

Demanda intradiaria de un servicio de urgencias hospitalario. Análisis del comportamiento estacional*

Gloria Martín Rodríguez

Departamento de Economía de las Instituciones, Estadística y Econometría.
Universidad de La Laguna. Tenerife

Carlos Murillo Fort

Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud.
Centre de Recerca en Economia i Salut (CRES).
Universitat Pompeu Fabra. Barcelona

Resumen

En el campo de la gestión de los servicios sanitarios, disponer de información detallada sobre los recursos disponibles y el comportamiento de los agentes participantes en esta actividad constituye un requisito indispensable para que el proceso de toma de decisiones conduzca a los resultados deseados. Y, sin duda, las variaciones estacionales son altamente relevantes para organizar los servicios de salud. En general, los movimientos de corto plazo en determinadas magnitudes médicas son características importantes para que los gestores en este ámbito puedan tomar decisiones acertadas. Por esta razón, el análisis del patrón estacional presente en series sanitarias observadas con alta frecuencia es una tarea atractiva. En el caso específico de los servicios de urgencias, el resultado final de la asistencia sanitaria puede depender, en gran medida, de la rapidez con que el paciente sea atendido y, a pesar de que muchos de los casos son impredecibles, el conocimiento preciso de las variaciones que la demanda recibida en determinado centro experimenta a lo largo del año, de la semana o del día resulta extremadamente útil para ofrecer un servicio con garantías de éxito.

En este trabajo se propone utilizar procedimientos basados en las denominadas funciones splines, incorporadas en el seno de un modelo estructural, para estudiar el componente estacional de la serie de visitas registradas en cada uno de los turnos horarios del personal del servicio de urgencias del Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria. En la serie analizada, estas herramientas metodológicas han permitido detectar las diferencias en las visitas registradas en los distintos turnos, así como describir el comportamiento de la demanda a lo largo de la semana o del año.

Palabras clave: economía de la salud, gestión hospitalaria, servicios de urgencias, análisis de series temporales, centros médicos, España.

Clasificación JEL: C22, I10.

Abstract

In the field of health care management, having detailed information on the available resources and the behaviour of the actors involved is indispensable to ensuring that decision-making leads to the desired results. Generally speaking, short-term variations in certain medical magnitudes are important to management decision-making and the relevance of seasonal variations in organising health care services is indisputable. For this reason, the analysis of the seasonal patterns often observed in historical health care series is an attractive task. In

* Este trabajo no hubiera podido llevarse a cabo sin la importante y desinteresada colaboración del Dr. Antonio Martín, Coordinador del Servicio de Urgencias del Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria, que proporcionó, no sólo los datos que sirven de base empírica de la investigación, sino también valiosos comentarios que han enriquecido el resultado final.

the specific case of emergency health care services, the final result of the care delivered may depend largely on the speed with which the patient receives attention and, despite the fact that many situations are unpredictable, a precise understanding of the yearly, weekly or daily variations in demand is extremely useful for ensuring good quality service.

The present study proposes to use procedures based on so-called spline functions built into a structural model to study the seasonal component of the number of patients catered for, shift-by-shift, in the Nuestra Señora de la Candelaria University Hospital emergency ward. These methodological tools were used to detect inter-shift differences in the number of visits recorded in the series analysed and to describe weekly and daily demand patterns.

Keywords: health economics, hospital management, urgency services, time series analysis, medical centres, Spain.

JEL Classification: C22, I10.

1. Introducción

La atención dispensada a los pacientes en los Servicios de Urgencias Hospitalarios (SUH) es objeto de preocupación para la comunidad sanitaria y la sociedad en general. Y parece que en todos los países desarrollados, tanto si ofrecen un servicio nacional de salud con aseguramiento obligatorio y gratuito de la población, como si el modelo sanitario se articula como un sistema de mercado —como es el caso de EE UU—, se ha producido un fenómeno de mayor utilización de estos servicios¹. Por supuesto, el aumento desmesurado de la demanda en los servicios de urgencias tiene consecuencias negativas para el centro en forma de falta de espacio físico, sobrecarga de los servicios de laboratorio y radiología y de los profesionales del hospital, alargamiento de la lista de espera de ingresos programados y pérdidas en productividad por las dificultades para programar el trabajo. Y, sobre todo, se pueden producir demoras en la asistencia a pacientes que sufren situaciones de riesgo vital, habiéndose señalado una relación inversa entre la presión asistencial y la calidad de los servicios de urgencias².

Una urgencia puede definirse como una situación clínica que precisa de una atención sanitaria inmediata y, de hecho, el resultado final para la salud del paciente depende, no sólo de la naturaleza del servicio sanitario ofrecido, sino también, y en gran medida, de la celeridad con que se preste tal servicio³. Sin embargo, la atención urgente en España, tanto en centros de atención primaria como en hospitales⁴, adolece de graves deficiencias denunciadas desde hace años y, a pesar de los esfuerzos realizados por la administración pública, no puede afirmarse que la asistencia urgente garantice una atención adecuada a cada uno de los pacientes que la demanda⁵. Los Servicios de Salud de las Comunidades

¹ Véanse AZPIAZU (1997), RICHARDS y otros (2000), DERLET (2002) y TUDELA y MÓDOL (2003).

² SÁNCHEZ y otros (2003) denuncian el deterioro de la calidad asistencial como consecuencia de la saturación de los SUH a escala internacional. DERLET y RICHARDS (2000), entre otros, analizan algunas de estas cuestiones.

³ Véase JIMÉNEZ (2003).

⁴ Según MONTERO y otros (2003), se estima que aproximadamente 37 millones de pacientes demandaron asistencia sanitaria urgente en el año 2001.

⁵ Muchas de las intervenciones públicas han tratado de incrementar la dotación de los servicios sanitarios de modo que éstos puedan atender a un mayor número de pacientes. Un ejemplo de estas actuaciones lo constituyen las inversiones en reformas estructurales realizadas por el INSALUD y las Comunidades Autónomas con transferencias sanitarias en buena parte de los SUH públicos. Estas reformas no significan sólo la mejora de las instalaciones, sino que, además, permiten la incorporación de algunos cambios organizativos. Sin embargo, los problemas de masificación no se han resuelto. En el informe presentado por el Defensor del Pueblo hace 15 años (véase

Autónomas han intentado aportar soluciones, pero la demora en la atención al paciente sigue siendo un problema difícil de resolver⁶.

Es preciso considerar que, en última instancia, el factor determinante de la visita a los SUH es la percepción subjetiva de gravedad y ansiedad del paciente. Y este elemento de subjetividad contribuye quizás a explicar el aumento desproporcionado de la frecuencia con la que los SUH se utilizan de forma inadecuada⁷. A veces, la visita al SUH constituye la vía de entrada al sistema sanitario para colectivos sociales desfavorecidos⁸ y, en muchas ocasiones, están siendo utilizados para adelantar listas de espera, ingresar pacientes desde consultas externas o realizar determinadas exploraciones y actividades programadas como si de un servicio de atención primaria se tratase⁹.

Evidentemente, el recurso a los SUH para atender situaciones que, desde un punto de vista sanitario, no pueden calificarse como urgentes genera una presión innecesaria sobre una oferta limitada y reduce la calidad del servicio. De ahí que en los países desarrollados se haya puesto en práctica una serie de medidas que tratan de desviar las visitas inapropiadas hacia su lugar correcto en el sistema sanitario. Pero, como señala Gill (1999), se trata de un problema persistente con difícil solución. De hecho, el análisis de las actuaciones emprendidas con este fin muestra el escaso éxito de las intervenciones dirigidas a frenar la demanda inapropiada¹⁰ y aconseja, por tanto, que las políticas sobre urgencias hospitalarias

GIL y GIL, 1988) ya se denunciaba una larga serie de problemas de estructura física y dotación en los SUH, principalmente relacionados con las condiciones de las salas de atención y espera. Otros estudios más recientes revelan la persistencia de estos y otros problemas. TUDELA y MÓDOL (2003) indican que el crecimiento progresivo de la demanda no ha estado acompañado por operaciones de adecuación estructural suficientes para atender correctamente las nuevas necesidades. De ahí que las situaciones de saturación y demora sean relativamente habituales. Véanse también LÓPEZ y otros (1997), MIRÓ y otros (1999), OTERINO y otros (1999), OCHOA (2002) y CASADO y otros (2003).

⁶ Por ejemplo, el Servicio Canario de Salud ha elaborado un Plan Regional de Urgencias de Canarias. Véase Servicio Canario de Salud (2002). A pesar de todo, los problemas de masificación siguen generando con frecuencia situaciones de colapso de los pasillos de las salas de urgencias dada la imposibilidad de dispensar a los pacientes una atención inmediata en el propio servicio o trasladarlos a la planta correspondiente. Situaciones de este tipo se reflejaban recientemente en los periódicos tinerfeños. Véase *El Día*, miércoles 1 de octubre de 2003:23.

⁷ Un buen número de trabajos científicos ha examinado las circunstancias que influyen en el crecimiento de la frecuencia con la que se visitan los SUH. Véanse, por ejemplo, ANDRÉN y ROSENQVIST (1985, 1987), PADGET y BRODSKY (1992), OLSON y HANSAGI (2001) y OVENS y CHAN (2001).

⁸ Una parte importante de la demanda inapropiada de los servicios de urgencias hospitalarios la protagonizan personas sin hogar y sin seguro médico, que presentan condiciones sociales precarias y que acuden al hospital buscando un ingreso para cubrir sus necesidades más primarias o para asegurar la atención necesaria en su enfermedad, que no requiere estrictamente un ingreso hospitalario. Véase PADGET y otros (1995).

⁹ Según declaraciones de los responsables de los servicios de urgencias de los hospitales tinerfeños recogidas en la prensa local (véase *El Día*, miércoles 12 de enero de 2000:13), el 70 por 100 de los pacientes que acuden a dichos servicios sufren patologías leves que podrían tratarse en los centros de salud de referencia. En otros trabajos esta cifra varía ostensiblemente según el centro estudiado y de ese modo, mientras que en algunos casos se sitúa en un 38 por 100 (véase TUDELA y MÓDOL, 2003), en otros asciende a un 80 por 100 (véase OCHOA y otros, 2000).

¹⁰ Los numerosos programas de mejora de la accesibilidad a la atención primaria consistentes en aumentar el número de médicos de atención primaria no han aportado resultados concluyentes (HILDITCH, 1980; STRAUS y otros, 1983; MAYNARD y DODGE, 1983; CHAN y otros, 1985; FLEMING y ANDERSEN, 1986; LONG y SETTLE, 1988; RIZOS y otros, 1990; BOLÍBAR y otros, 1996; GILL y DIAMOND, 1996; GROSSMAN y otros, 1998; KOTAGAL y otros, 2002, y MARTIN y otros, 2002). También se ha barajado la posibilidad de establecer centros de urgencias no hospitalarios con horario de veinticuatro horas que no requieran cita previa, o bien, aumentar el número de médicos del SUH. Sin embargo, no se ha contrastado si estas estrategias constituyen una alternativa eficiente o, por el contrario, sólo incrementan los costes del servicio sanitario. Por otra parte, la eficacia del *copago* para reducir la utilización de los SUH parece haberse probado en determinados estudios (MACKOUL

se diseñen más bien con objeto de reorganizar los SUH de forma que su oferta se ajuste a la demanda real.

Si se acepta esta premisa, la solución a los desajustes entre la demanda y la oferta de servicios debe proceder del lado de la oferta¹¹. Es decir, ante los desajustes oferta-demanda, tal vez no sea adecuado tratar de restringir la demanda y adaptarla a una oferta fija, sino más bien adaptar la oferta a la demanda¹². El conocimiento general de la demanda de los SUH es imprescindible para planificar las inversiones públicas en estructuras y personal. Pero, además de incrementar las dotaciones de recursos humanos y materiales, la correcta asignación de los recursos disponibles es otro de los elementos clave para mejorar la oferta. Ahora bien, adoptar medidas de esta índole exige previamente conocer la demanda real de los SUH en cada momento del tiempo¹³ y, teniendo en cuenta la variedad de factores que pueden incidir en ella, cabe pensar en un comportamiento diferente según la época del año, el día de la semana o la hora del día de que se trate. De hecho, la incidencia de los desajustes entre oferta y demanda es mayor en determinadas fechas y parece evidente que estos desequilibrios pueden tener graves consecuencias, sobre todo cuando, aún siendo transitorios, se traducen en excesos de demanda que, dadas las características del servicio, pueden ocasionar daños irreparables en la salud del paciente. Así, el registro mensual o semanal de la demanda podría ser útil para organizar el servicio de urgencias, pero el examen

y otros, 1995, y O'GRADY y otros, 1985), pero sus resultados no pueden generalizarse a otras poblaciones (SELBY y otros, 1996), ni existen evaluaciones del impacto a largo plazo sobre el estado de salud de las personas con menos recursos económicos (SHAPIRO y otros, 1986). En España, la aplicación del *copago* podría generar un importante conflicto social (PEIRÓ y otros, 1999). Otro tipo de intervenciones consisten en la interposición de barreras o filtros que desvíen los casos no urgentes a otro nivel asistencial, pero su efectividad está oscurecida por el riesgo inherente a estas prácticas (HANSAGI y otros, 1987; HANSAGI y otros, 1989; DERLET y NISHIO, 1990; DERLET y otros, 1992; LOWE y BINDMAN, 1994; BIRNBAUM y otros, 1994; FOLDES y otros, 1994; DERLET y otros, 1995, y O'BRIEN y otros, 1996). GILL y otros (2000) advierten que una atención continuada de la salud por parte del paciente está asociada a un bajo porcentaje de uso de los servicios de urgencias, lo que conlleva una reducción de costes sin necesidad de restringir el acceso a tales servicios. En este sentido, las campañas educativas parecen una opción interesante, pero su efectividad ha sido poco evaluada o es escasa (BENZ y SHANK, 1982; O'SHEA y otros, 1984; CHANDE y otros, 1996; y KAPLAN y otros, 1998). Otras actuaciones han sido estudiadas por ANDRÉN y ROSENQVIST (1985, 1987) y REDELMEIER y otros (1995).

¹¹ AZPIAZU (1997) indica que la solución podría pasar por buscar la forma en la que se pueda responder a las necesidades de los ciudadanos a un precio razonable y que no parece descabellado pensar que si el ciudadano quiere acudir a los servicios de urgencias de los hospitales, sean estos servicios los que busquen una solución rápida, eficaz y a buen precio a todos sus problemas.

¹² De hecho, las propias condiciones del hospital constituyen uno de los aspectos que más influye en la efectividad del servicio prestado (MIRÓ y otros, 2000 y 2001). En el caso concreto de las visitas inadecuadas, una solución es incorporar la realidad actual al sistema, de forma que éstas se conviertan en una parte legítima de la carga del servicio (DRISCOLL y otros, 1987). En este sentido, los costes se reducen si el servicio de atención urgente es desempeñado, en primera instancia y a modo de filtro, por los médicos de atención primaria, mientras que los médicos del hospital aguardan en segunda línea y atienden sólo a los pacientes que han superado la criba de la primera fase (DALE, GREEN, RAID y GLUCKSMAN, 1995; DALE, GREEN, RAID, GLUCKSMAN y HIGGS, 1995; MURPHY y otros, 1996, y DALE y otros, 1996). Otra posibilidad que muestra un ahorro importante frente a los costes de la atención usual, consiste en crear *salas rápidas* de urgencias para atender a pacientes con problemas no urgentes. En cualquier caso, todas estas cuestiones requieren una reflexión profunda antes de adoptar decisiones.

¹³ Esta necesidad ha sido claramente reconocida por los especialistas en este campo. A modo de ejemplo, TEJEDOR y otros (2003) apuntan que no es posible gestionar los servicios de atención urgente si no se conoce con precisión el tipo y la cantidad de servicios que se prestan. En este sentido, la Sociedad Española de Medicina de Urgencias y Emergencias (SEMES), en colaboración con el INSALUD, creó un grupo de trabajo con objeto de elaborar una serie de indicadores de actividad y calidad. Véase Grupo de Trabajo SEMES-INSALUD (2001).

de datos diarios o intradiarios permitiría sin duda un ajuste más preciso de la oferta. En suma, la estacionalidad de la demanda se convierte, pues, en el elemento clave en torno al cual debe girar la reorganización de los servicios con el fin último de aumentar la calidad del servicio prestado.

En términos generales, la estacionalidad es sumamente relevante cuando las variables bajo estudio son usadas como indicadores por los tomadores de decisión, y la riqueza de la información depende de la frecuencia de observación de los datos. A pesar de ello, las variaciones estacionales tal vez no han recibido la atención debida en el campo de la investigación en economía de la salud. En este sentido, el objetivo de este trabajo es caracterizar la demanda real de un servicio específico de urgencias hospitalarias medida en términos del número de visitas registradas, al margen de que los pacientes estén o no haciendo un uso adecuado de estos servicios. Para ello, se propone utilizar procedimientos estadísticos capaces de modelar el patrón estacional de este tipo de series de alta frecuencia.

Con este objeto, el texto se estructura como se indica a continuación. En la sección siguiente se identifica el centro concreto que va a ser analizado y se señalan algunas características de los datos utilizados, haciendo especial hincapié en la descripción de las posibles fluctuaciones estacionales que aparentemente existen en la serie. A continuación se aísla cada una de las variaciones observadas en la serie de visitas registradas en el servicio de urgencias estudiado y se especifican conjuntamente en el seno de un modelo estructural. A partir de la estimación de este modelo se comentan los patrones de comportamiento estacional que presentan dichas fluctuaciones. Finalmente, se presentan las conclusiones del estudio. En un apéndice se exponen los procedimientos estadísticos que, con objeto de examinar las variaciones observadas en la serie, se aplican en este trabajo.

2. Visitas registradas en el SUH

En este trabajo se analiza la demanda de los servicios de urgencias hospitalarios (SUH) del Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria, ubicado en la provincia de Santa Cruz de Tenerife. Este centro, localizado en el municipio de Santa Cruz de Tenerife, atiende la demanda de una población cercana al medio millón de habitantes, que corresponde a los pacientes residentes en los municipios tinerfeños de Santa Cruz de Tenerife, Candelaria, Arafo, Güímar, Fasnía, Arico, Granadilla, Vilaflor, San Miguel, Arona, Adeje, Guía de Isora, Santiago del Teide, Buenavista del Norte, Los Silos, Garachico, El Tanque, Icod, La Guancha y San Juan de la Rambla¹⁴, así como en las islas de La Gomera y El Hierro¹⁵. El resto de residentes de la provincia son atendidos en el SUH del Hospital Universitario de Canarias, cuya cercanía al centro anterior permite, al menos desde un punto de vista técnico, que se efectúen trasvases de pacientes de un centro a otro cuando las circunstancias

¹⁴ En el municipio de Arona existe otro centro hospitalario, Hospitén, que actúa de modo complementario, pero no sustitutivo, del centro bajo estudio.

¹⁵ La población de derecho de los municipios anteriores ascendía en el año 2001 a 457.784 habitantes, según los datos del Padrón Municipal de Habitantes elaborado por el ISTAC. En cualquier caso, es frecuente que el servicio de urgencias estudiado reciba pacientes procedentes de otros municipios de la isla de Tenerife por razones diversas. Y, por supuesto, también son usuarios de estos servicios todos aquéllos que residen transitoriamente en el área indicada por motivos fundamentalmente turísticos.

lo requieran. Habría que destacar que, en términos de dotación de medios materiales y humanos, los dos centros tienen similar capacidad para atender cualquier tipo de urgencia.

Como indicador de la demanda real del servicio considerado se ha utilizado el número de visitas registradas. Ahora bien, el examen de la estacionalidad de las visitas con el objetivo que se ha señalado requiere, desde un punto de vista metodológico, adoptar decisiones en cuanto al tipo de datos que va a ser objeto de estudio. La frecuencia con la que se registran las visitas puede ayudar a vislumbrar patrones estacionales o, por el contrario, puede dificultar su apreciación si el grado de agregación temporal es excesivo. Teniendo en cuenta que los gestores del centro hospitalario tienen que tomar importantes decisiones en relación con la distribución de los recursos humanos del hospital en turnos horarios¹⁶, se ha construido una serie que permita examinar la distribución estacional de las visitas registradas en dichos turnos. Los turnos considerados son los siguientes: turno de mañana (8:00 a 15:00 horas), turno de tarde (15:00 a 22:00 horas) y turno de noche (22:00 a 8:00 horas)¹⁷. Con algunas excepciones, éstos son los turnos que se asignan a los trabajadores del servicio¹⁸. Concretamente, se analiza el número de visitas registradas en cada uno de estos turnos en el periodo comprendido entre el turno de mañana del miércoles uno de enero de 1997 y el turno de noche del martes treinta y uno de diciembre de 2002¹⁹. Las 6.573 observaciones a las que hace referencia la serie, denotada por $\{y_t\}_{t=1,\dots,6573}$, aparecen representadas en la Figura 1.

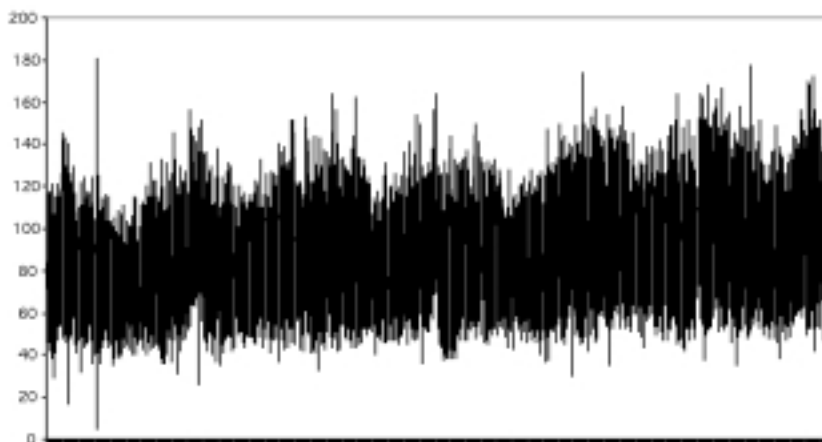
¹⁶ Como señalan CASADO y otros (2003), la mayoría de los hospitales concentran el personal facultativo en el horario de mañana, cuando la oferta de la atención programada y continuada es mayor, mientras que la demanda de urgencias sigue otro patrón de comportamiento. Existe, por tanto, una elevada disociación entre la disposición de recursos humanos y la distribución de las visitas.

¹⁷ El propio centro hospitalario proporcionó una base de datos horaria que registra las visitas correspondientes a los servicios de urgencias de pediatría, obstetricia, ginecología, traumatología y medicina interna y cirugía. Las urgencias psiquiátricas no fueron consideradas porque este servicio comenzó a ofrecerse en febrero de 2001. A partir de la base de datos original, se construyó la serie indicada.

¹⁸ El servicio de urgencias del Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria cuenta con 21 médicos, bajo la dirección de un coordinador, 58 DUES y 58 auxiliares. Al turno de mañana se asignan 7 médicos adjuntos, mientras que en los turnos de tarde y noche se cuenta sólo con 4 y 3 de estos facultativos, respectivamente. Ahora bien, en estos dos últimos turnos también debe considerarse la labor de los médicos residentes, que en número de 4 ó 5 por turno prestan sus servicios desde las 3 de la tarde a las 8 de la mañana de lunes a sábado y las 24 horas en los días festivos. A cada uno de los turnos de mañana, tarde y noche antes definidos, se asignan 11 DUES y 11 auxiliares, mientras que el trabajo de celadores, personal de información y personal de admisión se organiza en turnos de 8-8-5, 2-2-1 y 3-3-2 trabajadores, respectivamente.

¹⁹ El proceso de informatización de las visitas al servicio de urgencias comenzó en el año 1996, pero el periodo de adaptación necesario hasta que pudiera depositarse confianza en el adecuado registro de los datos hizo aconsejable desechar las observaciones correspondientes a este primer año. Así pues, la primera observación de la serie recoge las visitas registradas entre las 8:00 y las 15:00 horas del miércoles 1 de enero de 1997. Las dos observaciones siguientes se han asignado también al miércoles 1 de enero, a pesar de que el turno de noche finaliza a las 8:00 horas del jueves 2 de enero de 1997. La última observación de la muestra se obtuvo utilizando los primeros datos disponibles para el año 2003, que no fue utilizado en el estudio porque no se disponía de información para todo el año. El año 2000 fue bisiesto, es decir, se registraron 1.098 observaciones frente a las 1.095 del resto de los años.

FIGURA 1
NÚMERO DE VISITAS REGISTRADAS EN LOS TURNOS HORARIOS
(1/01/97 A 31/12/2002)



La observación de la Figura 1 permite apreciar un comportamiento a largo plazo moderadamente creciente, asociado al crecimiento poblacional experimentado en la provincia durante estos últimos años y, tal vez, a un incremento de la demanda de los servicios de urgencias por usuario. Por otro lado, la alta frecuencia con la que se observan los datos permite analizar la presencia de periodicidades de carácter diario y semanal, que se superponen a las observadas con periodo anual y que, sin embargo, no se aprecian con claridad en la serie original. Dada la naturaleza de los datos registrados, es posible considerar una variación estacional de periodo 3 que se completa cada intervalo de 24 horas, una fluctuación de periodo 21 que se completa cada semana y, finalmente, otra variación que se completa en un año y cuyo periodo es de 1.098 ó 1.095 unidades de tiempo, en función de que el año sea o no bisiesto, respectivamente. La presencia de estos efectos estacionales puede detectarse a partir del cálculo de medias por turno del año, por turno de la semana y por turno del día de la serie original convenientemente transformada para aislar cada uno de tales efectos (véanse Figuras 2, 3 y 4).

Si se asume que el patrón estacional no cambia con el transcurso del tiempo, las medias representadas reflejan cada una de las variaciones estacionales a las que se ha aludido. Sin embargo, la observación de la serie original (Figura 1) sugiere que las variaciones estacionales no son perfectamente regulares y periódicas. Por ello, parece apropiado recurrir a una metodología estadística suficientemente flexible para captar las inestabilidades que pudieran estar presentes en los comportamientos de corto y largo plazo de las visitas registradas. En este sentido, los modelos estructurales de series temporales constituyen una aproximación adecuada que permite decidir *a posteriori* sobre la naturaleza estable o cambiante de cada uno de los componentes de la serie²⁰. En este enfoque el objetivo es presentar los comportamientos

²⁰ Para una explicación detallada de estos modelos, puede consultarse HARVEY (1989), KOOPMAN (1992) y DURBIN y KOOPMAN (2001). Véanse también KALMAN (1960) y KALMAN y BUCY (1961).

característicos de la serie en términos de sus componentes de interés, para cada uno de los cuales se especifica una formulación estocástica explícita que permite su interpretación directa²¹. Por otro lado, dada la longitud del periodo asociado a alguna de las fluctuaciones estacionales presentes, las funciones *splines* se muestran como una herramienta potencialmente capaz de captar estas variaciones de forma parsimoniosa. En el Apéndice se introduce la definición de estas funciones y se expone de forma resumida el procedimiento que se propone en este trabajo para caracterizar las variaciones estacionales a través de dichas funciones.

3. Estimación del modelo para la serie de visitas registradas en el SUH

Para modelar los efectos estacionales de la serie de visitas registradas en diferentes turnos horarios en el Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria, y de acuerdo con las características observadas en la serie de visitas analizada, el modelo estructural que parece apropiado puede especificarse del modo siguiente:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t^{\text{diario}} + \gamma_t^{\text{semanal}} + \gamma_t^{\text{anual}} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [1]$$

donde ε_t es el componente irregular²², μ_t representa un componente de nivel estocástico, γ_t^{diario} , $\gamma_t^{\text{semanal}}$ y γ_t^{anual} recogen las variaciones de periodos diario, semanal y anual, respectivamente. En relación con la fluctuación de periodo diario, se ha asumido como supuesto inicial que se trata de un componente estocástico, formulado en términos trigonométricos; la metodología propia de los modelos estructurales de series temporales permitirá decidir *a posteriori* sobre la naturaleza de este componente. Con respecto a la fluctuación de periodo anual, el reducido número de observaciones por turno del año impide apreciar su inestabilidad y este hecho ha conducido a imponer el carácter no estocástico de dicha fluctuación, que será recogida a través de una función *spline*. Esta especificación proporciona una formulación más parsimoniosa de tales efectos estacionales que si se recurre a variables cualitativas estacionales. Precisamente, los beneficios computacionales y la imposibilidad práctica de considerar dos o más fluctuaciones de naturaleza estocástica con los programas informáticos disponibles han aconsejado utilizar también una especificación determinística para la variación estacional de periodo semanal, a pesar de que se dispone de un número de observaciones suficiente para captar su naturaleza evolutiva o estable²³. En concreto, se recurrirá también a una función *spline*²⁴.

²¹ Los modelos ARIMA permitirían manejar estas inestabilidades por medio de transformaciones estacionales de la serie original y sería posible identificar el proceso generador de datos subyacente, pero no se modelan explícitamente los principales movimientos de la serie. Además, los procedimientos ARIMA no son fácilmente aplicables a series de alta frecuencia como la considerada en este trabajo.

²² La notación $NID(0, \sigma^2)$ indica un vector de variables aleatorias normalmente distribuidas, serialmente independientes, con media nula y varianzas σ^2 .

²³ Es preciso indicar que, una vez eliminada la variación estacional estocástica de periodo diario, se procedió a especificar un modelo en el que la fluctuación estacional de periodo semanal fue considerada estocástica. Sin embargo, la estimación de tal modelo conducía a rechazar la naturaleza estocástica de dicha fluctuación. Véase más adelante.

²⁴ Dado que varios de los componentes del modelo están dirigidos por sus respectivos términos de perturbación, el proceso de estimación se inicia con la obtención de las *ratios* q , definidas como los cocientes entre cada

En una serie de este tipo, el análisis del componente estacional exige, en una primera etapa, extraer una aproximación de las fluctuaciones de periodo anual y semanal que permita formular especificaciones tentativas de cada una de ellas y, en última instancia, estimarlas conjuntamente con la fluctuación de periodo diario y el componente de nivel en el modelo estructural antes especificado.

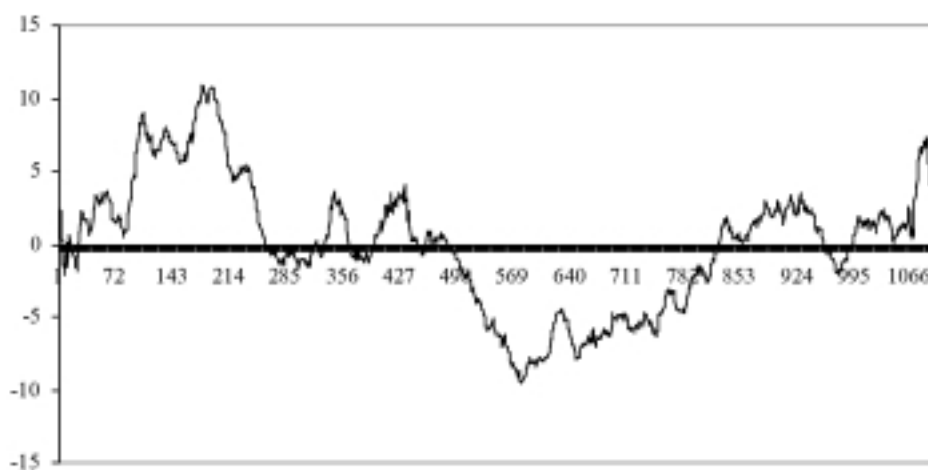
En este sentido, el primer paso para la extracción de estas fluctuaciones estacionales consistirá en eliminar el componente de largo plazo. El procedimiento más sencillo para conseguirlo en esta primera etapa consiste en estimar el modelo

$$y_t = \alpha + \beta t + v_t \quad [2]$$

y extraer las fluctuaciones estacionales a partir del residuo, $\{\hat{v}_t\}$, de la estimación del modelo anterior.

En primer lugar se puede extraer una aproximación de la fluctuación de periodo anual para un año no bisiesto a través de los siguientes pasos: a) cálculo de medias móviles de periodo 21 de la serie $\{\hat{v}_t\}$; la serie resultante se denotará por $\{mm(21)_t\}$; b) cálculo de medias por turno horario del año de la serie $\{mm(21)_t\}$ ²⁵; c) corrección de las medias calculadas en el paso anterior de modo que la suma de las medias resultantes sea nula; la serie obtenida de esta manera se denotará por $\{\hat{\gamma}_{1,h^a}^{annual}\}$ (véase Figura 2); d) especificación y estimación de una *spline* que recoja la fluctuación de periodo anual.

FIGURA 2
MEDIAS POR TURNO HORARIO DEL AÑO



una de las varianzas de estos términos y la mayor de ellas. Por otra parte, las *splines* especificadas no son estocásticas y se especifican en términos de un conjunto de regresores (véase Apéndice) que permiten usar directamente el programa *STAMP* (KOOPMAN y otros, 2000) para la estimación del modelo.

²⁵ Estas medias se calculan una vez eliminadas las observaciones correspondientes al 29 de febrero de 2000.

De acuerdo con el procedimiento explicado en el Apéndice, la variación estacional anual puede ser recogida mediante una *spline* de 18 tramos definida como sigue:

$$\gamma_{2,t}^{anual} = g_{1,0}^a X_{1,t}^a + \dots + g_{18,0}^a X_{18,t}^a \quad [3]$$

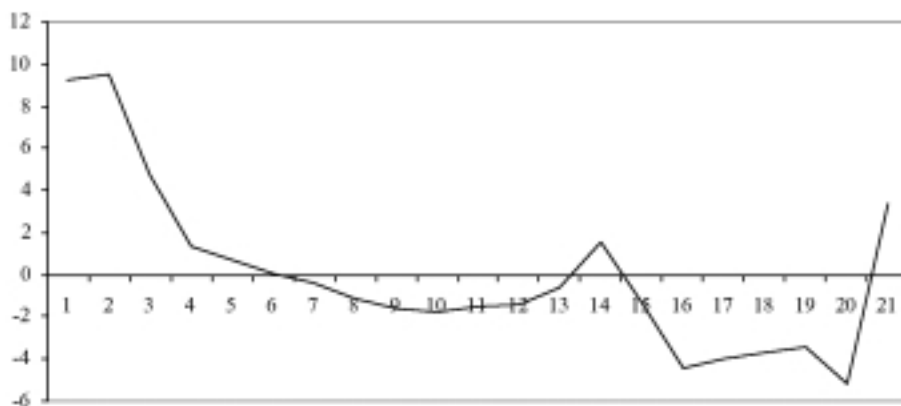
y la estimación final de esta fluctuación, $\{\hat{\gamma}_{3,t}^{anual}\}$, puede ser obtenida a partir de la incorporación de estos regresores junto con el resto de los componentes de la serie en el modelo estructural.

Antes de estimar tal modelo, debe formularse la *spline* semanal. Para ello, una aproximación de la fluctuación estacional de periodo semanal puede obtenerse mediante el proceso siguiente: a) eliminación de la fluctuación de periodo anual de la serie sin tendencia, es decir, cálculo de la serie $\{\hat{v}_t - \hat{\gamma}_{2,t}^{anual}\}$; b) cálculo de medias móviles de periodo 3 de la serie $\{\hat{v}_t - \hat{\gamma}_{2,t}^{anual}\}$; la serie resultante se denotará por $\{mm(3)_t\}$; c) cálculo de medias por turno horario de la semana de la serie $\{mm(3)_t\}$; d) corrección de las medias calculadas en el paso anterior de modo que la suma de las medias resultantes sea nula; la serie obtenida de esta manera se denotará por $\{\hat{\gamma}_{1,h^s}^{semanal}\}$ (véase Figura 3); e) especificación de una *spline* que se ajuste a las medias calculadas en el apartado anterior para recoger la fluctuación de periodo semanal. La estimación obtenida a través de la *spline* será denotada por $\{\hat{\gamma}_{2,h^s}^{semanal}\}$, de modo que $\hat{\gamma}_{2,t}^{semanal} = \hat{\gamma}_{2,h^s}^{semanal}$, si la observación en el instante del tiempo t corresponde al turno horario h^s de la semana, $h^s = 1, \dots, 21$. Siguiendo un procedimiento análogo al descrito en el Apéndice para especificar la *spline* en un año no bisiesto, la variación estacional de periodo semanal puede ser modelada como:

$$\gamma_{2,t}^{semanal} = g_{1,0}^s X_{1,t}^s + \dots + g_{6,0}^s X_{6,t}^s \quad [4]$$

donde $X_{i,t}^s$, $i=1, 2, \dots, 6$ son los regresores que definen una *spline* de 6 tramos. La estimación final de esta variación, $\{\hat{\gamma}_{3,t}^{semanal}\}$, se obtiene incorporando estos regresores en el modelo estructural.

FIGURA 3
MEDIAS POR TURNO HORARIO DE LA SEMANA



Aunque no sea necesario para la estimación del modelo estructural, se han calculado también las medias por turno del día de la serie $\{\hat{v}_t - \hat{\gamma}_{2,t}^{anual} - \hat{\gamma}_{2,t}^{semanal}\}$ corregidas convenientemente. Las medias así obtenidas $\{\hat{\gamma}_{1,h^d}^{diaria}\}$, representadas en la Figura 4, tienen por objeto reflejar la incidencia de la variación estacional intradiaria, pero no pueden interpretarse como estimación de este componente dada su naturaleza estocástica.

Una vez especificadas las *splines* anual y semanal, el modelo estructural apropiado es:

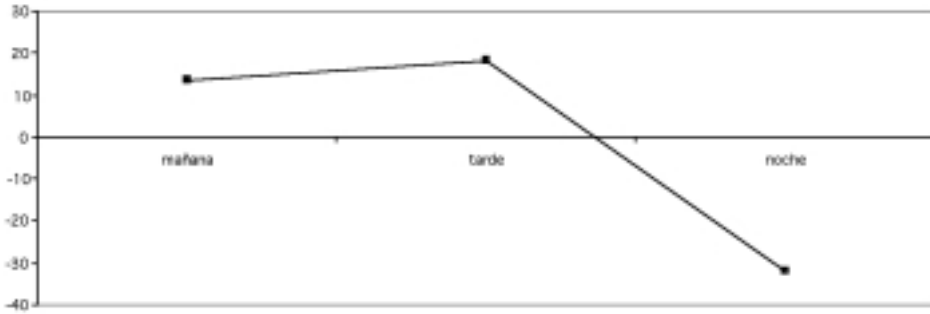
$$y_t = \mu_t + \gamma_t^{diario} + g_{1,0}^a X_{1,t}^a + \dots + g_{18,0}^a X_{18,t}^a + g_{1,0}^s X_{1,t}^s + \dots + g_{6,0}^s X_{6,t}^s + \varepsilon_t, \quad [5]$$

que puede transformarse en el modelo estimable²⁶:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t^{diario} + g_{2,0}^{a*} X_{1,t}^a + \dots + g_{18,0}^{a*} X_{18,t}^a + g_{2,0}^{s*} X_{1,t}^s + \dots + g_{6,0}^{s*} X_{6,t}^s + \varepsilon_t, \quad [6]$$

donde μ_t es un componente de nivel estocástico que incluye una pendiente estocástica y el patrón estacional diario se ha modelado mediante términos trigonométricos estocásticos.

FIGURA 4
MEDIAS POR TURNO HORARIO DEL DÍA



Los resultados de la estimación máximo verosímil de este modelo confirman la naturaleza estocástica del patrón estacional diario y sugieren que el término de pendiente es fijo. Se decidió, entonces, incluir un término de pendiente fija, pero, de acuerdo con el test de significación del valor de este componente en el vector de estado final, el componente de nivel se especificó como un camino aleatorio sin deriva²⁷. Por otra parte, la serie analizada presenta observaciones claramente anómalas, que han sido corregidas a través de variables de intervención incorporadas tanto en el componente irregular como en el componente de nivel y definidas como $I_{f(h^d,d)}$, que toman el valor 1 si la observación corresponde a la fecha del año f y al turno horario h^d del día de la se-

²⁶ Nótese que $\sum_{i=1}^{18} X_{i,t}^a = 1, \forall t$, y $\sum_{i=1}^6 X_{i,t}^s = 1, \forall t$.

²⁷ Esta conclusión requiere un comentario adicional, dado que el gráfico de la serie muestra una tendencia ligeramente creciente. Sin embargo, este crecimiento es recogido por el componente de nivel estocástico especificado.

mana d . Los resultados de la estimación se muestran en las Tablas 1 a 5 y en las Figuras 5 a 8²⁸.

La estimación de los hiperparámetros (véase Tabla 1) indica que tanto el nivel de la serie como, sobre todo, la fluctuación diaria varían moderadamente en el tiempo. En cuanto a las fluctuaciones anual y semanal, la significación de todos los regresores incorporados en el modelo estructural final indica la relevancia de estas variaciones estacionales (véase Tabla 3). La Tabla 4 muestra las estimaciones de los parámetros $\lambda_{f(h^d,d)}$ correspondientes a las variables de intervención. Cuatro de las seis intervenciones introducidas en el nivel de la serie ayudan a recoger el denominado efecto 2000²⁹. Las dos primeras intervenciones en el nivel recogen el incremento notable de las visitas que se produjo a principios de marzo de 1998 y la posterior vuelta a la normalidad³⁰. En cuanto a las 29 intervenciones introducidas en el componente irregular, la mayoría de ellas se localizan en diciembre (14), casi todas en el periodo navideño, en el que también se ubican las cuatro intervenciones localizadas en enero (4)³¹. Las demás corresponden a los

²⁸ Aunque el comportamiento de los errores de predicción parece indicar que el modelo es apropiado, la bondad del mismo está supeditada, entre otras hipótesis, a la veracidad del supuesto de que la variación estacional de periodo semanal es determinística. Con objeto de aclarar la razonable duda, se especificó un modelo que, una vez eliminada la variación estacional estocástica diaria, permitiera contrastar la naturaleza estocástica del patrón estacional semanal. Sin embargo, la varianza de los términos de perturbación de este componente es nula, lo que ratifica su carácter determinístico. Cabría pensar que el carácter estocástico de la fluctuación estacional semanal haya sido amortiguado por el carácter estocástico asumido para la fluctuación estacional diaria; sin embargo, formulando un modelo con nivel estocástico, *spline* anual y estacionalidad semanal estocástica para la serie original, resultó de nuevo que la varianza del término de perturbación del componente estacional semanal era nula.

²⁹ Aunque finalmente no se detectaron incidencias importantes relacionadas con el efecto 2000, existía un clima de preocupación entre los gestores de la sanidad en Canarias que se tradujo, incluso, en el establecimiento de dispositivos de emergencia para garantizar la prestación de los servicios sanitarios, algunos de los cuales se recogen en los periódicos de la provincia (*El Día*, jueves 30 de diciembre de 1999:14 y viernes 7 de enero de 2000:10). De acuerdo con los responsables del servicio de urgencias analizado, los centros de atención primaria procuraban adelantar las citas que de otro modo se hubieran asignado a las fechas de principios de 2000. Y dada la relación directa entre las visitas a los centros de atención primaria y al servicio de urgencias, el centro analizado experimentó un incremento de las visitas por encima de lo esperado en las fechas previas al final del año 1999, mientras que a principios del año 2000 se registraron menos visitas de lo habitual y se produjo una progresiva vuelta a la normalidad. En el caso particular de la intervención localizada el 27 de febrero de 2000 el incremento del número de visitas probablemente esté asociado también a la densa calima (combinación de vientos fuertes y polvo en suspensión que, ocasionalmente, se presenta en Canarias con relativa intensidad) que cubrió los pueblos de la isla, sobre todo la costa este y sur (*El Día*, domingo 27 de febrero de 2000:14).

³⁰ En estas fechas, la prensa local recoge declaraciones del coordinador del servicio de urgencias, Dr. Antonio Martín, en las que señalaba que la calima y el excesivo calor provocaron un incremento espectacular de las urgencias por problemas respiratorios (*La Gaceta de Canarias*, jueves 5 de marzo de 1998). Además, la gripe se manifestó ese año con un mes y medio de retraso respecto del año anterior (*Diario de Avisos*, miércoles 11 de marzo de 1998:24).

³¹ Muchas de estas intervenciones pueden estar asociadas a fenómenos atmosféricos. Por ejemplo, el incremento de la demanda registrada en el servicio el día 2 de enero de 2002 puede tener relación con la espesa calima que cubrió parte de la isla en los días anteriores (*El Día*, 31 de diciembre de 2001:28). En algunos casos, otras circunstancias meteorológicas pueden ayudar a explicar comportamientos anómalos. Por ejemplo, la disminución de las visitas registrada el 5 de enero de 1999 podría estar relacionada con la situación de alerta declarada en Canarias a principios de ese año que, además de provocar problemas de tráfico, motivó que la población permaneciera en casa (*El Día*, miércoles 6 de enero de 1999:15, 24). Una explicación similar puede darse a las intervenciones introducidas el 26 de diciembre de 2001 para los turnos de mañana y tarde y el 31 de diciembre de 2001, quizás relacionadas con el temporal que azotó la isla en el periodo navideño y tuvo especial intensidad en las fechas anteriores a aquéllas en las que se localizaron las intervenciones (*El Día*, miércoles 26 de diciembre de 2001:1,30 y miércoles 2 de enero de 2002:30). La intensa nevada del 5 de enero de 2002 puede haber influido negativamente en el volumen de visitas de ese día (*El Día*, domingo 6 de enero de 2002:47). De igual modo, el temporal de viento

meses de febrero (4)³², mayo (6) y noviembre (1). Estas intervenciones en el componente irregular se distribuyen de forma más o menos homogénea en los diferentes días de la semana, mientras que la gran mayoría se localizan en el turno de tarde.

TABLA 1
VARIANZAS DE LOS TÉRMINOS DE PERTURBACIÓN

	Irregular ($\hat{\sigma}_\varepsilon^2$)	Nivel ($\hat{\sigma}_\eta^2$)	Estacionalidad diaria ($\hat{\sigma}_\omega^2$)
Varianza	120,9800	0,22306	0,075356
Ratio señal-ruido	(1,0000)	(0,0018)	(0,0006)

TABLA 2
VECTOR DE ESTADO FINAL

Componente	Estimación	Componente	Estimación	Componente	Estimación
$\hat{\mu}_T$	108,4832	$\hat{\gamma}_{1,T}^{diario}$	-38,2360	$\hat{\gamma}_{1,T}^{diario*}$	-1,2015

Nota: El valor del estadístico del contraste de significación conjunta del componente estacional de periodo diario fue $\chi^2=345,615$.

de mediados de diciembre puede ayudar a justificar el comportamiento anómalo registrado el 16 de diciembre de 2002 (*El Día*, lunes 16 de diciembre de 2002:53 y martes 17 de diciembre de 2002:1).

³² Se introdujo una variable de intervención específica para recoger el potencial efecto de la celebración de los Carnavales. En concreto se asumió que los comportamientos anómalos podrían aparecer el viernes, sábado y lunes anteriores al miércoles de ceniza; pero este regresor no resultó significativo, tal vez como consecuencia de la dotación de personal y medios para que la atención sanitaria sea prestada *in situ* durante el periodo analizado. También se introdujo una variable de intervención para recoger el efecto del puente de Semana Santa, que podría traducirse en un incremento de las visitas registradas el lunes siguiente. Pero este regresor tampoco resultó significativo.

TABLA 3
PARÁMETROS LIBRES EN LA ESPECIFICACIÓN DE LA *SPLINE*

Parámetro	Estimación	Estadístico <i>t</i>	Parámetro	Estimación	Estadístico <i>t</i>
$\hat{g}_{2,0}^{a*}$	-0,011882	-3,8697	$\hat{g}_{13,0}^{a*}$	0,080296	3,3343
$\hat{g}_{3,0}^{a*}$	0,29675	3,8764	$\hat{g}_{14,0}^{a*}$	-584,53	-3,9818
$\hat{g}_{4,0}^{a*}$	-0,019065	-3,4123	$\hat{g}_{15,0}^{a*}$	33,518	3,9330
$\hat{g}_{5,0}^{a*}$	1,4606	3,2278	$\hat{g}_{16,0}^{a*}$	-10,835	-4,0984
$\hat{g}_{6,0}^{a*}$	-0,016835	-3,9842	$\hat{g}_{17,0}^{a*}$	401,23	4,4358
$\hat{g}_{7,0}^{a*}$	0,16881	4,3688	$\hat{g}_{18,0}^{a*}$	-157,73	-4,1739
$\hat{g}_{8,0}^{a*}$	-30,709	-3,8255	$\hat{g}_{2,0}^{a*}$	28,642	31,6250
$\hat{g}_{9,0}^{a*}$	0,86126	3,7794	$\hat{g}_{3,0}^{a*}$	2.148,1	12,8750
$\hat{g}_{10,0}^{a*}$	-0,069655	-4,4628	$\hat{g}_{4,0}^{a*}$	4.264,2	12,9620
$\hat{g}_{11,0}^{a*}$	309,21	3,1404	$\hat{g}_{5,0}^{a*}$	-39.240	-22,0050
$\hat{g}_{12,0}^{a*}$	-617,16	-3,1150	$\hat{g}_{6,0}^{a*}$	34.165	30,0290

Las estimaciones de los efectos estacionales de periodo anual y semanal, $\hat{\gamma}_{3,t}^{anual}$ y $\hat{\gamma}_{3,t}^{semanal}$ se han obtenido a partir de los coeficientes de regresión estimados para los regresores $X_{2,t}^a, \dots, X_{18,t}^a$ en el primer caso, y $X_{2,t}^s, \dots, X_{6,t}^s$ en el caso semanal³³. En términos medios a lo largo de la muestra, el efecto estacional de periodo anual representa algo menos del 5 por 100 del valor de la serie original, como ocurre también en el caso semanal. Con respecto al nivel medio de la serie original, la variación estacional anual llega a representar casi un 11 por 100, mientras que en el caso semanal este porcentaje asciende al 14 por 100.

³³ El término independiente de cada *spline* se ha calculado de forma que la suma de los efectos estacionales de periodo anual a lo largo del año sea nula y, del mismo modo, la suma de los efectos estacionales de periodo semanal a lo largo de la semana sea nula. Las estimaciones del componente de nivel (véanse Tabla 2 y Figura 5) han sido también apropiadamente corregidas de acuerdo con las modificaciones efectuadas en el componente estacional.

TABLA 4
PARÁMETROS DE LAS VARIABLES DE INTERVENCIÓN

Componente irregular					
Parámetro	Estimación	Parámetro	Estimación	Parámetro	Estimación
$\hat{\lambda}_{28-02-97(3,V)}$	-41,093	$\hat{\lambda}_{16-05-99(2,D)}$	-60,089	$\hat{\lambda}_{26-12-01(1,X)}$	-43,735
$\hat{\lambda}_{20-05-97(3,M)}$	-44,681	$\hat{\lambda}_{02-11-99(1,M)}$	41,631	$\hat{\lambda}_{26-12-01(2,X)}$	-46,252
$\hat{\lambda}_{21-05-97(2,X)}$	64,158	$\hat{\lambda}_{24-12-99(2,V)}$	-44,126	$\hat{\lambda}_{31-12-01(2,L)}$	-56,866
$\hat{\lambda}_{22-05-97(2,J)}$	88,469	$\hat{\lambda}_{25-12-99(1,S)}$	30,753	$\hat{\lambda}_{02-01-02(2,X)}$	39,818
$\hat{\lambda}_{24-12-97(2,X)}$	-39,353	$\hat{\lambda}_{25-12-99(2,S)}$	33,066	$\hat{\lambda}_{05-01-02(2,S)}$	-49,353
$\hat{\lambda}_{05-02-98(2,J)}$	40,386	$\hat{\lambda}_{26-12-99(1,D)}$	39,150	$\hat{\lambda}_{20-05-02(1,L)}$	49,612
$\hat{\lambda}_{28-02-98(3,S)}$	-45,041	$\hat{\lambda}_{26-12-99(2,D)}$	36,688	$\hat{\lambda}_{16-12-02(2,L)}$	-48,881
$\hat{\lambda}_{24-12-98(2,J)}$	-43,595	$\hat{\lambda}_{31-12-99(2,V)}$	-45,967	$\hat{\lambda}_{24-12-02(2,M)}$	-42,709
$\hat{\lambda}_{05-01-99(2,M)}$	-46,414	$\hat{\lambda}_{05-01-01(2,V)}$	-50,605	$\hat{\lambda}_{31-12-02(2,M)}$	-41,773
$\hat{\lambda}_{16-05-99(1,D)}$	59,436	$\hat{\lambda}_{05-02-01(1,L)}$	44,131		
Componente de nivel					
Parámetro	Estimación	Parámetro	Estimación	Parámetro	Estimación
$\hat{\lambda}_{07-03-98(3,D)}$	10,614	$\hat{\lambda}_{17-12-99(3,V)}$	13,395	$\hat{\lambda}_{02-01-00(3,D)}$	-12,755
$\hat{\lambda}_{10-03-98(2,M)}$	-19,160	$\hat{\lambda}_{26-12-99(2,D)}$	-13,408	$\hat{\lambda}_{27-02-00(3,D)}$	12,661

TABLA 5
COMPONENTE ESTACIONAL DE PERIODO DIARIO EN LOS TRES TURNOS
HORARIOS DEL 31 DE DICIEMBRE DE 2002

Turno	Estimación	Turno	Estimación	Turno	Estimación
Mañana	18,5033	Tarde	20,5873	Noche	-37,8047

En el largo plazo, la serie de visitas muestra un comportamiento creciente que sólo se interrumpe a finales de 1999 como resultado, quizás, del ya mencionado efecto 2000 (véase Figura 5)³⁴. La Figura 6 muestra el patrón estacional de periodo anual para un año no bisiesto. Los niveles máximos corresponden a febrero y marzo y tras una caída prolongada,

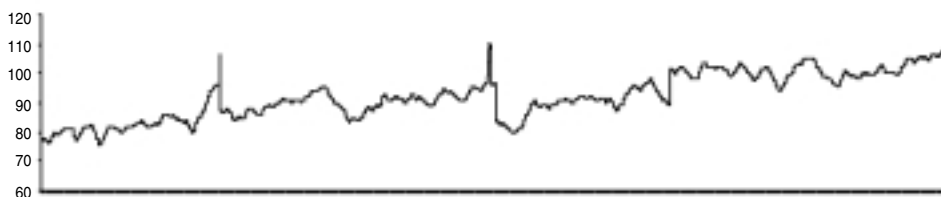
³⁴ En la representación del nivel estocástico de la serie puede observarse también el efecto de las intervenciones incorporadas en dicho componente en momentos puntuales en los que la brusquedad del cambio impedía que la naturaleza estocástica del componente permitiera captar por sí sola dicha transformación. Nótese que el componente de nivel representado corresponde a la estimación obtenida a partir del modelo

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \sum_{f(h^d,d)} \lambda_{f(h^d,d)} I_{f(h^d,d)} + \eta_t$$
. Otras alteraciones más suaves de la variación en el comportamiento de largo plazo

de la serie fueron, sin embargo, adecuadamente captadas por la especificación estocástica del componente sin necesidad de introducir variables de intervención específicas.

sólo interrumpida por los repuntes de finales de abril y mayo, se alcanzan niveles mínimos a mediados de julio y agosto; a continuación se observa un incremento de las visitas hasta finales de octubre, el mes de noviembre vuelve a ser de descenso y a finales de diciembre se registran nuevos máximos para terminar el año con una nueva disminución de las visitas realizadas por los pacientes en los dos últimos días³⁵. A esta descripción general habría que añadir la presencia de ciertos repuntes a mediados de enero, finales de julio y principios de diciembre. Algunas de estas variaciones pueden tener que ver con la presencia de periodos vacacionales, la incidencia específica de enfermedades respiratorias o la existencia de cambios climáticos o atmosféricos³⁶.

FIGURA 5
COMPONENTE DE NIVEL



La Figura 7 muestra un patrón estacional semanal caracterizado por máximos registrados los lunes en los turnos de día³⁷. A continuación se produce un descenso continuado hasta la tarde del miércoles, cuando la tendencia se invierte y las visitas aumentan hasta la tarde del viernes. Un nuevo descenso conduce a niveles mínimos desde la mañana del sábado hasta la tarde del domingo, en la que se registra el mínimo absoluto, y el domingo por la noche se produce un nuevo repunte de las visitas. La estimación del componente estacional diario el día 31 de diciembre de 2002 (véase Tabla 5) muestra un patrón similar al observado en la Figura 4. Por supuesto, las diferencias pueden ser explicadas por la naturaleza estocástica de este componente en el modelo especificado. Dicha naturaleza se observa claramente si se representa la evolución de este componente para cada uno de los tres turnos diarios a lo largo de la muestra (véase Figura 8). A partir del cálculo de las medias

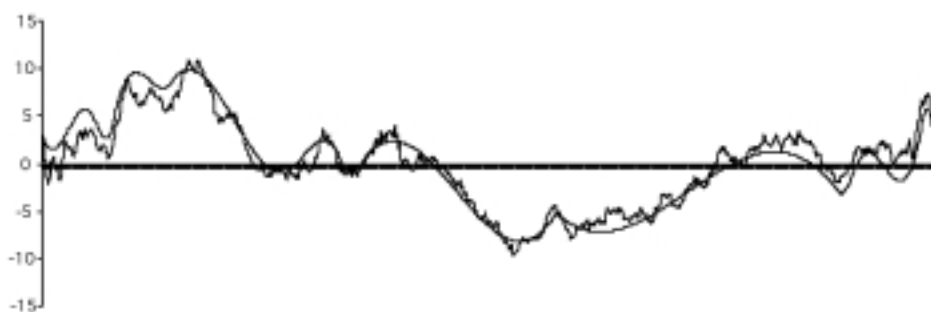
³⁵ Podría pensarse que la *spline* anual estimada no se ajusta exactamente al patrón estacional anual indicado por las medias por turno horario del año representadas en la Figura 3. Sin embargo, estas medias constituyen sólo una primera aproximación de esta variación estacional obtenida a partir de la imposición de supuestos rígidos sobre el comportamiento de los restantes componentes de la serie. En este sentido, las diferencias encontradas pueden ser el resultado de la ganancia en precisión derivada de la estimación conjunta, además del efecto evidente de la incorporación de variables de intervención para el tratamiento de observaciones anómalas.

³⁶ Véase TUDELA y MÓDOL (2003). En el caso particular de los SUH canarios la frecuencia con la que se presentan calimas constituye, como de hecho se ha observado en el análisis realizado, un importante problema sanitario que se acompaña de un aumento de la demanda asistencial urgente, fundamentalmente por causas respiratorias y trastornos de ansiedad (véase GARCÍA y otros, 2001).

³⁷ CASADO y otros (2003) utilizaron información de un conjunto de servicios hospitalarios españoles y en todos ellos el lunes es el día de mayor demanda. Véase también ALONSO y otros (1993) y TUDELA y MÓDOL (2003).

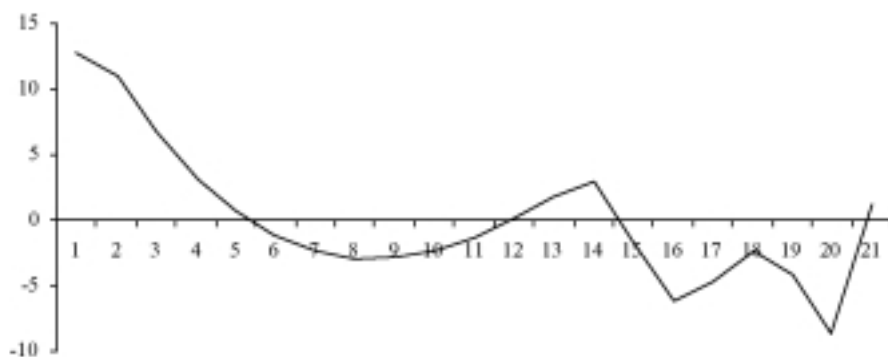
de estas tres series, la conclusión más evidente es que los turnos de día registran más visitas que el turno de noche³⁸.

FIGURA 6
VARIACIÓN ESTACIONAL DE PERIODO ANUAL (AÑO NO BISIESTO)



Nota: Nótese que se han representado conjuntamente la *spline* anual estimada y las medias por turno horario del año de la Figura 2.

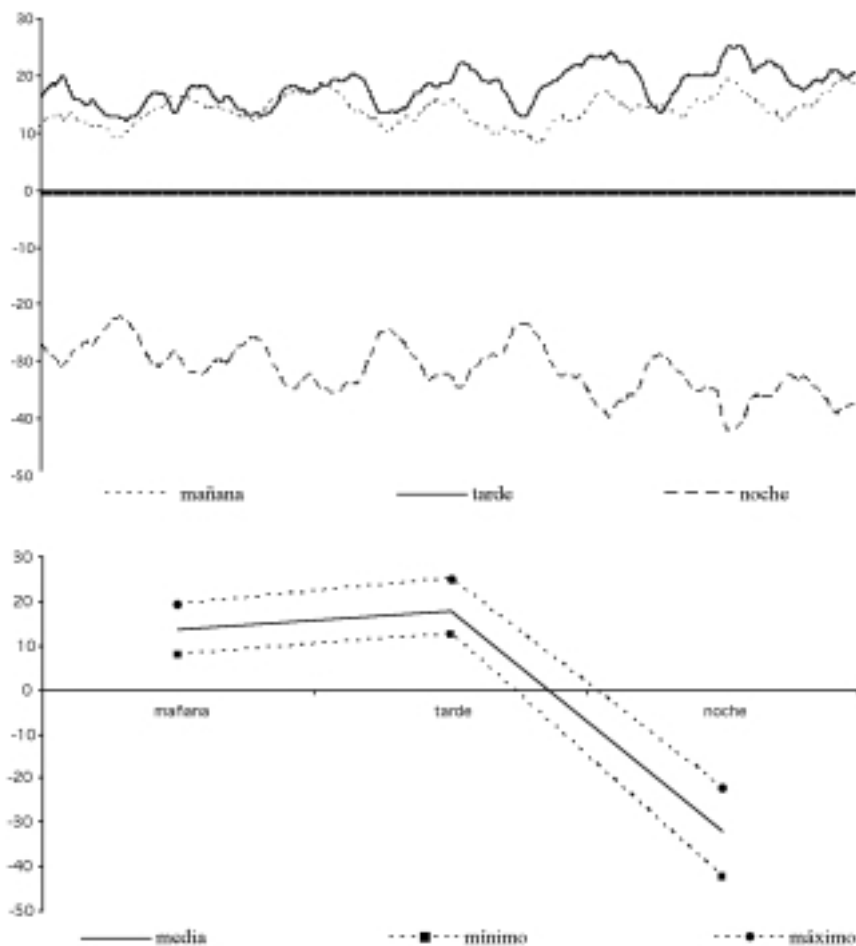
FIGURA 7
VARIACIÓN ESTACIONAL DE PERIODO SEMANAL



³⁸ La mayor afluencia registrada, en general, en el turno de tarde y sobre todo la reducida afluencia nocturna pueden responder, quizás, al hecho de que los horarios de consulta están determinados en su mayoría, no tanto por la presentación clínica de la urgencia, como por ritmos sociales, como son el horario laboral y las comidas. La conclusión obtenida sobre este patrón de comportamiento, ya señalada por ALONSO y otros (1993), OCHOA (2002) y TUDELA y MÓDOL (2003), podría fundamentarse mejor si se efectuara un análisis de las visitas registradas cada hora. De hecho, éste es el patrón de comportamiento descrito en otros trabajos a partir del cálculo de *simples* medias por hora del día.

En términos medios a lo largo de la muestra, el efecto estacional diario representa el 28 por 100 del nivel de la serie. Y con respecto al nivel medio de la serie a lo largo de la muestra, la variación estacional diaria llega a representar el 46 por 100. También en términos medios, el efecto estacional conjunto, como agregación de las variaciones de periodo anual, semanal y diario, alcanza a significar casi el 50 por 100 del valor medio de la serie a lo largo de la muestra.

FIGURA 8
VARIACIÓN ESTACIONAL DE PERIODO DIARIO



5. Conclusiones

El análisis de la serie de visitas registradas en diferentes turnos horarios en el Hospital Universitario Nuestra Señora de Candelaria ha permitido advertir un crecimiento a largo plazo, inestable pero relevante. Y, sobre todo, ha sido posible caracterizar las variaciones estacionales a lo largo del año, la semana y el día. Tal vez los responsables del servicio poseían un conocimiento intuitivo de tales características, pero ahora disponen de un conocimiento más preciso y objetivo a partir del cual adoptar decisiones trascendentes para el funcionamiento del centro. Por ejemplo, se aporta un argumento cuantitativo para justificar la contratación de personal de refuerzo en determinadas épocas del año, días de la semana o turnos horarios. Incluso cabe pensar en la redistribución temporal del personal contratado y asignado a diferentes turnos, aunque estas decisiones estarán condicionadas por la estructura organizativa del centro y la flexibilidad laboral que permitan las restricciones de tipo corporativo y sindical que pudieran estar presentes.

En cualquier caso, y pensando sólo en la eficiencia de la asignación de recursos, no cabe duda que una base de datos horaria proporciona una información más rica de la demanda y, por tanto, facilitaría la determinación de una distribución óptima de los turnos del personal. Por otra parte, las dotaciones de medios materiales y humanos podrían incluso adaptarse mejor a la realidad social del entorno del centro en cuestión si se dispusiera de información más exhaustiva, como puede ser la relativa a la incidencia horaria de cada una de las diferentes patologías presentadas por los pacientes que acuden a ese servicio de urgencias. En este sentido, se cuenta ya con una base de datos horaria para determinados grupos de patologías y sólo es preciso desarrollar herramientas analíticas que se adapten a las particulares propiedades estadísticas de estas nuevas series.

Por último, si el ámbito de estudio se extiende a otros centros, cabría la posibilidad de evaluar la conveniencia de desviar la demanda de servicios de urgencias registrada en centros saturados, en determinados días a determinadas horas, hacia otros que en esos mismos momentos pueden presentar exceso de capacidad para atender exclusivamente su propia demanda. Debería tenerse en cuenta que la disparidad entre la capacidad de las estructuras y el número de visitas determina inevitablemente una asistencia precaria o, *en el mejor de los casos*, supone un despilfarro de recursos.

Referencias bibliográficas

- [1] ALONSO, M., HERNÁNDEZ, R., DEL BUSTO, F., y CUETO, A. (1993): «Utilización de un servicio de urgencias hospitalario», *Revista de Sanidad e Higiene Pública* 67:39-45.
- [2] ANDRÉN, K.G., y ROSENQVIST, U. (1985): «Heavy Users of an Emergency Department: Psychosocial and Medical Characteristics, Other Health Care Contacts and the Effect of a Hospital Social Worker Intervention», *Social Science & Medicine* 21:761-770.
- [3] ANDRÉN, K.G., y ROSENQVIST, U. (1987): «Heavy Users of an Emergency Department: A Two Year Follow-up Study», *Social Science & Medicine* 25(7):825-831.
- [4] AZPIAZU, J.L. (1997): «Los frecuentadores de los servicios de urgencias», *Medicina Clínica* 108: 737-738.

- [5] BENZ, J.R., y SHANK, J.C. (1982): «Alteration of Emergency Room Usage in a Family Practice Residency Programme», *Journal of Family Practice* 15:1135-1139.
- [6] BIRNBAUM, A.E., GALLAGHER, J., UTKEWICZ, M., GENNIS P., y CARTER, W. (1994): «Failure to Validate a Predictive Model for Refusal of Care to Emergency-department Patients», *Academic Emergency Medicine* 1:213-217.
- [7] BOLÍBAR, I., BALANZÓ, X., ARMADA, A., FERNÁNDEZ, J.L., FOZ, G., SANZ, E., y DE LA TORRE, M. (1996): «El impacto de la reforma de la atención primaria en la utilización de servicios de urgencias hospitalarios», *Medicina Clínica* 107:289-295.
- [8] CASADO, J.L., PÉREZ, J.J., TEJEDOR, M., PRIETO, M.M., FERNÁNDEZ, I., PÉREZ, G., y DE MANUEL, E. (2003): «Atención urgente. Estudio de la situación y propuestas de futuro», *Todo Hospital* 198: 427-448.
- [9] CHAN, L.S., GALAIF, M.A., y KUSHI, C.L. (1985): «Referrals from Hospital Emergency Departments to Primary Care Centers for Nonurgent Care», *Journal of Ambulatory Care Management* 8:57-69.
- [10] CHANDE, V.T., WYSS, N., y EXUM, V. (1996): «Educational Interventions to Alter Pediatric Emergency Department Utilization Patterns», *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine* 150:525-528.
- [11] DALE, J., GREEN, J., REID, F., y GLUCKSMAN, E. (1995): «Primary Care in the Accident and Emergency Department: I Prospective Identification of Patients», *British Medical Journal* 311:423-426.
- [12] DALE, J., GREEN, J., REID, F., GLUCKSMAN, E., y HIGGS, R. (1995): «Primary Care in the Accident and Emergency Department: II Comparison of General Practitioners and Hospital Doctors», *British Medical Journal* 311:427-430.
- [13] DALE, J., LANG, H., ROBERTS, J.A., GREEN, J., y GLUCKSMAN, E. (1996): «Cost Effectiveness of Treating Primary Care Patients in Accident and Emergency: A Comparison between General Practitioners, Senior House Officers and Registrars», *British Medical Journal* 312:1340-1344.
- [14] DERLET, R.W. (2002): «Overcrowding in Emergency Department: Increased Demand and Decreased capacity», *Annals of Emergency Medicine* 39(4):430-432.
- [15] DERLET, R.W., KINSER, D., y RAY, L. (1995): «Prospective Identification and Triage of Non Emergency Patients out of an Emergency Department: A 5-year Study», *Annals of Emergency Medicine* 25:215-244.
- [16] DERLET, R.W., y NISHIO, D.A. (1990): «Refusing Care to Patients Who Present to an Emergency Department», *Annals of Emergency Medicine* 19:262-267.
- [17] DERLET, R.W., NISHIO, D.A., COLE, L.M., y SILVA, J. (1992): «Triage of Patients out of the Emergency Department: Three-year Experience», *American Journal of Emergency Medicine* 10:195-199.
- [18] DERLET, R.W., y RICHARDS, J.R. (2000): «Overcrowding in the Nation's Emergency Departments: Complex Causes and Disturbing Effects», *Annals of Emergency Medicine* 35(1):63-68.
- [19] DRISCOLL, P.A., VINCENT, C.A., y WILKINSON, M. (1987): «The Use of the Accident and Emergency Department», *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine* 4:77-82.
- [20] DURBIN, J., y KOOPMAN, S.J. (2001): *Time Series Analysis by State Space Models*. Oxford University Press.

- [21] FLEMING, G.V., y ANDERSEN, R.M. (1986): «The Municipal Health Services Program: Improving Access to Primary Care without Increasing Expenditures», *Medical Care* 24:565-579.
- [22] FOLDES, S.S., FISCHER, L.R., y KAMINSKY, K. (1994): «What Is an Emergency? The Judgments of Two Physicians», *Annals of Emergency Medicine* 23:833-840.
- [23] GARCÍA, J., HERNÁNDEZ, A., BLASCO, A., RODRÍGUEZ, B.C., RANCAÑO, E., y NÚÑEZ, S. (2001): «Invasión de viento sahariano y su impacto en la asistencia sanitaria urgente», *Emergencias* 13:372-376.
- [24] GIL, J.M., y GIL, A. (1988): *Informe sobre servicios de urgencia del sistema sanitario público*. Madrid. Oficina del Defensor del Pueblo.
- [25] GILL, J.M. (1999): «Use of Hospital Emergency Departments for Nonurgent Care: A Persistent Problem with No Easy Solutions», *American Journal of Managed Care* 5(12):1565-1568.
- [26] GILL, J.M., y DIAMOND, J.J. (1996): «Effect of Primary Care Referral on Emergency Department Use: Evaluation of a Statewide Medicaid Program», *Family Medicine* 28:178-182.
- [27] GILL, J.M., MAINOUS, A.G., y NSEREKO, M. (2000): «The Effect of Continuity of Care on Emergency Department Use», *Archives of Family Medicine* 9(4): 333-338.
- [28] GROSSMAN, L.K., RICH, L.N., y JOHNSON, C. (1998): «Decreasing Nonurgent Emergency Department Utilization by Medicaid Children», *Pediatrics* 102:20-24.
- [29] GRUPO DE TRABAJO SEMES-INSALUD (2001) «Calidad en los servicios de urgencias. Indicadores de calidad», *Emergencias* 13:60-65.
- [30] HANSAGI, H., CARLSSON, B., OLSSON, M., y EDHAG, O. (1987): «Trial of a Method of Reducing Inappropriate Demands on a Hospital Emergency Department», *Public Health* 101:99-105.
- [31] HANSAGI, H., ALLEBECK, P., y EDHAG, O. (1989): «Health Care Utilization after Referral from a Hospital Emergency Department», *Scandinavian Journal of Social Medicine* 17:291-299.
- [32] HARVEY, A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- [33] HILDITCH, J. R. (1980): «Changes in Hospital Emergency Department Use Associated with Increased Family Physician Availability», *Journal of Family Practice* 11:91-96.
- [34] JIMÉNEZ, L. (2003): «Urgencias en el tercer milenio», *Todo Hospital* 198: 424-426.
- [35] KALMAN, R.E. (1960): «A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems», *Transactions ASME, Series D, Journal of Basic Engineering* 82:35-45.
- [36] KALMAN, R.E., y BUCY, R.S. (1961): «New Results in Linear Filtering and Prediction Theory», *Transactions ASME, Series D, Journal of Basic Engineering* 83:95-108.
- [37] KAPLAN, D.W., CALONGE, B.N., GUERNSEY, B.P., y HANRAHAN, M.B. (1998): «Managed Care and School-based Health Centres. Use of Health Services», *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine* 152:25-33.
- [38] KOOPMAN, S.J. (1992): *Diagnostic Checking and Intra-daily Effects in Time Series Models*. Tinbergen Institute Research Series 27.

- [39] KOOPMAN, S.J., HARVEY, A.C., DOORNIK, J.A., y SHEPHARD, N. (2000): *Stamp 6.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. Timberlake Consultants.
- [40] KOTAGAL, U.R., SCHOETTKER, P.J., ATHERTON, H.D., HORNING, R.W., BUSH, D., POMERANTZ, W.J., y SCHUBERT, C.J. (2002): «Relationship between Early Primare Care and Emergency Department Use in Early Infancy by the Medicaid Population», *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine* 156(7): 710-716.
- [41] LONG, S.H., y SETTLE, F.F. (1988): «An Evaluation of Utah's Primary Care Case Management Program for Medicaid Recipients», *Medical Care* 26:1021-1032.
- [42] LÓPEZ, G., ORTÚN, V., y MURILLO, C. (1997): «El sistema sanitario español: informe de una década», *Documento de trabajo de la fundación BBV*.
- [43] LOWE, R.A., y BINDMAN, A.B. (1994): «Refusing Care to Emergency Department of Patients: Evaluation of Published Triage Guidelines», *Annals of Emergency Medicine* 23:377-379.
- [44] MACKOUL, D., FELDMAN, M., SAVAGEAU, J., y KRUMHOLZ, A. (1995): «Emergency Department Utilization in a Large Pediatric Group Practice», *American Journal of Medical Quality* 10:88-92.
- [45] MARTÍN, G. (2002): *Modelos Estructurales y Estacionalidad en Series Temporales Económicas de Alta Frecuencia*. Tesis Doctoral. Universidad de La Laguna.
- [46] MARTIN, A., MARTIN, C., MARTIN, P.B., MARTIN, P.A., GREEN, G., y ELDRIDGE, S. (2002): «Inappropriate Attendance at an Accident and Emergency Department by Adults Registered in Local General Practices: How Is It Related to Their Use of Primary Care?», *Journal of Health Services Research Policy* 7(3): 160-165.
- [47] MAYNARD, E.J., y DODGE, J.S. (1983): «Introducing a Community Health Centre at Mosgiel, New Zealand: Effects on Use of Hospital Accident and Emergency (A&E) Department», *Medical Care* 21:379-389.
- [48] MIRÓ, O., DE DIOS, A., ANTONIO, M.T., SÁNCHEZ, M., BORRÁS, A., y MILLÁ, J. (1999): «Estudio de la mortalidad en un servicio de urgencias de medicina hospitalario: incidencia, causas y consecuencias», *Medicina Clínica* 112:690-692.
- [49] MIRÓ, O., SÁNCHEZ, M., COLL-VINENT, B., y MILLÁ, J. (2000): «Estimación del efecto relativo que ejercen los determinantes externos e internos sobre la eficacia de un servicio de urgencias de medicina», *Medicina Clínica* 115(8):294-296.
- [50] MIRÓ, O., SÁNCHEZ, M., COLL-VINENT, B., y MILLÁ, J. (2001): «Indicadores de calidad en urgencias: comportamiento en relación con la presión asistencial», *Medicina Clínica* 116(3):92-97.
- [51] MONTERO, F.J., TORRES, M., LÓPEZ, J., GARCÍA, L., ALGARRA, J., y PARRILLA, P. (2003): «La especialidad en medicina de urgencias y emergencias», *Todo Hospital* 198: 449-455.
- [52] MURPHY, A.W., BURY, G., PLUNKETT, P.K., GIBNEY, D., SMITH, M., MULLAN, E., y otros (1996): «Randomised Controlled Trial of General Practitioner versus Usual Medical Care in an Urban Accident and Emergency Department: Process, Outcome and Comparative Cost», *British Medical Journal* 312:1135-1142.
- [53] O'BRIEN, G.M., SHAPIRO, M.J., WOOLARD, R.W., O'SULLIVAN, P.S., y STEIN, M.D. (1996): «Inappropriate Emergency Department Use: A Comparison of Three Methodologies for Identification», *Academic Emergency Medicine* 3:252-257.

- [54] OCHOA, J. (2002): «SOS desde los Servicios de Urgencias de los Hospitales», *Medicina Clínica* 118(17):653-654.
- [55] OCHOA, J., RAMALLE-GÓMARA, E., VILLAR, A., RUIZ, J.I., BRAGADO, L., y GIMENO, C. (2000): «Visitas Inapropiadas al Servicio de Urgencias de un Hospital General», *Medicina Clínica* 115:377-378.
- [56] O'GRADY, K.F., MANNING, W.G., NEWHOUSE, J.P., y BROOK, R.H. (1985): «The Impact of Cost-sharing on Emergency Department Use», *New England Journal of Medicine* 313:484-490.
- [57] O'SHEA, J.S., COLLINS, E.W., y PEZZULLO, J.C. (1984): «An Attempt to Influence Health Care Visits of Frequent Hospital Emergency Facility Users», *Clinical Pediatrics* 23:559-562.
- [58] OLSON, M., y HANSAGI, H. (2001): «Repeated Use of the Emergency Department: Qualitative Study of the Patient's Perspectives», *Emergency Medicine Journal* 18(6):430-434.
- [59] OTERINO, D., PEIRÓ, S., CALVO, R., SUTIL, P., FERNÁNDEZ, O., PÉREZ, G., TORRES, P., LÓPEZ, M., y SEMPERE, T. (1999): «Utilización Inadecuada de un Servicio de Urgencias Hospitalario», *Gaceta Sanitaria* 13(5):361-370.
- [60] OVENS, H.J., y CHAN, B.T.B. (2001): «Heavy Users of Emergency Services: A Population-based Review», *Canadian Medical Association Journal* 165(8): 1049-1050.
- [61] PADGETT, D.K., y BRODSKY, B. (1992): «Psychosocial Factors Influencing Non-urgent Use of the Emergency Room: A Review of the Literature and Recommendations for Research and Improved Service Delivery», *Social Science & Medicine* 35:1189-1197.
- [62] PADGETT, D.K., STRUENING, E.L., ANDREWS, H., y PITTMAN, J. (1995): «Predictors of Emergency Room Use by Homeless Adults in New York City: The Influence of Predisposing, Enabling and Need Factors», *Social Science & Medicine* 41(4):547-556.
- [63] PEIRÓ, S., SEMPERE, T., y OTERINO, D. (1999): «Efectividad de las Intervenciones para reducir la Utilización Inapropiada de los Servicios Hospitalarios de Urgencias. Revisando la Literatura 10 Años después del Informe del Defensor del Pueblo». Informe Técnico nº 2. *Economía y Salud, Boletín Informativo de la Asociación de Economía de la Salud*. Año 12. Abril. nº 33.
- [64] REDELMEIER, D.A., MOLIN, J.P., y TIBSHIRANI, R.J. (1995): «A Randomized Trial of Compassionate Care for the Homeless in an Emergency Department», *Lancet* 345:1131-1134.
- [65] RICHARDS, J.R., NAVARRO, M.L., y DERLET, R.W. (2000): «Survey of Directors of Emergency Departments in California on Overcrowding», *Western Journal of Medicine* 172(6):385-388.
- [66] RIZOS, J., ANGLIN, P., GRAVA-GUBINS, I., y LAZAR, C. (1990): «Walk-in Clinics: Implications for Family Practice», *Canadian Medical Association Journal* 143:740-745.
- [67] SÁNCHEZ, M., MIRÓ, O., COLL-VINENT, B., BRAGULAT, E., ESPINOSA, G., GÓMEZ-ANGELATS, E., JIMÉNEZ, S., QUERALT, C., HERNÁNDEZ-RODRÍGUEZ, J., ALONSO, J.R., y MILLÁ, J. (2003): «Saturación del servicio de urgencias: factores asociados y cuantificación», *Medicina Clínica* 121(15):167-172.

- [68] SELBY, J.V., FIREMAN, B.H., y SWAIN, B.E. (1996): «Effect of Copayment on Use of the Emergency Department in a Health Maintenance Organization», *New England Journal of Medicine* 334:635-641.
- [69] SERVICIO CANARIO DE SALUD (2002): *Plan Regional de Urgencias*.
- [70] SHAPIRO, M.F., WARE, J.E.J., y SHERBOURNE, C.D. (1986): «Effects of Cost Sharing on Seeking Care for Serious and Minor Symptoms: Results of a Randomized Control Trial», *Annals of Internal Medicine* 104:246-251.
- [71] STRAUS, J.H., ORR, S.T., y CHARNEY, E. (1983): «Referrals from an Emergency Room to Primary Care Practices at an Urban Hospital», *American Journal of Public Health* 73:57-61.
- [72] TEJEDOR, M., BURILLO, G., ROQUETA, F., JIMÉNEZ, L., LECIÑENA, M.A., y CARRETERO, L. (2003): «Gestión clínica en un servicio de urgencias», *Todo Hospital* 198: 462-470.
- [73] TUDELA, P., y MÒDOL, J.M. (2003): «Urgencias hospitalarias», *Medicina Clínica* 120(18): 711-716.

APÉNDICE

A continuación se expone un procedimiento capaz de asimilar la heterogeneidad de la variación estacional de periodo anual de la serie analizada en este trabajo a partir de una *spline* periódica cúbica, es decir, a través de un conjunto de funciones polinomiales definidas para diferentes conjuntos de estaciones del periodo estacional como función de la estación a la que pertenezca la observación y conectadas entre sí mediante la imposición de ciertas condiciones de continuidad. Esta fluctuación se completa en un periodo de 1.095 observaciones, o de 1.098 en el caso de años bisiestos. Entonces, es posible formular una *spline* que aproxime el patrón estacional para un año no bisiesto y, en una segunda etapa, obtener una aproximación del patrón estacional para un año bisiesto imponiendo adecuadas condiciones de continuidad.

Supóngase que los valores y_t de la serie observada han sido filtrados de modo que cualquier variación distinta de la anual ha sido eliminada. Entonces, para recoger la variación anual en un año no bisiesto por medio de una *spline* cúbica periódica, puede asumirse, como hipótesis preliminar, que la variación estacional es determinística³⁹; es decir, $\gamma_t^{anual} = \gamma_{h^a}^{anual}$, si la observación en el instante del tiempo t corresponde al turno horario h^a del año, $h^a = 1, \dots, 1095$.

Una vez eliminadas las observaciones correspondientes al 29 de febrero del año bisiesto, puede obtenerse una estimación preliminar del patrón estacional a partir del cálculo de medias para cada uno de los 1.095 turnos horarios a lo largo del año. Estas medias se denotarán por $\{\hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual}\}_{h^a=1,\dots,1095}$ ⁴⁰; es decir,

$$\{\hat{\gamma}_{1,t}^{anual}\} = \{\hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual}\}_{h^a=1,\dots,1095},$$

si la observación en el instante del tiempo t corresponde al turno horario h^a . El componente $\hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual}$, $h^a = 1, \dots, 1095$, puede recogerse a través de una *spline* cúbica periódica $g^a(h^a)$, definida como:

$$g^a(h^a) = g_i^a(h^a) = g_{i,0}^a + g_{i,1}^a h^a + g_{i,2}^a (h^a)^2 + g_{i,3}^a (h^a)^3, \quad h_{i-1}^a \leq h^a \leq h_i^a, \quad i = 1, \dots, k,$$

con $h_0^a = 1$ y $h_k^a = 1.095$. Esta *spline* debe satisfacer condiciones de continuidad de la función, de su primera derivada y de su segunda derivada en los puntos de ruptura que delimitan los intervalos que definen la *spline*, así como tres restricciones adicionales que imponen el carácter periódico de la propia función y de sus dos primeras derivadas. La imposición de estas restricciones permite expresar la *spline* como:

$$g^a(h^a) = g_{1,0}^a X_{1,h^a}^a + g_{2,0}^a X_{2,h^a}^a + \dots + g_{k,0}^a X_{k,h^a}^a$$

³⁹ La hipótesis determinística se toma en consideración para explicar el procedimiento de una forma sencilla. Pero esta aproximación puede generalizarse y permitir que el patrón estacional evolucione en el tiempo introduciendo elementos en la especificación de la *spline* que le otorguen carácter estocástico.

⁴⁰ Estas medias deben ser corregidas de modo que la suma de los efectos estacionales en los 1.095 turnos del año sea nula.

donde los regresores X_{i,h^a}^a , $i = 1, \dots, k$, están adecuadamente definidos como función de los puntos de ruptura⁴¹.

De este modo, otra estimación del patrón estacional anual puede obtenerse estimando el modelo

$$\hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual} = g^a(h^a) + \varepsilon_{h^a},$$

donde ε_{h^a} es un término de perturbación relativo al error cometido en el ajuste y $g^a(h^a)$ está definida en términos de los regresores X_{i,h^a}^a , $i = 1, \dots, k$. Los puntos de ruptura h_i^a , $i = 1, \dots, k - 1$, se eligen de modo que se minimice la suma de cuadrados de los residuos.

Para modelar la variación estacional de periodo anual en años bisiestos podría usarse una *spline* definida como:

$$g^{ab}(h^{ab}) = \begin{cases} g^a(h^{ab}) & , \quad h^{ab} = 1, \dots, 177 \\ g^{29F}(h^{ab}) & , \quad h^{ab} = 178, 179, 180 \\ g^a(h^{ab}-3) & , \quad h^{ab} = 181, \dots, 1098 \end{cases}$$

donde

$$g^{29F}(h^{ab}) = g_0^{29F} + g_1^{29F}h^{ab} + g_2^{29F}(h^{ab})^2 + g_3^{29F}(h^{ab})^3, \quad h_1^{ab} \leq h^{ab} \leq h_2^{ab},$$

siendo $h_1^{ab} = 178$ y $h_2^{ab} = 180$. Y convendría establecer restricciones de continuidad de la función $g^{29F}(h^{ab})$ y de su derivada primera con respecto a la función $g^{ab}(h^{ab})$ en los puntos $h^{ab} = 177$ y $h^{ab} = 181$. Si se asume que las observaciones correspondientes al 29 de febrero pertenecen al tramo l -ésimo de la *spline* especificada para un año no bisiesto, la imposición de las restricciones anteriores permite expresar los valores de la *spline* para las observaciones correspondientes al 29 de febrero como:

$$g^{29F}(h^{ab}) = g_{1,0}^a X_{1,h^{ab}}^{29F} + \dots + g_{l,0}^a X_{l,h^{ab}}^{29F} + \dots + g_{k,0}^a X_{k,h^{ab}}^{29F}, \quad h_1^{ab} \leq h^{ab} \leq h_2^{ab},$$

donde los regresores $X_{1,h^{ab}}^{29F}$, $i = 1, \dots, k$, son también adecuadas funciones de los puntos de ruptura⁴².

Si antes de especificar el modelo estructural final y con objeto de aislar otras fluctuaciones estacionales, conviene obtener una estimación de la *spline* anual, $\hat{\gamma}_{2,t}^{anual}$, puede estimarse el modelo

$$\hat{\gamma}_{1,t}^{anual} = g_{1,0}^a X_{1,t}^a + \dots + g_{l,0}^a X_{l,t}^a + \dots + g_{k,0}^a X_{k,t}^a + \varepsilon_t,$$

donde los regresores $X_{1,t}^a$ están definidos de forma que, en el caso de un año no bisiesto,

$$X_{i,t}^a = X_{i,h^a}^a, \quad t \in h^a, \quad h^a = 1, \dots, 1095,$$

⁴¹ El desarrollo completo del proceso de obtención de estos regresores para cualquier periodo estacional puede consultarse en MARTÍN (2002).

⁴² Véase de nuevo MARTÍN (2002).

y en el caso de un año bisiesto,

$$X_{i,t}^{ab} = \begin{cases} X_{i,h^{ab}}^a & , \quad h^{ab} = 1, \dots, 177 \\ X_{i,h^{ab}}^{29F} & , \quad h^{ab} = 178, 179, 180, \\ X_{i,h^{ab}-3}^a & , \quad h^{ab} = 181, \dots, 1098 \end{cases}$$

mientras que, en el caso de un año no bisiesto,

$$\hat{\gamma}_{1,t}^{anual} = \hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual}, \quad t \in h^a, \quad h^a = 1, \dots, 1095,$$

y en el caso de un año bisiesto,

$$\hat{\gamma}_{1,t}^{anual} = \begin{cases} \hat{\gamma}_{1,h^a}^{anual} & , \quad h^{ab} = 1, \dots, 177 \\ mm(21)^*_{h^{ab}} & , \quad h^{ab} = 178, 179, 180, \\ \hat{\gamma}_{1,h^{ab}-3}^{anual} & , \quad h^{ab} = 181, \dots, 1098 \end{cases}$$

donde $mm(21)^*_{h^{ab}}$ son los valores de las observaciones correspondientes a los turnos horarios asignados al 29 de febrero del año bisiesto de la serie $\{mm(21)_t\}$, con la que se han calculado las medias de la serie sin tendencia, corregidos por el factor con el que se corrigieron las medias por turno horario para un año no bisiesto⁴³.

La estimación final de la variación estacional anual, $\gamma_{3,t}^{anual}$, definida como

$$\gamma_{3,t}^{anual} = g_{1,0}^a X_{1,t}^a + \dots + g_{l,0}^a X_{l,t}^a + \dots + g_{k,0}^a X_{k,t}^a,$$

puede obtenerse incorporando los regresores $X_{i,t}^a$ en un modelo estructural junto al resto de componentes de la serie.

⁴³ Si en la serie analizada existiera más de un año bisiesto, deberían utilizarse las medias de las observaciones correspondientes al 29 de febrero, convenientemente corregidas.