***	189,852 ***
Durbin-Watson	1,994	1,995	2,004	2,008	2,020	1,974	1,991	2,001	1,990
Breusch-Godfrey	1,872	1,563	1,477	1,233	1,755	1,122	1,965	1,845	1,443
AIC	8,164	7,803	7,517	8,000	7,709	8,952	7,640	11,752	11,148
<i>cnst</i> †	56,934	35,362	37,347	45,071	28,695	75,318	47,826	325,155	442,179

*** Significativo al 99,9%, ** Significativo al 99%, * Significativo al 95%

La *cnst* † representa la media semanal de la Constante

El Breusch-Godfrey test se presenta incluyendo 7 retardos de residuos. Incluyendo menos retardos, el resultado del test es también no significativo y por tanto hay evidencia de no correlación residual.

Por el contrario, la zona A9, con escaso impacto turístico, presenta un descenso de actividad durante los meses de julio-agosto con respecto a diciembre, concretamente del 11,3%. Estos resultados en el área interior coinciden con otros estudios llevados a cabo en la literatura en el que se observa una disminución de actividad especialmente en el mes de agosto atribuible a una menor frecuentación por parte de la población permanente debido al efecto vacacional (Wargon et al., 2010).

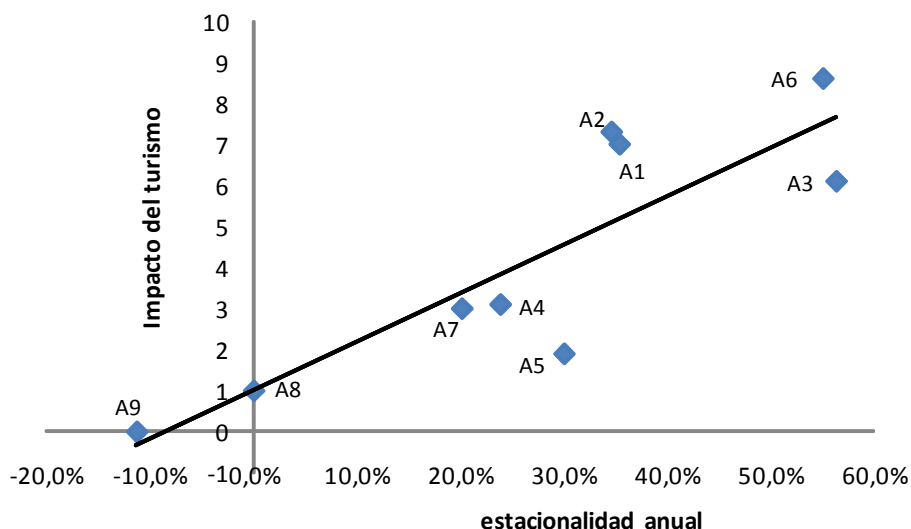
Sin embargo, la disminución de actividad durante los meses más calurosos del año en el área A9 es ligeramente menos acusada que en los meses de junio y septiembre, lo que podría indicar que en julio-agosto existe también en esta zona cierta actividad estacional turística.

En A8 (Palma) no se observan diferencias significativas en julio-agosto respecto a diciembre, probablemente por el hecho de que la disminución de la frecuentación en verano por parte de la población permanente es compensada por las visitas provocadas por la afluencia turística.

Por tanto, dentro de la misma isla se observa una gran variabilidad estacional según la zona de que se trate. Precisamente, la variabilidad entre áreas de una misma comunidad autónoma utilizando datos anuales observada en la literatura (Peiró et al., 2010), se podría explicar en parte por las diferencias de estacionalidad que existen en muchas zonas de España debida al fenómeno turístico.

En todo caso, la estacionalidad anual estimada en las regresiones para cada una de las áreas coincide a grandes rasgos con el impacto turístico estimado sobre las urgencias en el capítulo 3 (Figura 4.3). Es decir, la estacionalidad de las visitas urgentes se asocia inequívocamente al turismo.

Figura 4.3. Estacionalidad anual e impacto del turismo



Nota: El impacto del turismo se calcula a partir del impacto de visitas urgentes debido a la población turística, teniendo en cuenta la población permanente de cada área y considerando como base el área A8 (véase capítulo 3).

Por su parte, respecto a la estacionalidad semanal, las estimaciones muestran como en domingo y especialmente en sábado acuden significativamente más visitas a la atención urgente que durante los días laborables. Ello se explica, por una parte, a que todos los centros de salud y las unidades básicas de salud están cerrados los fines de semana excepto los centros de atención urgente (PACs). Por la otra parte, en dichos PACs se clasifican como urgentes todas las visitas durante las 24 horas durante los fines de semana, sean éstas objetivamente urgentes o no, cuando en los días laborables se puede acudir mediante cita previa programada.

Asimismo, acuden significativamente más visitas durante los festivos, hecho constatado en la literatura (Wargon et al., 2010), excepto los festivos de 1 de enero y 1 de mayo en que el impacto en general deja de ser significativo.

La utilización de las estimaciones efectuadas por parte de los gestores para los diferentes meses del año y por días de la semana son esenciales para llevar a cabo una adecuada

planificación de las necesidades de recursos e infraestructuras sanitarias, pudiendo asignar más eficientemente el número de profesionales y material necesarios en cada época del año para atender a la población turística.

4.3.2. Estimación

Las regresiones efectuadas explican la mayor parte de la variabilidad del número de urgencias en cada una de las zonas, siendo su R^2 -ajustado más alto o igual a otras estimaciones llevadas a cabo en la literatura (Wargon et al., 2009).

En este capítulo se tratan series temporales cuya estacionariedad se ha contrastado previamente (veáse capítulo 1). La estacionariedad es una condición fundamental que debe cumplir la serie, dado que si en realidad la serie es no estacionaria los resultados de la regresión pueden ser espurios, lo que implicaría estimaciones sesgadas e inconsistentes. Sin embargo, a menudo la estacionariedad de las series se supone y no se contrasta (Wargon et al., 2009).

La incorporación en la regresión de variables PAR permite corregir la autocorrelación residual de la manera efectiva, dado que el test de correlación serial de Breusch-Godfrey ((Godfrey, 1978) o (Breusch, 1979)) indica ausencia de autocorrelación residual. Los modelos autorregresivos (AR) introducidos para corregir la autocorrelación en la literatura (Jones et al., 2008) son más restrictivos que los PAR y no permitieron, en nuestro caso, corregir la fuerte estacionalidad semanal que presentan los datos. Dado que la literatura ha mostrado que los datos de visitas a urgencias presentan una significativa estacionalidad semanal, se podrían usar los modelos PAR para corregir más adecuadamente la autocorrelación residual en futuros trabajos.

Por otra parte, cabe destacar que no se incluyeron variables meteorológicas puesto que estudios previos muestran como añadir las no mejora el modelo significativamente (Jones et al. (2008), McCarthy et al. (2008), Marcilio et al. (2013)). Además, en nuestro estudio las condiciones meteorológicas son las mismas o prácticamente las mismas de acuerdo con la proximidad de cada una de las zonas entre sí al estar situadas en una isla de relativamente pequeñas dimensiones.

La metodología del modelo lineal general no es el único método usado en este tipo de investigación. Sin embargo, el modelo lineal general es el recomendado en la literatura cuando el objetivo es permitir que los resultados estimados sean fácilmente interpretables (Wargon et al. 2010).

Con todo, el análisis de áreas pequeñas como el llevado a cabo en este capítulo es un método apropiado para el estudio de los efectos estacionales en las visitas urgentes (Matter-Walstra, 2006). Al tratar todo el espectro de atención primaria urgente insular, las estimaciones derivadas de las regresiones pueden ser usadas para predecir la necesidad de recursos para los diferentes días del año, y tener en cuenta las necesidades de atención de la actividad turística.

De esta manera, los gestores podrían asignar más eficientemente el número de profesionales y material necesarios en cada época del año para atender a la población turística. En este sentido, Ong et al. (2009) utilizan la información respecto a su estudio sobre los comportamientos estacionales en la frecuentación a urgencias de los hospitales de Singapur para asignar eficientemente el número de doctores de tal manera que el tiempo de espera sea mínimo.

Sin embargo, en el análisis efectuado no ha sido posible utilizar las visitas urgentes por diagnóstico, puesto que esta información no está codificada. Tampoco está disponible la

información relacionada con la residencia de los individuos. Sin duda, la disponibilidad de dichas variables hubiese permitido estudiar la estacionalidad de las patologías y relacionarlas con el turismo.

4.4. Conclusiones

En este capítulo, se ha aplicado un modelo lineal general construido a partir de variables deterministas para estudiar la estacionalidad de las urgencias de atención primaria en diferentes áreas de la isla de Mallorca.

Previamente se había estimado que las series a estudiar son estacionarias. Sin embargo, el análisis de estacionariedad de las series temporales a menudo no se lleva a cabo en la literatura de urgencias, lo que puede acarrear regresiones con estimaciones inconsistentes y, por tanto, la incorrección de los resultados obtenidos y de los hallazgos que deriven de ellos.

La incorporación en la regresión de variables periódicamente autorregresivas permite mejorar el ajuste del modelo y sobretodo corregir la autocorrelación residual de mejor manera que los modelos autorregresivos convencionales, dada la fuerte estacionalidad intrasemanal que presentan los datos.

Los resultados muestran como en 7 de las 9 áreas analizadas de Mallorca existe una notable estacionalidad anual con un aumento, dependiendo de la zona, de entre el 20,1% y el 56,3% de las visitas urgentes durante los meses de julio y agosto. Estos aumentos contrastan con el descenso del 11,3% en el área interior y norte, y por el nulo crecimiento en la ciudad de Palma.

Por tanto, dentro de la misma isla se observa alta variabilidad estacional.

La notable estacionalidad en la mayoría de las zonas analizadas es debida al turismo, dado que la amplitud del impacto turístico sobre las urgencias para cada área estimada en el capítulo 3 se relaciona intensamente con la estacionalidad anual estimada a partir de las regresiones efectuadas.

Las estimaciones derivadas de las regresiones, al cubrir todo el espectro de atención primaria urgente insular, pueden ser usadas para predecir la necesidad de recursos para los diferentes días del año, teniendo en cuenta las necesidades de atención de la actividad turística.

4.5. Bibliografía

Baibergenova, A., Thabane, L., Akhtar-Danesh, N., Levine, M., Gafni, A., Moineddin, R., et al., 2005. Effect of gender, age, and severity of asthma attack on patterns of emergency department visits due to asthma by month and day of the week. *J Epidemiol.* 20 (11), 947-56.

Batal, H., Tench, J., McMillan, S., Adams, J., Mahler, P.S., 2001. Predicting patient visits to an urgent care clinic using calendar variables. *Acad Emerg Med.* 8 (1), 48-53.

Breusch, T.S., 1979. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Aust. Econom. Pap.* 17, 334-55.

Escarrabill, J., Corbella, X., Salazar, A., Sánchez, J.L., 2001. Los colapsos de los servicios de urgencias durante el invierno. *Aten Primaria.* 27, 137-40.

Esteva, M., Tamborero, G., Arias, A., Seguí, M., Llobera, J., 2003. Utilización de servicios sanitarios públicos por la población flotante en Mallorca. *Rev. Adm. Sanit.* 1 (3), 441-56.

Freemantle, N., Richardson, M., Wood, J., Ray, D., Khosla, S., Shahian, D., et al., 2012. Weekend hospitalization and additional risk of death: An analysis of inpatient data. *J R Soc Med.* 105, 74-84.

Ghysels, E., Osborn, D.R., 2001. *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series.* Cambridge University Press, Cambridge.

Godfrey, L.G., 1978. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46, 1293-302.

Grushevsky, A., Allegra, J.R., Eskin, B., McCarthy, C., 2011. The seasonality of testicular torsion. *Pediatr Emerg Care.* 27 (12), 1146-7.

Haldrup, N., Montañes, A., Sansó, A., 2005. Measurement Errors and Outliers in Seasonal Unit Root Testing. *Journal of Econometrics* 127, 103-128.

Jones, S.S., Thomas, A., Evans, R.S., Welch, S.J., Haug, P.J., Snow, G.L., 2008. Forecasting daily patient volumes in the emergency department. *Acad Emerg Med.* 15 (2), 159-70.

Lin, H.C., Lin, C.C., Chen, C.S., 2009. Seasonality of pneumonia admissions and its association with climate: an eight-year nationwide population-based study. *Chronobiol Int.* 26 (8), 1647-59.

Mahfouz, A.A.R, Hamid A.M., 1993. An epidemiologic study of primary health care service utilization of summer visitors to Ahba Asir, Saudi Arabia. *J Community Health* 18, 121-5.

Marcilio, I., Hajat, S., Gouveia, N., 2013. Forecasting daily emergency department visits using calendar variables and ambient temperatures readings. *Acad Emerg Med.* 20, 769-77.

Martín Rodríguez, C.G., Cáceres Hernández, J.J., 2005. Un método de obtención del patrón estacional de frecuentación de un servicio de urgencias hospitalario. *Rev Esp de Salud Pública* 79 (1), 5-15.

Matter-Walstra, K., Widmer, M., Busato, A., 2006. Seasonal variation in orthopedic health services utilization in Switzerland: The impact of winter sport tourism. *BMC Health Serv Res.* 6, 25.

Moriña, D., Puig, P., Ríos, J., Vilella, A., Trilla, A., 2011. A statistical model for hospital admissions caused by seasonal diseases. *Stat Med.* 30 (26), 3125-36.

Ong, M.E., Ho, K.K., Tan, T.P., Koh, S.K., Almuthar, Z., Overton, J., et al.. (2009). Using demand analysis and system status management for predicting ED attendances and rostering. *Am J Emerg Med.* 27 (1), 16–22.

Peiró, S., Libroero, J., Ridao, M., Bernal-Delgado, E. y Grupo de Variaciones en la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (2010). Variabilidad en la utilización de los servicios de urgencias hospitalarios del Sistema Nacional de Salud. *Gac Sanit.* 24 (1), 6–12.

Rostein, Z., Wilf-Miron, R., Lavi, B., Shahar, A., Gabbay, U., Noy, S., 1997. The dynamics of patient visits to a public hospital ED: a statistical model. *Am J Emerg Med.*, 15(6), 596-9.

Rosychuk, R.J., Klassen, T.P., Voaklander, D.C., Senthilselvan, A., Rowe, B.H., 2011. Seasonality patterns in croup presentations to emergency departments in Alberta, Canada: a time series analysis. *Emerg Care.*, 27 (4), 256-60.

Schweigler, L.M., Desmond, J.S., McCarthy, M.L., Bukowski, K.J., Ionides, E.L., Younger, J.G., 2009. Forecasting models of emergency department crowding. *Emerg Med.* 16 (4), 301-8.

Sivarajasingam, V., Shepherd, J., Matthews, K., Jones, S., 2002. Trends in violence in England and Wales 1995-2000: an accident and emergency perspective. *J Public Health Med.* 24 (3), 219-26.

Tornevi, A., Barregard, L., Forsberg, B., 2015. Precipitation and primary health care visits for gastrointestinal illness in Gothenburg, Sweden. PLoS one 10 (5), e0128487.

Wargon, M., Guidet, B., Hoang, T.D., Hejblum, G., 2009. A systematic review of models for forecasting the number of emergency department visits. Emerg Med J. 26 (6), 395-9.

Wargon, M., Casalino, E., Guidet, B., 2010. From model to forecasting: a multicenter study in emergency departments. Acad Emerg Med. 17 (9), 970-8.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

III. CONCLUSIONES GENERALES Y RECOMENDACIONES



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

1. El enfoque estadístico-econométrico de los modelos periódicamente autorregresivos (PAR), hasta la fecha no utilizado en la literatura de urgencias, ha permitido capturar adecuadamente la evolución del número de visitas urgentes de las islas analizadas (Mallorca, Menorca y Eivissa-Formentera), tanto en atención primaria como en hospitalaria.
2. La estacionalidad semanal, intrínseca en todas las series temporales de visitas urgentes, se ha podido modelizar de forma *natural* con los PAR, al poder asignar a cada día de la semana una estación diferente (representados mediante vectores de días). De esta manera, los parámetros estimados son versátiles, diferentes por cada día de la semana. Este resultado no hubiese sido posible conseguirlo con los modelos convencionales no periódicos (ARIMA o SARIMA), ya que imponen la restricción de que la relación entre periodos o estaciones sea la misma.
3. El análisis de estacionariedad de las series temporales a menudo no se lleva a cabo en la literatura de urgencias, lo que puede acarrear regresiones con estimaciones inconsistentes y, por tanto, la incorrección de los resultados obtenidos y de los hallazgos que deriven de ellos.
4. El enfoque PAR, utilizando la representación VAR en forma de mecanismo de corrección del error y controlando por los efectos deterministas y de calendario, ha posibilitado contrastar si cada una de las series de urgencias son o no integradas de tipo periódico o no periódico.
5. Las series de Eivissa-Formentera, tanto de atención primaria como de hospitalaria, son periódicamente integradas, con lo que *shocks* exógenos provocarán cambios permanentes en cada uno de los vectores de días de la semana y tendrán un impacto diferente en cada uno de ellos, aunque seguirán la misma trayectoria a largo plazo. Con la aplicación de modelos SARIMA se hubiese catalogado erróneamente las series no estacionarias como estacionalmente integradas.

6. Las series no estacionarias de Eivissa-Formentera coinciden con una escasa implantación de centros médicos privados que atienden urgencias, por lo que los *shocks* tienen que ser absorbidos por la infraestructura pública.

7. Por el contrario, aquellas series de urgencias de titularidad pública que son estacionarias en Balears (localizadas en Mallorca y en Menorca), coexisten con una notable presencia de infraestructura privada. Por tanto, *shocks* en dichas series pueden ser reorientados a medio o largo plazo hacia centros de titularidad privada y, probablemente por ello, los efectos de dichos *shocks* tan solo son de tipo transitorio.

8. Un mismo *shock* o una misma política provocan efectos diferentes en los territorios o niveles que componen un mismo sistema de salud. La gestión, por tanto, debe ser distinta en cada uno de ellos.

9. La disponibilidad de un vector de población real, que incluye tanto a la población turística como a la permanente, ha posibilitado estudiar de manera directa la relación entre el turismo y los servicios de urgencias.

10. Las estimaciones efectuadas muestran como la población turística es un indicador básico a la hora de ajustar el número de visitas urgentes, y no solo la propia estructura univariante de la serie o los factores deterministas que tiene asociados.

11. En aquellas series de urgencias no estacionarias, la población turística determina a largo plazo el número de visitas urgentes (existe cointegración entre ambas series), por lo que *shocks* en los niveles de población provocarán efectos permanentes sobre las mismas. Hasta la fecha no se había estudiado en la literatura la posible cointegración entre el número de urgencias y un vector demográfico.

12. La estimación de impacto del turismo sobre las urgencias también es novedosa. Prácticamente no hay trabajos destinados a ello. Ninguno mediante la aplicación de los modelos VAR, tampoco ninguno con datos de base diaria.

13. El impacto estimado de la población turística sobre las urgencias hospitalarias de titularidad pública alcanza el 6,0% del total de visitas en Mallorca, el 12,5% en Menorca y el 26,3% en Eivissa-Formentera. El impacto sobre las urgencias en atención primaria es del 8,1% en Mallorca, 15,3% en Menorca y 31,4% en Eivissa-Formentera.

14. La cuantificación del impacto turístico es fundamental a la hora de comparar actividad y recursos per cápita de los servicios de urgencia entre comunidades autónomas o áreas de una misma comunidad autónoma. Tener en cuenta tan solo los ratios por persona residente cuando se comparan territorios con diferente presencia turística sería incompleto y podrían llevar a conclusiones incorrectas.

15. Las estimaciones de impacto de la población turística y permanente sobre las urgencias pueden servir de base para llevar a cabo predicciones de utilización de la atención urgente diferenciando entre un colectivo y otro.

16. El sistema de urgencias de Balears es altamente heterogéneo, no solo en lo que respecta al diferente impacto turístico por islas y áreas, sino también por la absorción de la demanda entre centros de titularidad pública y privada, y por la distinta estructura entre los niveles de primaria y hospitalaria.

17. En las diferentes áreas de Mallorca, las estimaciones de impacto sobre las visitas urgentes de atención primaria son altamente variables, debido a la diferente importancia turística de cada una de las zonas. En la mayoría de las zonas costeras el impacto es notablemente superior al de la capital Palma y, en cambio, en el área centro de la isla el efecto de la población turística sobre las visitas urgentes no es significativo.

18. En 7 de las 9 áreas geográficas analizadas de Mallorca existe una notable estacionalidad anual de la atención primaria urgente pública con un aumento, dependiendo de la zona, de entre el 20,1% y el 56,3% de las visitas urgentes durante los meses de julio y agosto. Estos aumentos contrastan con el descenso del 11,3% en el área interior.

19. El impacto estacional del turismo sobre las urgencias es especialmente elevado en Eivissa-Formentera, tanto en atención hospitalaria como en atención primaria, donde en julio y agosto las visitas provocadas por el turismo superan las provocadas por la población permanente.

20. La utilización de las estimaciones efectuadas por parte de los gestores para los diferentes meses del año y por días de la semana son esenciales para llevar a cabo una adecuada planificación de las necesidades de recursos e infraestructuras sanitarias, pudiendo asignar más eficientemente el número de profesionales y material necesarios en cada época del año para atender a la población turística.

21. La flexibilidad para la contratación de profesionales, para que éstos se adapten al volumen de pacientes y a sus características en cada época del año, pueden ser claves en las regiones turísticas, no solo por optimizar los recursos existentes, sino también para la adecuada calidad asistencial en la prestación de estos servicios que permite a largo plazo fortalecer la demanda turística.

22. Los mayores costes de congestión en la prestación de asistencia sanitaria urgente debidos al turismo, podrían ser en parte mitigados repercutiendo adecuadamente los costes directos de provisión del servicio al colectivo turístico, lo que permitiría que el coste de capacidad adicional se repartiera entre más individuos.

23. Los costes directos de la provisión del servicio sanitario a la población turística por la vía urgente se aproximan a un total de 44,3 millones de euros anuales, lo que representa el 3,8% del gasto total en sanidad pública en la comunidad.

24. Los sistemas de información en el ámbito de las urgencias son muy mejorables en relación a recoger el fenómeno turístico. La Encuesta de Morbilidad Hospitalaria no registra adecuadamente el lugar de residencia del paciente y como resultado se infraregistra el número de extranjeros. El Conjunto Mínimo de Bases de Datos estatal no tiene como campo obligatorio a cumplimentar la información por nacionalidad.

25. La información acerca de la actividad de urgencias privada es escasa. Solo existe información anual publicada acerca de la atención hospitalaria, pero no se disponen de datos respecto a su actividad a lo largo de las diferentes épocas del año. Respecto a los establecimientos privados de atención primaria, no hay disponible ningún tipo de información de su actividad.



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

ANEXOS



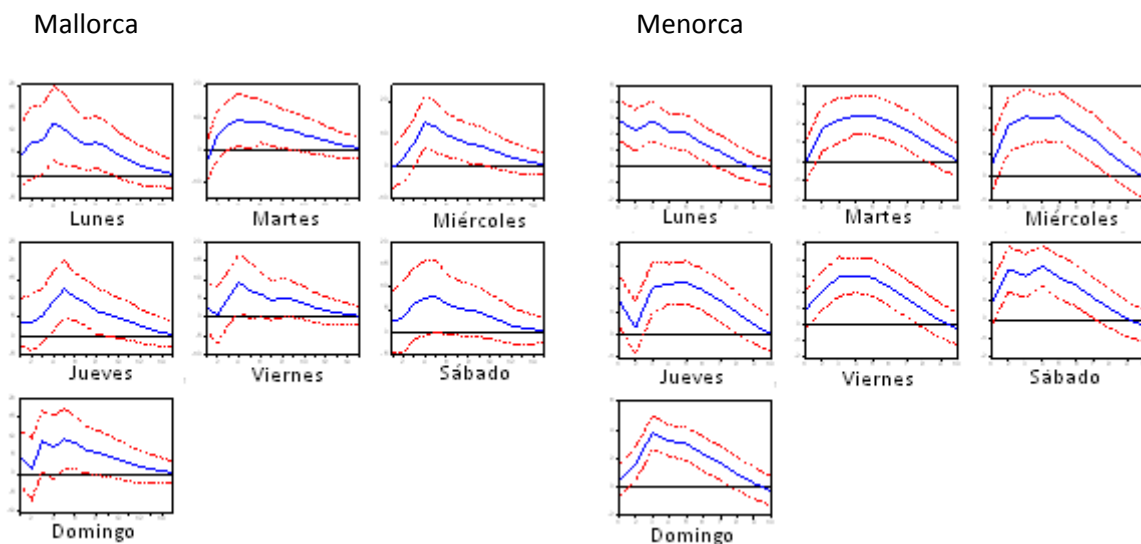
UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

ANEXO 1. TABLAS Y GRÁFICOS SUPLEMENTARIOS AL CAPÍTULO 3

Tabla A1.1. Multicolinealidad entre la tasa de crecimiento del IPH (Δx_t) y las variables de Fourier (SDi).

Regresión por mínimos cuadrados ordinarios.

	Variable dependiente: Δx_t Mallorca		Variable dependiente: Δx_t Menorca		Variable dependiente: Δx_t Eivissa-Formentera	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
SD1	0.000369	0.0286	0.001727	0.0000	0.000555	0.0761
SD2	0.000404	0.0164	-0.000734	0.0428	0.000399	0.2003
SD3	0.000572	0.0007	-0.000348	0.3339	0.000204	0.5109
SD4	0.001429	0.0000	0.004424	0.0000	0.004118	0.0000
SD5	-0.000134	0.4245	-0.000840	0.0206	0.000116	0.7090
SD6	0.003082	0.0000	0.004867	0.0000	0.006003	0.0000
SD7	-0.000937	0.0000	-0.000656	0.0703	-0.001448	0.0000
SD8	-0.000903	0.0000	-0.000149	0.6807	-0.000308	0.3233
SD9	-0.001764	0.0000	-0.003317	0.0000	-0.003761	0.0000
SD10	0.000196	0.2430	0.001318	0.0003	0.000306	0.3253
SD11	0.000371	0.0280	-0.001475	0.0001	-0.001192	0.0002
SD12	-5.75E-05	0.7324	-0.001727	0.0000	-0.000852	0.0069
C	5.32E-05	0.6538	3.20E-05	0.9003	8.89E-05	0.6870
R-cuadrado ajustado	0.701883		0.663668		0.742451	

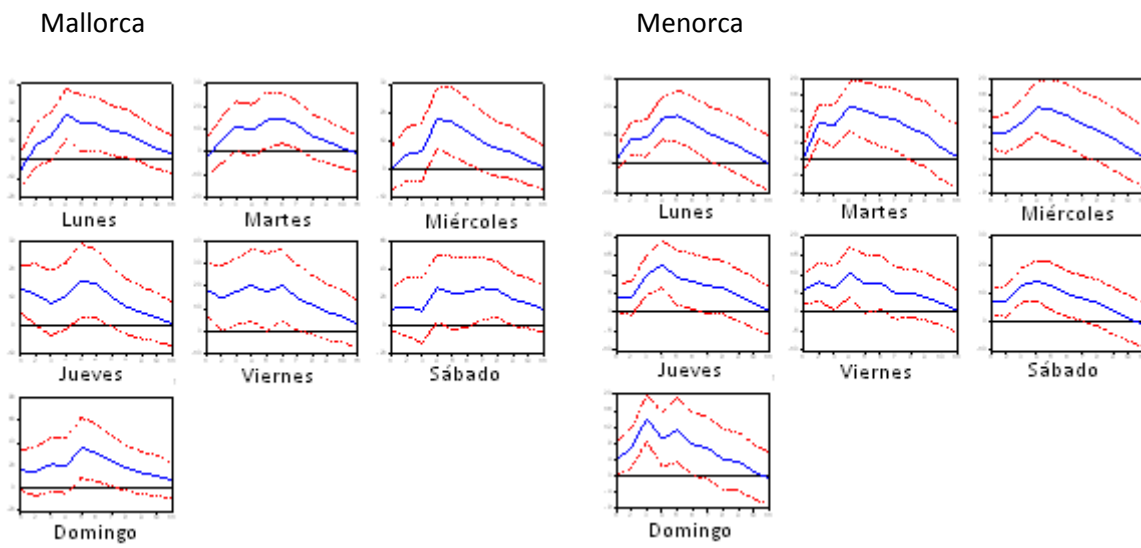
Figura A1.1. Funciones Impulso-Respuesta para cada periodo en hospitalaria. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.

Eje vertical: número de visitas a urgencias provocadas por la población turística

Eje horizontal: periodos

--- bandas de confianza construidas como 2 veces la desviación estándar

Figura A1.2. Funciones Impulso-Respuesta para cada periodo en primaria. Impacto de un aumento de 1 desviación estándar de la población turística sobre el número de visitas urgentes.



Eje vertical: número de visitas a urgencias provocadas por la población turística

Eje horizontal: periodos

----- bandas de confianza construidas como 2 veces la desviación estándar

ANEXO 2: MODELOS PERIÓDICOS AUTORREGRESIVOS Y COINTEGRACIÓN PERIÓDICA

A2.1. Modelos periódicos autorregresivos

Los modelos periódicos autorregresivos (PAR) constituyen la base metodológica sobre la cual se ha llevado a cabo el presente trabajo. En este tipo de modelos se permite que los coeficientes cambien con las estaciones del año. Por ejemplo, un proceso determinista estacional $y_{s\tau}$ con término de perturbación $\varepsilon_{s\tau}$, en el que el término independiente (δ_s) cambia estacionalmente, puede ser visto como un caso especial de proceso periódico (Ghysels y Osborn, 2001):

$$y_{s\tau} = \delta_s + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, 2, \dots, S \quad \tau = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

En donde τ se refiere al periodo en la que se encuentra la observación y el subíndice s representa la estación.

Por tanto, los modelos PAR asumen que las observaciones correspondientes a cada estación pueden ser descritas utilizando diferentes modelos (Franses, 1996). Esta propiedad es de utilidad para describir la evolución de series temporales en diferentes ámbitos. Principalmente han sido aplicados en economía para describir el comportamiento estacional de los agentes.

Dado que el número de visitas a urgencias se caracterizan por presentar oscilaciones de tipo semanal, en este trabajo se fijan como estaciones los días de la semana con lo que $s=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$. Por tanto, τ se refiere a la semana y N se refiere al número de semanas totales disponibles. El total de observaciones es $T=SN=7N$.

Un proceso PAR(1) con media 0 se puede expresar de la siguiente manera:

$$y_{s\tau} = \phi_s y_{s-1,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, 2, \dots, S \quad \tau = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

donde ϕ_{1s} es el coeficiente autorregresivo asociado a la variable y_{s-1} y $\varepsilon_{s\tau}$ representa el término de perturbación. Por tanto, el PAR(1) se distingue del convencional AR(1) en que en general $\phi \neq \phi_s \forall s$. En los PAR la relación entre una estación y la inmediatamente anterior es distinta según la estación que se trate.

Los modelos PAR, de hecho, son una extensión de los modelos autorregresivos al permitir que los parámetros varíen para cada estación. Así, por ejemplo, un modelo autorregresivo de orden 1 (AR(1)), impone la restricción que los componentes entre un día y otro se relacionan de la misma manera a partir del parámetro ϕ , ya que en este caso $\phi_s = \phi$ para $\forall s$.

También se diferencian de los procesos autorregresivos estacionales (SAR) ya que, aunque estos permiten la relación entre estaciones para diferentes periodos de tiempo, asumen que esta relación es la misma para cada estación. Los modelos PAR, en cambio, asumen que la relación pueda ser diferente, es decir, que las observaciones en cada una de las estaciones pueden ser descritas usando diferentes modelos autorregresivos (Franses, 1996), lo cual no es posible en los modelos no periódicos, ya sean estos estacionales o no. Por tanto, los PAR son más versátiles y son útiles para captar procesos que combinan diferentes estacionalidades, como es el caso del número de visitas a urgencias.

En cuanto a la estacionariedad, el proceso PAR(1) en la expresión (2) es estacionario si

$|\prod_{s=1}^S \phi_s| < 1$. Es integrado si $|\prod_{s=1}^S \phi_s| = 1$ y $\phi_s = \phi$. Es periódicamente integrado de orden 1 si $|\prod_{s=1}^S \phi_s| = 1$ y $\phi \neq \phi_s \forall s$ y se denota como PI(1).

En general, un modelo PAR de orden p (PAR(p)) puede ser expresado como:

$$y_{s\tau} = \delta_s + \phi_{1s} y_{s-1,\tau} + \dots + \phi_{ps} y_{s-p,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, 2, \dots, S \quad \tau = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

donde ϕ_{is} es el coeficiente autorregresivo asociado a la variable y en el retardo i (y_{s-i}) en la estación s , δ_s representa la constante para cada estación y $\varepsilon_{s\tau}$ representa el término de perturbación, que se comporta como un proceso de ruido blanco con heterocedasticidad periódica debido a que la varianza varía para cada estación ($VAR(\varepsilon_{s\tau}) = \sigma_s^2$).

La expresión (3), puede ser reescrita en términos del operador de retardos ($L^k y_{s\tau} = y_{s-k,\tau}$), como:

$$\phi_{ps}(L)y_{s\tau} = (1 - \phi_{1s}L + \dots + \phi_{ps}L^p)y_{s\tau} = \delta_s + \varepsilon_{s\tau} \quad (4)$$

Las propiedades de los procesos PAR son analizadas en profundidad en Franses (1996), Franses y Paap (2004) y Ghysels en Osborn (2001).

Los procesos de orden $p \geq 1$ se pueden obtener a partir del producto de p PAR(1) (Franses, 1996). Reparametrizando, pues, la expresión (4), se consigue la notación de Boswijk y Franses (1996) de un modelo PAR(p) en que se asume que es integrado de orden 1:

$$y_{s\tau} - \phi_{1s}y_{s-1,\tau} = \delta_s^* + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{i,s}(y_{s-i,\tau} - \phi_{s-i}y_{s-1-i,\tau}) + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, 2, \dots, S \quad \tau = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

Donde $\psi_{i,s}$ es una función no-lineal de δ_s y ϕ_s , δ_s^* captura la constante en cada estación. Al asumir integración y trabajar con vectores de días se cumple que $|\prod_{s=1}^7 \phi_s| = |\phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \phi_7| = 1$, que será integración periódica si algún $\phi_s \neq 1$.

Osborn (1991) demostró como cualquier modelo PAR estacionario puede ser descrito como un modelo autorregresivo y de media móvil estacional (SARMA), que pertenecen a la familia de modelos no periódicos. En el caso de este trabajo, en que las estaciones corresponden a cada uno de los días de la semana, un PAR(1) tienen una representación univariante SARMA(0,6)x(1,0)₇.

Ello sugiere que un modelo autorregresivo seleccionado a partir de criterios convencionales será tan solo una aproximación de la representación univariante subyacente. La combinación de un componente estacional autorregresivo y uno no estacional obtenido de una aproximación autorregresiva de la componente MA, lleva generalmente a un alto orden del modelo SARMA (Ghysels y Osborn, 2001), como es el caso de este trabajo.

Adicionalmente, Osborn (1991) muestra como no especificar un modelo periódico cuando el proceso generador de datos procede de un proceso periódico, puede sesgar las predicciones y el error estimado del proceso resulta estacionalmente heterocedástico. En general, cuando la naturaleza de los datos procede de un proceso periódico, no tener en cuenta la periodicidad conduce a la mala especificación del modelo, la estimación del cual no permitiría detectar el verdadero proceso periódico (Franses, 1996) y además se perdería la información relacionada con la variación periódica de los parámetros de interés, siendo las estimaciones de los parámetros obtenidos difícilmente interpretables.

Otra de las ventajas que presenta el enfoque periódico es que permite la presencia de no estacionariedad junto con la existencia de relaciones a largo plazo entre los vectores de días de la semana que representan las estaciones del año (Osborn, 1991; Franses, 1994). Por el contrario, en los procesos estacionalmente integrados (SI) es necesario utilizar el operador diferencia estacional para alcanzar estacionariedad, lo que implica que las estaciones del año no están cointegradas entre si.

A2.2. Representación multivariante

Los procesos PAR(p) se pueden expresar de manera natural a través de una representación vectorial multivariante [Gladyshev (1961) y Tiao y Grupe (1980)]. Haldrup et al (2007) la denominaron representación en Vector de Días, al trabajar con datos diarios con vectores de

dimensión 7×1 . Por ello, el modelo (4) se puede expresar en términos multivariantes como un VAR (P), siendo $P = \text{int}[(p+6)/7]$:

$$\Phi_0 Y_\tau = \mu + \Phi_1 Y_{\tau-1} + \dots + \Phi_p Y_{\tau-p} + E_\tau \quad (6)$$

Donde la matriz $Y_\tau = [y_{1,\tau} \dots y_{7,\tau}]$ está compuesta por los vectores 7×1 que corresponden a las observaciones de una semana completa, $\mu = [\mu_1 \dots \mu_7]$ es el vector 7×1 que representa las constantes del modelo y $E_\tau = [\varepsilon_{1,\tau} \dots \varepsilon_{7,\tau}]$ está compuesto por vectores de 7×1 innovaciones con valores esperados 0 y matriz de varianzas y covarianzas igual a $\Omega = E(U_\tau U_\tau') = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2, \sigma_5^2, \sigma_6^2, \sigma_7^2)$ y las matrices Φ_j de orden 7×7 con $j = 1, \dots, P$ responden a:

$$\Phi_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\phi_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\phi_{76} & -\phi_{75} & \dots & 1 \end{bmatrix} \text{ y } \Phi_j = \begin{bmatrix} \phi_{17j} & \phi_{17j-1} & \dots & \phi_{17j-6} \\ \phi_{27j+1} & \phi_{27j} & \dots & \phi_{27j-5} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{77j+6} & \phi_{77j+5} & \dots & \phi_{77j} \end{bmatrix}$$

Por ejemplo, un modelo PAR(1), sin constante, puede ser expresado en términos multivariantes como un VAR(1):

$$\Phi_0 Y_\tau = \Phi_1 Y_{\tau-1} + E_\tau \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\phi_2 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\phi_3 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\phi_4 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\phi_5 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\phi_6 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\phi_7 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1\tau} \\ y_{2\tau} \\ y_{3\tau} \\ y_{4\tau} \\ y_{5\tau} \\ y_{6\tau} \\ y_{7\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1\tau-1} \\ y_{2\tau-1} \\ y_{3\tau-1} \\ y_{4\tau-1} \\ y_{5\tau-1} \\ y_{6\tau-1} \\ y_{7\tau-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1\tau} \\ \varepsilon_{2\tau} \\ \varepsilon_{3\tau} \\ \varepsilon_{4\tau} \\ \varepsilon_{5\tau} \\ \varepsilon_{6\tau} \\ \varepsilon_{7\tau} \end{bmatrix}$$

Siguiendo a Franses y Paap (2004), el modelo puede ser reescrito como:

$$Y_\tau = \Phi_0^{-1} \Phi_1 Y_{\tau-1} + \Phi_0^{-1} E_\tau$$

$$Y_\tau - Y_{\tau-1} = \Phi_0^{-1} \Phi_1 Y_{\tau-1} - Y_{\tau-1} + \Phi_0^{-1} E_\tau$$

$$(1-L^7)Y_\tau = (\Phi_0^{-1} \Phi_1 - I)Y_{\tau-1} + \Phi_0^{-1} E_\tau$$

$$\Delta_7 Y_\tau = \Pi Y_{\tau-1} + U_\tau$$

con

$$\Pi = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \phi_2 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \phi_2 \phi_3 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & \phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & \phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & \phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \phi_7 - 1 \end{bmatrix}$$

Cuando $\phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 \phi_5 \phi_6 \phi_7 - 1 = 0$ la matriz Π no tendría rango pleno, sino rango 6, con lo que el PAR(1) sería en general periódicamente integrado (PI(1)). Cuando las series son PI(1) la tendencia estocástica y las fluctuaciones estacionales no son independientes. En este sentido, la acumulación de *shocks* pueden cambiar el comportamiento estacional.

El modelo (7) se puede generalizar siguiendo a Haldrup et al. (2007) y obtener un VAR(P):

$$\Phi_0 Y_\tau = \Phi_1 Y_{\tau-1} + \dots + \Phi_p Y_{\tau-p} + E_\tau$$

$$(\Phi_0 - \Phi_1 L^7 - \dots - \Phi_p L^{7p}) Y_\tau = E_\tau$$

$$(I - \Phi_0^{-1} \Phi_1 L^7 - \dots - \Phi_0^{-1} \Phi_p L^{7p}) Y_\tau = \Phi_0^{-1} E_\tau$$

$$(I - \Pi_1 L^7 - \dots - \Pi_p L^{7p}) Y_\tau = U_\tau$$

$$\Pi(L^7) Y_\tau = U_\tau \tag{8}$$

El modelo (8) es posible representarlo, análogamente a Franses y Paap (2004), en forma de mecanismo de corrección del error (MCE):

$$\Delta_7 Y_\tau = \Pi Y_{\tau-1} + \Gamma_1 \Delta_7 Y_{\tau-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta_7 Y_{\tau-(p-1)} + U_\tau = \Pi Y_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta_7 Y_{\tau-j} + U_\tau \quad (9)$$

$$\text{Donde } \Gamma_j = -\Phi_0^{-1} \sum_{j=i+1}^p \Phi_j \text{ para } i=1,2,\dots,p-1, \quad \text{y} \quad \Pi = \Phi_0^{-1} \sum_{j=1}^p \Phi_j - I$$

A2.3. El modelo multivariante y las relaciones de cointegración

El modelo (9) fue usado por Haldrup et al. (2007) incorporándole variables deterministas y de calendario como representación multivariante de vectores de días, para modelizar las series de entradas y salidas de pasajeros por vía aérea. Siguiendo a Haldrup et al. (2007) y a partir de la expresión (9), el número de visitas a urgencias con las variables necesarias para recoger los efectos deterministas y de calendario, queda del siguiente modo:

$$\Delta_7 Y_\tau = \mu + \gamma \tau + \Theta d_\tau + \Psi c_\tau + \Pi Y_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta_7 Y_{\tau-j} + U_\tau \quad (10)$$

Donde Δ_7 representa el operador diferencia estacional, μ es un vector de orden 7×1 que recoge las constantes de los vectores de días, γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista τ , Θ es una matriz cuyos parámetros están asociados a d_τ que consta de 12 variables trigonométricas $\cos(j\pi/26 \cdot \tau)$ y $\sin(j\pi/26 \cdot \tau)$ para $j=1,\dots,6$ que recogen la estacionalidad determinista anual, Ψ es una matriz que recoge los coeficientes asociados a las variables ficticias (c_τ , que se compone de los días 1 de enero, 1 de marzo, Jueves Santo, 1 de mayo, 1 de noviembre, 6 de diciembre, 8 de diciembre y 25 de diciembre) representativas del efecto calendario, Γ_j es una matriz de parámetros asociados a los retardos de la matriz Y_τ diferenciados estacionalmente, U_τ es la matriz que representa las perturbaciones aleatorias, y por último Π es una matriz asociada a $Y_{\tau-1}$.

El modelo, pues, recoge las fluctuaciones deterministas periódicas mediante análisis espectral de Fourier a partir de las 12 variables trigonométricas que siguen ciclos de distinta frecuencia y los efectos calendario se recogen incorporando como variables ficticias las principales fiestas a lo largo del año.

A partir de (10) se puede utilizar el procedimiento de Johansen (1995) para obtener el rango de la matriz Π , que determina el rango de las relaciones de cointegración y que, a la postre, determina si la serie es estacionaria o integrada (esto es, serie no estacionaria con raíz unitaria). Existen 4 posibilidades (Franses (1996) y Franses y Paap (2004)):

a) la serie es estacionalmente integrada (SI) cuando el rango de la matriz Π es 0, es decir, hay 7 procesos distintos de raíces unitarias que imposibilitan ninguna relación de cointegración. b) estacionariedad de la serie analizada, el rango de la matriz Π es pleno (es decir, igual a 7), con lo que no existe ningún tipo de tendencia estocástica que gobierne su comportamiento a largo plazo, c) la serie es PI(1) cuando el rango de Π es 6 con 6 relaciones de cointegración entre los días de la semana que pueden ser escritas como $y_{2\tau} - \phi_2 y_{1\tau}, y_{3\tau} - \phi_3 y_{2\tau}, y_{4\tau} - \phi_4 y_{3\tau}, x_{5\tau} - \phi_5 y_{4\tau}, y_{6\tau} - \phi_6 y_{5\tau}, y_{7\tau} - \phi_7 y_{6\tau}, y_{1\tau} - \phi_1 y_{7\tau}$, con al menos un $\phi_s \neq 1$, d) la serie es I(1) cuando el rango de Π es 6 y existen 6 relaciones de cointegración entre los días de la semana pero en este caso todos los $\phi_s = 1$.

Para estudiar las posibles relaciones de cointegración entre el volumen diario de población (medida a través de IPH) y las urgencias se aplica un modelo similar al (10). Por construcción el IPH es una serie integrada de orden 1, dado que se calcula a partir de la acumulación de los *stocks* de población resultado de la diferencia entre entradas y salidas.

Como muestran Ghysels y Osborn (2001) y Castro y Osborn (2008), en el caso de que una de las series sea I(1) (en este caso el IPH) y la otra PI(1) la única posibilidad de cointegración es la completa periódica.

Diseñando el vector Z_τ , $Z_\tau = [x_{1\tau} \cdots x_{7\tau} y_{1\tau} \cdots y_{7\tau}]$, compuesto por $x_{1\tau}, \dots, x_{7\tau}$ que representan los vectores de los días de la semana del IPH y $y_{1\tau}, \dots, y_{7\tau}$ que representan aquellas series de visitas urgentes identificadas como PI(1), el vector de cointegración k_s^p se puede obtener a partir de la siguiente regresión:

$$y_{s\tau} = k_s^p x_{s\tau} + u_{s\tau} \quad , \text{ en el que } \phi_s = \frac{k_s^p}{k_{s-1}^p} . \text{ y } u_{s\tau} \text{ estacionario.}$$

Como $x_{s\tau}$ es I(1), $x_{s\tau} = x_{s-1,\tau} + v_{s\tau}$, donde $v_{s\tau}$ es estacionario, y teniendo en cuenta que no existe estacionalidad entre días de la semana de la serie del IPH ($x_{1\tau} \cong x_{2\tau} \cong x_{3\tau} \cong x_{4\tau} \cong x_{5\tau} \cong x_{6\tau} \cong x_{7\tau}$), se puede considerar la media diaria de la misma (\bar{x}_τ) para estimar un proceso más parsimonioso, con lo que:

$$y_{s\tau} = k_s^p \bar{x}_\tau + u_{s\tau}$$

Considerando pues $Z_\tau = [\bar{x}_\tau y_{1\tau} \cdots y_{7\tau}]$ se puede construir el modelo de Haldrup et al. (2007), el cual se presenta como en (10) en forma de mecanismo de corrección del error:

$$\Delta_\gamma Z_\tau = \mu + \gamma t + \Theta d_\tau + \Psi c_\tau + \Pi Z_{\tau-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma \Delta_\gamma Z_{\tau-j} + U_\tau \quad (11)$$

Donde Δ_γ representa el operador diferencia estacional, μ es un vector de orden 8×1 que recoge las constantes de los vectores de días, γ es el coeficiente asociado a la tendencia determinista τ , Θ es una matriz cuyos parámetros están asociados a d_τ que consta de 12 variables trigonométricas $\cos(j\pi/26 \cdot \tau)$ y $\sin(j\pi/26 \cdot \tau)$ para $j=1, \dots, 6$ que recogen la estacionalidad determinista anual, Ψ es una matriz que recoge los coeficientes asociados a las variables ficticias (c_τ) representativas del efecto calendario, Γ es una matriz de parámetros asociados a los retardos de la matriz Z_τ diferenciados estacionalmente, U_τ es la matriz que

representa los términos de perturbación aleatoria, y por último Π es la matriz asociada a Z_{t-1} que determina las relaciones de cointegración entre las series de vectores de días.

Similarmente que con la expresión (10), se puede utilizar el procedimiento de Johansen para determinar el rango de la matriz Π . Si las series no están cointegradas hay 6 relaciones de cointegración y 2 tendencias comunes entre las 8 series, mientras que si ambas series están cointegradas el rango de Π es 7 ya que existen 7 relaciones de cointegración y 1 tendencia común entre las 8 series.

A2.4. Bibliografía

Boswijk, H.P., Franses, P.H., 1996. Unit roots in periodic autoregressions. *Journal of Time Series Analysis* 17, 221-245.

Castro, T.D.B., Osborn, D.R., 2008. Testing For Seasonal Unit Roots In Periodic Integrated Autoregressive Processes. *Econometric Theory* 24 (4), 1093-129.

Ghysels, E., Osborn, D.R., 2001. *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press, Cambridge.

Gladyshev, E.G., 1961. Periodically Correlated Random sequences. *Sov. Math* 2, 385-388.

Franses, P.H., 1994. A Multivariate Approach to Modeling Univariate Seasonal Time Series. *Journal of Econometrics* 63, 133-151.

Franses, P.H., 1996. *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*. Oxford University Press, Oxford.

Franses, P.H., Paap, R., 2004. *Periodic Time Series Models*. Oxford University Press, Oxford.

Haldrup, N., Hylleberg, S., Pons, G., Sansó, A., 2007. Common Periodic Correlation Features and the Interaction of Stocks and Flows in Daily Airport Data. *Journal of Business and Economic Statistics* 25, 21-32.

Johansen, S., 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.

Osborn, D.R., 1991. The implications of periodically varying coefficients for seasonal time-series processes. *Journal of Econometrics* 48 (3), 373-384.

Tiao, G.C., Grupe, M.R., 1980. Hidden Periodic Autoregressive-Moving Average in Time Series Data. *Biometrika* 67, 365-373.

ANEXO 3: EL INDICADOR DE PRESIÓN HUMANA

A3.1. Método de cálculo

En este anexo se describe el indicador de presión humana (IPH) que mide el volumen de población real que hay en un determinado día del año en los tres territorios de las Balears (Mallorca, Menorca, Eivissa y Formentera), magnitud que resulta imprescindible para la elaboración de la presente tesis. La metodología para el cálculo del IPH fue publicada por Mateu y Riera (2006) y Riera y Mateu (2007). Posteriormente, el Instituto de Estadística de las Illes Balears (IBESTAT), implementando una metodología similar, ha ido estimando anualmente el IPH.

Cabe tener en cuenta que el volumen de población real de un determinado territorio puede ser muy diferente en diferentes estaciones del año, especialmente en aquellas regiones que basan su economía en el turismo y que reciben un flujo de visitantes que se concentran en unos meses determinados del año, como es el caso de las Balears.

La aproximación a la carga demográfica real que se presenta a partir del IPH, para el caso concreto del archipiélago balear, parte del hecho que las únicas vías de entrada y salida del mismo son por mar o aire. De esta forma, es posible utilizar la información estadística de entradas y salidas por puertos y aeropuertos de las islas, sobre la base de la población residente en el archipiélago y los movimientos naturales de ésta (crecimiento vegetativo), para cuantificar la carga demográfica real que soportan cada uno de los territorios insulares. El IPH, desde este planteamiento, se puede calcular a partir de la siguiente ecuación:

$$IPH_t = IPH_{t-1} + (N_t - D_t) + (E_t - S_t)$$

Donde IPH_t es el índice de presión humana en el momento t , IPH_{t-1} es el índice de presión humana en el momento $t-1$, N_t son los nacimientos, D_t las defunciones, E_t son los flujos de entrada y S_t son los flujos de salida.

Fijando como punto inicial la población residente de un determinado año (IPH_0), y operando recursivamente, el IPH se puede obtener de la siguiente forma:

$$IPH_t = IPH_0 + \sum_{t=1}^T (N_t - D_t + E_t - S_t)$$

No obstante, los registros de las entradas de pasajeros por aeropuertos y puertos presentan ciertos problemas derivados de una contabilización poco exhaustiva de las mismas. Por ello, en el cálculo del IPH se deben corregir estas diferencias teniendo en cuenta el volumen poblacional al inicio y final del año y la coherencia entre la evolución de las entradas y las salidas de pasajeros.

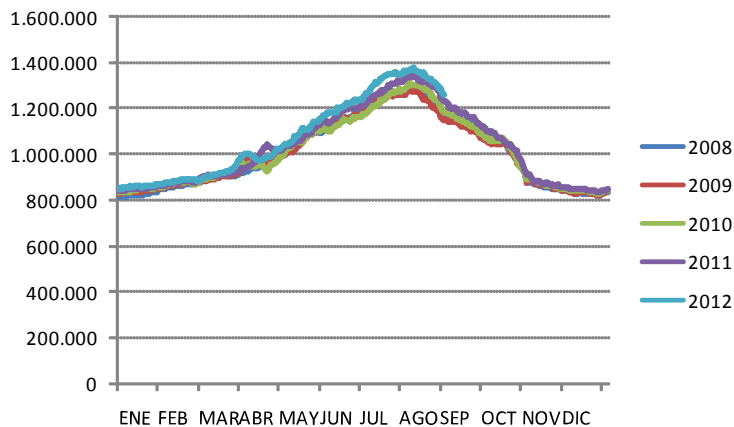
A3.2. Estacionalidad

El periodo utilizado para el IPH en esta tesis se refiere entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de agosto de 2012. La superposición del IPH para cada uno de los años objeto de análisis (Figura A3.1), permite constatar la existencia de un claro patrón estacional. La mayor presión demográfica se produce durante los meses de verano, coincidiendo con la temporada alta turística.

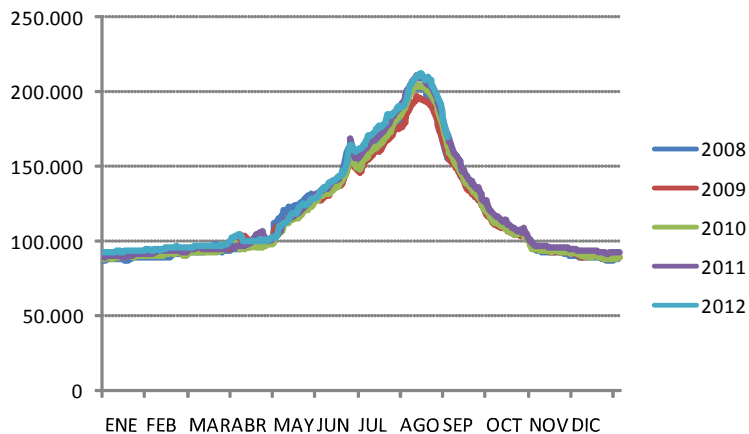
Este comportamiento, si bien es común en toda Balears, presenta un perfil más pronunciado en el caso de Menorca y las Pitiüses. Así, el IPH de ambas islas se mantiene, con la excepción del periodo de Pascua, prácticamente plana desde el mes de enero hasta mayo, momento a partir del cual se eleva gradualmente hasta llegar a su cenit a mediados del mes de agosto,

Figura A3.1. Evolución del IPH en Mallorca, Menorca y Eivissa-Formentera.

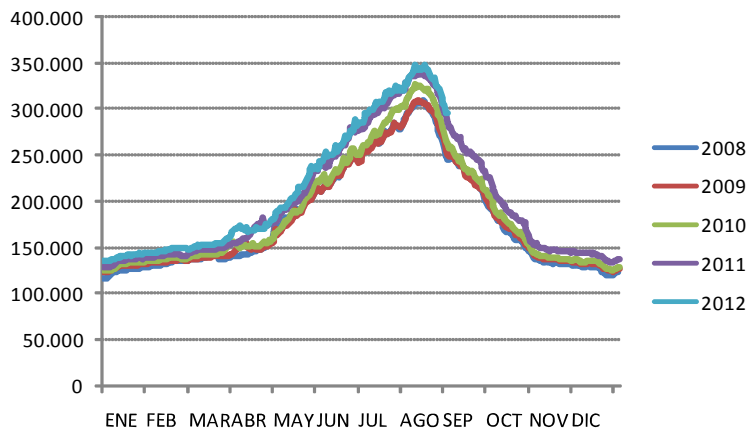
Mallorca



Menorca



Eivissa-Formentera



Fuente: Elaboración propia a partir de IBESTAT, 2014.

para luego descender hasta encontrar en el mes de noviembre, un nivel similar al del principio del año.

Por el contrario, la isla de Mallorca, presenta una inercia de la carga demográfica más acusada a raíz, principalmente, del mayor contingente de personas que residen. Así, el IPH aumenta paulatinamente desde el inicio del año hasta bien entrado el mes de agosto para, posteriormente, disminuir durante los últimos meses del ejercicio.

Adicionalmente, se observa una mayor carga demográfica durante el periodo de Pascua, especialmente en Mallorca, y durante el mes de junio en Menorca a raíz de las fiestas de Sant Joan.

En las tablas A3.1 y A3.2 se exponen respectivamente los máximos y mínimos anuales. Se alcanzan los máximos anuales a principios de agosto, mientras que los mínimos se obtienen a finales de diciembre o a principios de enero. A partir de la comparación de los límites inferiores con los máximos se constata la elevada variabilidad poblacional a lo largo del año. Concretamente, el rango de más amplitud es en Eivissa-Formentera donde el máximo anual es más de 2,5 superior al mínimo anual, en Menorca es alrededor de 2,3 superior, mientras que en Mallorca el máximo anual es un 60% superior a su mínimo.

Tabla A3.1. Máximos diarios anuales del IPH

	Mallorca		Menorca		Eivissa-Formentera	
	Fecha	IPH	Fecha	IPH	Fecha	IPH
2008	07-ago	1.296.975	11-ago	204.689	15-ago	309.219
2009	06-ago	1.286.833	10-ago	197.164	11-ago	309.236
2010	05-ago	1.318.591	11-ago	204.296	08-ago	327.871
2011	04-ago	1.347.522	09-ago	211.145	16-ago	340.001
2012	08-ago	1.382.244	13-ago	212.546	15-ago	347.574

Fuente: Elaboración propia a partir de IBESTAT, 2014.

Tabla A3.2. Mínimos diarios anuales del IPH

	Mallorca		Menorca		Eivissa-Formentera	
	Fecha	IPH	Fecha	IPH	Fecha	IPH
2008	01-ene	810.639	02-ene	87.175	02-ene	116.580
2009	24-dic	822.755	23-dic	87.574	03-ene	122.743
2010	24-dic	830.592	23-dic	88.352	03-ene	124.789
2011	23-dic	837.731	15-ene	88.976	02-ene	128.054
2012	02-ene	848.644	01-ene	92.588	06-ene	136.137

Fuente: Elaboración propia a partir de IBESTAT, 2014.

Se define como población permanente aquella que coincide con el mínimo anual del IPH ($\min(IPH_t)$) en cada una de las islas. Se define como población turística ($POBtur_t$) la diferencia diaria entre el IPH y el mínimo del IPH en cada una de las islas, y se puede expresar como:

$$POBtur_t = IPH_t - \min(IPH_t)$$

A3.3. Bibliografía

IBESTAT, Instituto de Estadística de las Illes Balears, 2014. Indicador de Pressió Humana. Disponible en <http://www.ibestat.es/ibestat/estadistiques/poblacio/estudis-demografics/indicador-pressio-humana-iph/e91ffb58-6bdd-457c-bd25-ed2a201f57ae>.

Mateu Sbert, J., Riera, A., 2006. Un indicador diari de pressió humana per a les Balears. Centre de Recerca Econòmica Monogràfics, No. 9.

Riera, A., Mateu Sbert, J., 2007. Aproximación al volumen de turismo residencial en la Comunidad Autónoma de las Illes Balears a partir del cómputo de la carga demográfica real. Estudios Turísticos 174, 59-71.