

Identificación de las variables de influencia en los tiempos de espera en atención especializada

J.G. Cano^a / E. Medina^b / J. Custardoy^c / D. Orozco^d / F. Quince^e

^aCentro de Salud de Orihuela. Grupo de Investigación Clínica del Sureste (GICS). Orihuela. Alicante. ^bUnidad Docente de MF

Universidad Miguel Hernández. Campus de San Juan. Alicante. ^cCentro de Salud de La Florida. Departamento de Medicina. Universidad Miguel Hernández. Campus de San Juan. Alicante. España.

Correspondencia: J.G. Cano Montoro. Coordinador Médico. Centro de Salud Orihuela. Plaza de la Salud, s/n. 03300 Orihuela (Alicante). España.

Correo electrónico: jcanom@meditex.es

Recibido: 13 de septiembre de 2002.

Aceptado: 30 de mayo de 2003.

(Identification of variables influencing waiting times for specialized care)

Resumen

Objetivo: Identificar, mediante análisis de regresión múltiple, las variables de influencia en el tiempo de acceso a atención especializada (listas de espera), y analizar las zonas de salud con tiempo de acceso elevado, en función de las mencionadas variables.

Diseño: Estudio descriptivo transversal, retrospectivo, del tiempo de acceso a atención especializada, durante los años 1997 y 1998.

Emplazamiento: Área 20 de la Conselleria de Sanitat de la Comunidad Valenciana; 12 zonas de salud; 204.424 habitantes.

Intervenciones: Se recogen variables de demanda (tipo de municipio, envejecimiento e índices de dependencia poblacional, porcentaje de pensionistas), de oferta (edad, sexo, formación y situación laboral del médico, tamaño del cupo) y de consumo (porcentaje de derivación a especializada por mil habitantes, tiempo medio de acceso a especializada (en días naturales) por zona y año, frecuentación y presión asistencial. Se construye un modelo de regresión múltiple por eliminación (hacia atrás), tomando como variable dependiente el tiempo medio de espera (TE) y como independiente el resto. La ecuación resultante permitió calcular el TE esperado por zona de salud y la desviación de su TE real sobre el esperado. Se consideró zona con TE elevado cuando su desviación superaba la media más una desviación estándar de dicha distribución.

Resultados: El tiempo de espera medio para acceder a especializada fue de 37 días en 1997 y 34 días en 1998. Existe una correlación significativa ($p < 0,005$) entre el TE y el porcentaje de población menor de 14 años ($r = -0,693$), el porcentaje de población entre 14 y 65 años ($r = 0,517$), la frecuentación ($r = 0,689$) y la población de costa ($r = 0,470$). Nuestro modelo final incluyó: el porcentaje de población menor de 14 años, la frecuentación y la población de costa ($F = 41,803$; $p < 0,000$; $r = 0,945$; $r^2 = 0,893$). Se identificaron tres zonas (37,5%) con TE elevado.

Conclusiones: La frecuentación, el porcentaje de población pediátrica y la proximidad a la costa guardan una estrecha

Abstract

Objective: To identify the variables influencing waiting time for specialized care (waiting lists) through multiple regression analysis and to analyze the health districts with long waiting times according to these variables.

Design: Descriptive, cross sectional and retrospective study of waiting times for access to specialized care between 1997 and 1998.

Setting: Area 20 of the Health Department of the Autonomous Community of Valencia (Spain) consisting of 12 health districts with 204,424 inhabitants.

Interventions: The following variables were gathered: variables influencing demand: type of municipality, aging and indexes of dependent population, and percentage of pensioners; variables influencing supply: age, sex, training and professional stability of the doctor, and size of the patient list; variables influencing resource consumption: percentage of referrals to specialized care per thousand inhabitants, mean WT for access to specialized care (in natural days) by district and year, number of consultations, and workload. A multiple regression model was constructed through (backward) elimination, taking the mean WT as the dependent variable and the remaining variables as independent variables. The resulting equation enabled calculation of the «expected» WT per health district and the deviation of the real WT from the expected WT. A district was considered to have a high WT when its deviation was above the mean plus one standard deviation of the distribution.

Results: The mean WT for access to specialized care was 37 days in 1997 and 34 days in 1998. A significant correlation ($p < 0.005$) was found between WT and the percentage of the population aged less than 14 years ($r = -0.693$), the percentage of the population aged between 14-65 years ($r = 0.517$), the number of consultations ($r = 0.689$), and coastal population ($r = 0.470$). Our final model included: percentage of the population aged less than 14 years, number of consultations, and coastal population ($F = 41.803$; $p < 0.000$; $r = 0.945$; $r^2 = 0.893$). Three districts (37.5%) with high WTs were identified.

correlación con el tiempo de acceso a atención especializada, lo cual condiciona las listas de espera.

Palabras clave: Atención primaria. Listas de espera. Atención especializada.

Conclusions: The number of consultations, the percentage of the pediatric population, and proximity to the coast were closely correlated with WT for specialized care, with a consequent influence on waiting lists.

Key words: Primary care. Waiting lists. Specialized care.

Introducción

En las sociedades modernas está ampliamente aceptado que la igualdad en el acceso a los servicios sanitarios básicos contribuye a una mayor justicia social. Este principio de equidad de acceso tiene su coste, el cual se refleja en un exceso de demanda en la mayoría de los servicios¹. Por tanto, es necesario establecer algún mecanismo que racionalice la demanda.

Son diversas las posibilidades que se han barajado: excluir del sistema los potenciales pacientes con un nivel de ingresos suficientemente alto, definir una cartera de servicios básicos, financiación de los servicios mediante un copago deducible, etc.

Sin embargo, debido a los problemas que se derivan de las alternativas planteadas^{2,3}, la opción generalmente utilizada por los gestores sanitarios para racionalizar la demanda no se expresa en términos claros y explícitos sino en uno implícito, menos definido: las listas de espera, es decir, una lista de pacientes pendientes de recibir un determinado servicio sanitario. Cada lista está asociada a un tiempo de espera (TE), entendido como el tiempo que dista hasta la fecha más próxima en que es posible incorporar la citación de una nueva visita para el especialista.

El objetivo del presente estudio es identificar, a partir de las variables clásicas⁴⁻¹² que intervienen en el proceso asistencial, y mediante análisis de regresión múltiple, cuáles de ellas tienen mayor influencia en el tiempo de acceso a atención especializada y, por tanto, cómo condicionan las listas de espera.

Material y método

Se trata de un estudio descriptivo transversal, realizado de forma retrospectiva, durante los años 1997 y 1998, sobre los tiempos de demora a consultas externas de especialidades médicas (neurología, neumología, digestivo, cardiología y endocrinología) en el Área de Salud de la Vega Baja (Alicante), 12 zonas básicas de salud y un centro de especialidades de referencia. De las 12 zonas se excluyeron cuatro (Guardamar, Dolores, San Miguel de Salinas y Pilar de la Horadada) por no disponer de suficientes registros o entender que algunos no eran fiables, y se analizaron las 8 restan-

tes (Albatera, Almoradí, Bigastro, Callosa, Orihuela-I y II, Rojales y Torrevieja), aunque dos de ellas (Orihuela II y Rojales) se procesaron agrupadas, como centro de especialidades, por no disponer de registros desagregados.

Las variables analizadas en nuestro estudio quedan explicitadas en la tabla 1.

Las fuentes de información manejadas fueron diversas, los datos poblacionales se obtuvieron del Padrón de 1996; las características de los profesionales, de la base de datos de personal de la Dirección de Atención Primaria, y los referentes a los cupos médicos, de la base de datos de la Tesorería de la Seguridad Social.

Las cifras de frecuentación (consultas/asegurado y año), presión asistencial (consultas/día, asumiendo 21

Tabla 1. Variables de influencia en el proceso asistencial

| Grupo de variables | Indicador |
|--|---|
| Variables de demanda | |
| <i>Características de la población</i> | |
| Tipo de municipio | Rural (< 5.000 habitantes), semirural (entre 5.000 y 10.000 habitantes), urbano (> 10.000 habitantes), costa* |
| Envejecimiento | Población > 65 años/población total Población < 14 años/población total |
| Dependencia poblacional | Dependencia juvenil, senil y total |
| Régimen de afiliación a s. social | Activos = N.º activos/total pacientes cupo Pensionistas = N.º pensionistas/total pacientes cupo |
| Variables de oferta | |
| <i>Características personales del médico</i> | |
| Edad | Número de años |
| Sexo | Hombre, mujer |
| Continuidad en la plaza | Propietario (sí, no) |
| Formación | MIR o no MIR |
| <i>Factores organizativos</i> | |
| Tamaño de la plaza | N.º de personas o cartillas del cupo |
| Variables de utilización y consumo | |
| Frecuentación | Número de visitas por habitante y año |
| Presión asistencial | Número de visitas por profesional y día |
| Tiempo de espera medio | Número de días de demora/zona |
| Porcentaje de derivación | Número de consultas derivadas a especializada por mil habitantes |

*Definimos municipio de costa aquel cuya zona sanitaria cubre una franja de litoral, más o menos extensa, independientemente de su tamaño poblacional.

días laborables al mes), porcentaje de derivación por 1.000 habitantes y tiempo medio de espera se recogieron mensualmente durante los 2 años que duró el estudio a través de sistemas institucionales: Sistema de Información y Gestión de Atención Primaria (SIGAP) y Dirección de Especializada.

Posteriormente, se volcaron en una hoja de cálculo con doble entrada de datos y filtros para controlar los errores de imputación, y se pasó al análisis de los mismos.

Tras la depuración de la base de datos, se procede al análisis descriptivo e inferencial. Los resultados se expresan como media, desviación estándar (DE), intervalo de confianza (IC) del 95% y valores de los percentiles 25 y 75 (P_{25-75}), en caso de variables cuantitativas, y como porcentaje e IC del 95% en caso de variables cualitativas.

Utilizamos test paramétricos (test de la t y prueba de la χ^2) para comparar medias/proporciones, en caso de normalidad de la distribución.

Seguidamente, diseñamos un modelo máximo de regresión lineal múltiple tomando como variable dependiente el TE y como variables independientes las siguientes: edad, sexo, formación y estabilidad laboral del médico, tipo de municipio, dependencia poblacional, cupo, porcentaje de pensionistas, frecuentación, presión asistencial y porcentaje de derivación a especializada por 1.000 habitantes de las zonas. Realizamos la construcción de los diferentes modelos por eliminación seleccionando paso a paso las variables que se obtenían del modelo según el criterio de la falta de significación estadística de los coeficientes estimados.

Una vez construido el mejor modelo estimativo posible¹³, la ecuación de regresión resultante nos permite calcular el tiempo de espera esperado (TE_e) por zonas para la atención especializada.

Posteriormente, calculamos la desviación del tiempo de espera medio (DTE) de cada una de las zonas según la siguiente fórmula:

$$DTE = (TE_r - TE_e) / TE_e \times 100$$

donde TE_r es el tiempo de espera real.

La distribución de la DTE nos permitió categorizar a las zonas del modo siguiente:

- Zonas con espera elevada: cuando su DTE superaba la media más 1 DE de dicha distribución.
- Zonas con espera media o normal: cuando su DTE se encontraba entre la media de la DTE \pm 1 DE.
- Zonas con espera baja: zonas cuya DTE era inferior a la media de la DTE menos 1 DE.

El tratamiento estadístico se realizó con el programa SPSS 10 y Einfo 6.0. En las pruebas de hipótesis realizadas se aceptó el valor de $p < 0,05$ como nivel

de significación. La medida en la que el modelo explica la variabilidad de la variable dependiente (TE) se ha evaluado mediante el coeficiente de determinación (r^2) y su significación estadística por medio de la F de Snedecor, y la t de Student y Fisher para la significación de los coeficientes de regresión parcial. La normalidad de la distribución de las variables implicadas se comprobó mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

La edición y el diseño de gráficos, con el programa MS Office 2000.

Resultados

De los 88 médicos que componían las 8 zonas de salud estudiadas el 77,27% eran varones y el 81,8% tenía entre 35 y 54 años. Sólo el 26,1% tenía formación MIR y el 47,7% eran propietarios. El 30% ejercía en el ámbito rural, un 11,21%, en poblaciones entre 5.000 y 10.000 habitantes y el 58,79%, en el ámbito urbano; en este último grupo el 38,1%, en la zona costera. La media de pacientes por cupo era de 1.969 (rango, 1.511-2.588) con un porcentaje medio de pensionistas del 34,18% (rango, 25,4-40,8). El resto de los resultados de las variables de demanda se reflejan en la tabla 2.

El promedio de frecuentación encontrado fue de 6,1 consultas/habitante y año (rango, 4-8,6) en 1997 y 6,4 (rango, 3,4-12) en 1998; la presión asistencial fue de

Tabla 2. Otros resultados de las variables de demanda

| Variables | Media | Mediana | Desviación estándar | P_{25-75} |
|-------------------------|-------|---------|---------------------|-------------|
| Población < 14 años (%) | 19,85 | 20,50 | 5,03 | 15,15-22,00 |
| Independencia juvenil | 30,87 | 31,75 | 9,81 | 24,00-32,83 |
| Población > 65 años (%) | 14,17 | 13,00 | 7,92 | 11,00-13,10 |
| Independencia senil | 23,41 | 17,63 | 19,19 | 16,41-22,14 |
| Población > 80 años (%) | 2,24 | 2,30 | 0,40 | 2,10-2,50 |
| Independencia total | 54,29 | 48,36 | 22,83 | 42,85-70,35 |
| Pensionistas (%) | 34,18 | 33,00 | 5,20 | 30,55-37,25 |

Tabla 3. Correlación entre las variables independientes y el tiempo de espera (TE) medio

| Variables independientes | Correlación (r) | Significación (p) |
|----------------------------------|-----------------|-------------------|
| Población < 14 años (%) | -0,693 | 0,000 |
| Población entre 14 y 65 años (%) | 0,517 | 0,001 |
| Población > 65 años (%) | -0,087 | 0,322 |
| Población de costa | 0,470 | 0,004 |
| Índice de frecuentación | 0,689 | 0,000 |

Tabla 4. Análisis de regresión lineal múltiple respecto al tiempo de espera

| Variabes | B no estandarizado | IC del 95% para B | Coficiente | p |
|--------------------------------|--------------------|-------------------|------------|-------|
| Población menor de 14 años (%) | 1,197 | 0,136 a 2,257 | 0,315 | 0,029 |
| Población de costa | 45,147 | 29,916 a 60,378 | 0,878 | 0,000 |
| Índice de frecuentación | 7,053 | 5,336 a 8,770 | 1,047 | 0,000 |
| Constante | -38,675 | -70,949 a -6,402 | -38,675 | 0,021 |

IC: intervalo de confianza; r² = 0,893.

42,7 pacientes/día (rango, 25,3-59,8) en 1997 y 45,8 (rango, 20,1-94,6) en 1998.

El porcentaje de derivación por 1.000 habitantes osciló entre 473,6 en 1997 y 556,8 en 1998.

El TE medio para acceder a la atención especializada de las zonas fue de 37 días (rango, 27,4-67,7) en 1997 y de 34 días (rango, 19,7-76,8) en 1998.

Los resultados del análisis bivalente de las variables cuantitativas con respecto al TE y su nivel de significación se exponen en la tabla 3.

A continuación, se realizó un análisis de regresión lineal múltiple; en la tabla 4 se muestra el modelo predictivo desarrollado a partir de las variables independientes que mostraron una correlación significativa en el análisis bivariable previo con el TE.

Según este modelo, a partir de una constante de 38,675, el TE descendería en 0,315 días por cada punto

de incremento en el porcentaje de población menor de 14 años, aumentaría en 0,878 días si se trata de una población de costa, y en 1,047 días por cada punto de incremento del índice de frecuentación.

La medida en la que el modelo explica la variabilidad del TE medio se ha evaluado mediante el coeficiente de determinación (r²) y su significación estadística por medio de la F de Snedecor.

Las variables que al final conformaron el modelo daban un r² = 0,893, es decir, explican el 89,3% de la variabilidad del TE medio.

De esta forma, establecemos un modelo matemático que nos permite predecir la variable principal, el TE medio, en función del comportamiento de las variables asociadas o independientes, según la fórmula:

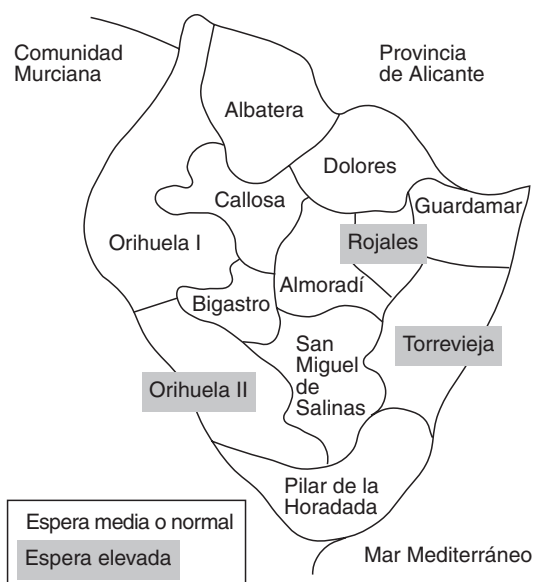
$$TE = 38,675 + (0,878 \times \text{costa}) + (1,047 \times \text{frecuentación}) - (0,315 \times \% \text{ población } < 14 \text{ años})$$

Tabla 5. Desviación del tiempo de espera (DTE) en las zonas

| Zonas | TE _r | TE _e | DTE | Media DTE | DE |
|--------------------------|-----------------|-----------------|--------|-----------|-------|
| 1997 | | | | | |
| Albatera | 28,1 | 37,7 | -25,46 | | |
| Almoradí | 30,7 | 36,32 | -15,47 | | |
| Bigastro | 27,4 | 37,77 | -27,45 | | |
| Callosa | 39,6 | 39,5 | 0,25 | | |
| Orihuela-I | 33,6 | 33,3 | 0,90 | | |
| Torreveja | 66,3 | 40,6 | 63,30 | | |
| Centro de especialidades | 67,7 | 45,9 | 47,49 | | |
| | | | | 6,22 | 35,67 |
| 1998 | | | | | |
| Albatera | 24 | 37,7 | -36,33 | | |
| Almoradí | 30,2 | 36,32 | -16,85 | | |
| Bigastro | 27,7 | 37,77 | -26,66 | | |
| Callosa | 32,1 | 39,5 | -18,73 | | |
| Orihuela-I | 19,7 | 33,3 | -40,84 | | |
| Torreveja | 57,8 | 40,6 | 42,36 | | |
| Centro de especialidades | 76,8 | 45,9 | 67,32 | | |
| | | | | -4,24 | 41,92 |

TE_r: tiempo de espera real; TE_e: TE esperado; DE: desviación estándar.

Figura 1. Tiempo de espera para la atención especializada en las zonas de salud del Área de la Vega Baja.



Una vez realizado el modelo y para valorar la DTE en las zonas, aplicamos la fórmula:

$$DTE = (TE_r - TE_e) / TE_e \times 100$$

Observamos en la tabla 5 y la figura 1 que había dos grupos de zonas:

– Las de espera media o normal (media de la DTE \pm 1 DE), que incluía Albaterra, Almoradí, Bigastro, Callosa y Orihuela I.

– Las de espera elevada (por encima de media de la DTE + 1 DE), que incluía Torrevieja y el centro de especialidades (zonas de Orihuela II y Rojales).

Discusión

El indicador utilizado habitualmente por los gestores sanitarios para medir las listas de espera se basa, fundamentalmente, en conocer su volumen, es decir, cuántos pacientes esperan, sin considerar la mayoría de las veces por qué (el motivo de la derivación: solicitud de prueba diagnóstica, solicitud de inclusión en una lista quirúrgica, etc.), ni cómo (si al motivo de derivación que consta en la hoja se le ha realizado alguna fórmula de priorización) ni cuánto tiempo esperan para recibir la atención especializada.

Tampoco es habitual en los análisis sociosanitarios cuestionar cuáles son los condicionantes que generan dichas esperas, ni sus variaciones, es decir, por qué las zonas con poblaciones relativamente estables, con recursos similares y estructura asistencial prácticamente equiparable producen diferencias significativas entre ellas a la hora de acceder al segundo nivel asistencial.

Nuestro objetivo en este trabajo pretende profundizar más allá de estos condicionamientos y determinar, mediante un análisis de regresión lineal múltiple, una fórmula que nos permita estimar el TE_e medio para el acceso a atención especializada y que, teniendo en cuenta las variables analizadas en el modelo planteado, nos sirva también para manejar la evolución futura de la variabilidad de las listas de espera en las diversas zonas, e incluso orientar, a quien corresponda, sobre la asignación futura de recursos asistenciales.

Aunque en el análisis bivalente previo el grupo de población entre 15 y 64 años mostraba significación con respecto a la espera, a la hora de aplicarlo en el modelo global no era así, por lo que se excluyó.

También llama la atención que el porcentaje de personas mayores de 65 años y/o pensionistas, aunque es considerada como una de las variables que mejor explica, por ejemplo, el consumo farmacéutico¹⁴⁻¹⁹, no tiene en nuestro estudio una correlación significativa que se pueda imputar como condicionante del incremento de las listas de espera, lo que corrobora los datos de

otras publicaciones²⁰ en las que también se demuestra que, en estos casos, sólo una pequeña parte del aumento de la demanda se puede atribuir al envejecimiento poblacional. Se menciona explícitamente porque la ausencia de comentarios sobre los marcadores de ancianidad, en un trabajo como éste, supondría una importante pérdida de validez y rompería la lógica intuitiva de «a más pensionistas, más derivaciones y más gasto».

Sólo dos variables de las denominadas de demanda conformaron el modelo final: *a*) población menor de 14 años (las zonas con un mayor porcentaje de población pediátrica presentaron unos tiempos de espera más cortos), y *b*) población de costa (probablemente como consecuencia de la demanda asistencial de colectivos poblacionales no censados existentes en las zonas turísticas).

A las mencionadas variables de demanda, y para completar el modelo, se añadió una variable de utilización, la frecuentación, que también se mostraba significativa en el análisis bivariado previo; su comportamiento refuerza la lógica y la capacidad explicativa del modelo, aunque en su interpretación hay que tener en cuenta que no es sólo una variable de demanda pura, sino también de oferta, pues en ella influyen otros condicionantes (estilos de trabajo y pautas de visita de los médicos, entre otros); no obstante, viene a confirmar otros trabajos realizados²⁰ que afirman su importancia en el incremento del consumo de recursos sanitarios.

Las variables de oferta acerca de las características del médico (edad, sexo, formación, estabilidad laboral) y de los factores organizativos (tamaño del cupo) no resultaron determinantes para el modelo y, al igual que en otros estudios^{21,22}, tuvieron menos peso que las características de los pacientes. En nuestro caso, la tasa de derivación de los médicos del área es similar a la española, pero algún estudio refiere diferencias en el patrón de derivación de los médicos de atención primaria relacionadas con las propias listas de espera y con el modelo de organización²³; en este sentido, sería interesante un estudio más profundo para comprobar si en los ámbitos sanitarios donde se está trabajando con nuevos modelos organizativos que integran los niveles asistenciales se producen variaciones en la tasa de derivación de los médicos, y si las variables de oferta siguen quedando fuera de un modelo que explique la variabilidad de los TE.

Aunque podría parecer que el resultado del modelo definitivo obtenido en nuestro caso limita, de forma importante, las posibilidades de intervención, pues sólo lo podemos hacer sobre los condicionantes que determinan la frecuentación (modos de trabajo, organización de los equipos, etc.), pero no sobre las variables de demanda (porcentaje de población pediátrica, característica de costa) que nos vienen determinadas

por las condiciones sociodemográficas de la comarca, quizá no sea así, y el estudio más profundo de los elementos que condicionan la frecuentación nos abra muchas más alternativas de intervención. Debido a ello, y confirmando el modelo teórico, las zonas de Torrevieja (población costera), Orihuela II (la de mayor frecuentación) y Rojales (la de menor porcentaje de población pediátrica) se mostraron como las de mayor espera a lo largo de todo el período de estudio.

Además de las limitaciones que condicionan el modelo diseñado, existen otras más estructurales y que hacen mención, por una parte, a las características sociodemográficas de nuestra área, con unos índices de dependencia poblacionales elevados, con una población eminentemente rural y dispersa, y con una oferta sanitaria, singular y adaptada a las características geográficas del área, con gran cantidad de puntos asistenciales, lo cual puede condicionar que algunas de nuestras conclusiones no sean necesariamente extrapolables a otros ámbitos. No obstante, las variables identificadas como más influyentes en el TE medio entendemos que pueden ser aplicables en cualquier zona geográfica, independientemente de sus características.

Por otro lado, también se podría cuestionar la fiabilidad y la validez de los datos de frecuentación y presión asistencial, pues probablemente no son los indicadores más «sensibles ni específicos», ya que dependen mucho de la organización del trabajo en cada zona, y además se han obtenido a partir de información de la actividad remitida desde los equipos

de atención primaria, lo que no garantiza que se hayan recogido con criterios uniformes. Este problema, común en este tipo de estudios, sería deseable subsanarlo en el futuro con la informatización completa de las consultas de atención primaria, pues los actuales sistemas de registro e información existentes en nuestros centros de salud están muy poco o mal desarrollados²⁴.

En definitiva, aunque es difícil diseñar una herramienta perfecta, sin sesgos ni limitaciones, que facilite el cálculo del tiempo medio de espera para la atención especializada, en conjunto, este estudio sí que muestra la posibilidad de elaborar un modelo que se aproxime, basándose en las características poblacionales de las zonas implicadas y el referente histórico de intensidad de uso (determinado por el número de visitas por habitante), los cuales conocemos como determinantes en las listas de espera; esto nos permite predecir, con garantía de aproximación (en nuestro caso hasta un 89%), la variabilidad de éstas, lo que facilita la capacidad de gestión de los responsables de atención primaria/especializada del área y también de los servicios centrales²⁵, y por tanto la colaboración en la asignación de recursos. Esto, además de tener interés para los gestores, es importante para la sociedad en conjunto, ya que la lista de espera es una de las variables asociadas a la compra de seguros sanitarios privados por parte de los usuarios²⁶, lo que supone un coste económico añadido para la sociedad que debería ser tenido en cuenta en la gestión sanitaria.

Bibliografía

1. Del Llano Señaris J. Evidencia y gobernabilidad clínica. *Gest Clin Sanit* 2000;2:5.
2. Rasell M. Cost Sharing in health insurance. A reexamination. *N Engl J Med* 1995;332:1164-8.
3. Saltman R, Figueras J. *European Health Care Reform. Analysis of current strategies*. Copenhagen: World Health Organization; 1997.
4. García Olmos L, et al. Variability in GPs' referral rates in Spain. *Fam Pract* 1995;12:159-62.
5. López LA. Factores que influyen en la utilización de servicios en AP. Taller del XVI Congreso de Medicina Familiar y Comunitaria: «Estrategias para racionalizar el uso de las consultas en AP». *El Médico*, febrero de 1997.
6. Peiró S, Meneu R. Variaciones en la práctica médica: Implicaciones para la práctica y la política sanitaria. *Gac Sanit* 1998;12.
7. Franks P, Clancy CM. Referrals of adult patients from primary care: demographic disparities and their relationship to HMO insurance. *J Fam Pract* 1997;45:47-53.
8. Franks P, Clancy CM, Nutting PA. Defining primary care. Empirical analysis of the National Ambulatory Medical Care Survey. *Med Care* 1997;35:655-68.
9. Gervas J, Ortún V. Caracterización del trabajo asistencial del médico general/ de familia. *Aten Primaria* 1995;16: 501-6.
10. Marión J, Peiró S, Márquez S, Meneu R. Variaciones en la práctica médica: importancia, causas, implicaciones. *Med Clin (Barc)* 1998;110:382-90.
11. García L, Gervas J, Otero A, Pérez M. La demanda derivada: un estudio de la relación entre médicos generales y especialistas. *Rev San Hig Pub* 1994;68:267-78.
12. Weiner JP, Starfield BH, Powe NR, Stuart ME, Steinwachs DM. Ambulatory care Practice Variation within a Medicaid Program. *En HSR: Health Services Research* 30:6 (1996).
13. Rodríguez FJ, López F, Modrego A, et al. Identificación de médicos con gasto farmacéutico elevado. *Gac Sanit* 2001; 15:441-6.
14. Roberts S, Harris C. Age, sex and temporary resident originated prescribing units (ASTRO-Pus): new weightings for analysing prescribing of general practices in England. *BMJ* 1993;307:485-8.
15. Morton-Jones T, Pringle M. Explaining variations in prescribing costs across England. *BMJ* 1993;306:1731-4.
16. Purves I, Edwards C. Comparison of prescribing unit whit index including both age and sex in assessing general practice prescribing costs. *BMJ* 1993;306:496-8.
17. Morton-Jones T, Pringle M. Prescribing costs in dispensing practices. *BMJ* 1993;306:1244-6.
18. Lloyd D, Harris C, Roberts D. Specific therapeutic group age-sex related prescribing units (STAR-Pus): weightings for analysis general practices prescribing in England. *BMJ* 1995; 311:991-4.

19. Sans A, Gispert R. Exploración de los factores determinantes del gasto en un sector sanitario. *Gac Sanit* 1991;5: 68-70.
 20. Casado Marín D. Los efectos del envejecimiento demográfico sobre el gasto sanitario: mitos y realidades. *Gac Sanit* 2000;15:154-63.
 21. Tabenkin H, et al. Referrals of patients by family physicians to consultants: a survey of the Israeli Family Practice Research Network. *Fam Pract* 1998;15:158-64.
 22. Weiner J, Stanfield B, Powe N, Stuart M, Steinwach D. Ambulatory care practice variation within a Medicaid Program. *Health Sev Res* 1996;30:751-70.
 23. Forrest CB, Majeed A, Weiner Jp, Carroll K, Andrew B. Comparison of specialty referral rates in the United Kingdom and the United States: retrospective cohort analysis. *BMJ* 2002; 325:370-1.
 24. Bonfill X. Información clínica y gestión. *Med Clin (Barc)* 1995; 104: 224-227
 25. García-Sempere A, Peiró S. Gasto farmacéutico en atención primaria: variables asociadas y asignación de presupuestos de farmacia por zonas de salud. *Gac Sanit* 2001;15:32-40.
 26. Besley T, Hall J, Preston I. The demand for private health insurance: do waiting lists matter? *J Public Economics* 1999; 72:155-81.
-