

Original

Determinantes de la utilización de servicios de salud en Costa Rica

Melvin Morera Salas^{a,*} y Amada Aparicio Llanos^{a,b}^a Dirección Compra de Servicios de Salud, Caja Costarricense de Seguro Social, San José, Costa Rica^b Centro Centroamericano de Población, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 7 de enero de 2010

Aceptado el 20 de mayo de 2010

On-line el 8 de octubre de 2010

Palabras clave:

Necesidades y demanda de servicios de salud

Servicios ambulatorios de salud

Costa Rica

RESUMEN

Objetivo: Realizar una primera aproximación a los determinantes de la utilización de consultas médicas en Costa Rica.**Método:** Los datos proceden de la Encuesta Nacional de Salud para Costa Rica 2006. En el análisis econométrico se utilizó un modelo binomial negativo estándar ligado al enfoque de producción de salud de Grossman y un modelo en dos partes congruente con el enfoque agente-principal.**Resultados:** Los factores determinantes de la utilización de consultas médicas fueron el nivel educativo, el estado de salud percibida, el número de enfermedades crónicas declaradas y la región de residencia.**Conclusiones:** El hecho de que las variables de necesidad de salud expliquen de forma significativa la probabilidad de contacto con las consultas médicas y que, además, no se registren diferencias significativas de utilización entre quintiles de ingreso y situación de seguro, es un resultado esperable y deseable en un sistema público solidario y casi universal como el costarricense. No se obtienen resultados concluyentes de la influencia del médico en la frecuencia de utilización de las consultas que postula el modelo de agente-principal.

© 2010 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Determinants of health care utilization in Costa Rica

ABSTRACT

Keywords:

Health services needs and demand

Ambulatory health services

Costa Rica

Objective: To analyze the determinants of health care utilization (visits to the doctor) in Costa Rica using an econometric approach.**Methods:** Data were drawn from the National Survey of Health for Costa Rica 2006. We modeled the Grossman approach to the demand for health services by using a standard negative binomial regression, and used a hurdle model for the principal-agent specification.**Results:** The factors determining healthcare utilization were level of education, self-assessed health, number of declared chronic diseases and geographic region of residence.**Conclusion:** The number of outpatient visits to the doctor depends on the proxies for medical need, but we found no multivariate association between the use of outpatient visits and income or insurance status. This result suggests that there is no problem with access in the public – almost universal – Costa Rican health system. No conclusive results were obtained on the influence of the physician on the frequency of use of health care services, as postulated by the principal-agent model.

© 2010 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Introducción

Costa Rica es un país pequeño, con una población de 4,4 millones de habitantes, una tasa de natalidad de 17 por 1.000 habitantes, una mortalidad general de 4,01 por 1000 habitantes y una esperanza de vida general de 79 años. Su sistema de salud es financiado en un 75% por el sector público; la prestación de servicios sanitarios se concentra en la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS), que acumula el 80% del presupuesto público de salud y cubre un 86% de la población del país.

La atención primaria la brindan los Equipos Básicos de Atención Integral (médico, auxiliar de enfermería y promotor de salud), que componen las 103 áreas de atención primaria del país. La atención especializada se presta en 23 hospitales de baja y mediana complejidad, y en seis hospitales nacionales de alta

complejidad. En el sector privado hay muchos consultorios de servicios ambulatorios y cinco hospitales.

La literatura sobre demanda de salud considera principalmente dos enfoques de análisis: el tradicional y el enfoque de agente-principal¹. Independientemente del enfoque empleado, en las investigaciones empíricas surge la dificultad de medir directamente la demanda de dichos servicios, por lo cual se recurre a datos de utilización, representados frecuentemente por las consultas médicas.

El enfoque tradicional se basa en la teoría del consumidor. Dentro de esta línea surge el modelo de Grossman, que utiliza la teoría del capital humano para explicar la demanda de salud, para lo cual distingue entre los conceptos de salud y los servicios de salud, considerando a los primeros como un bien fundamental en la utilidad o bienestar del consumidor, mientras que los segundos son uno de los muchos insumos, objeto de una demanda derivada, para producir más salud^{2,3}.

El enfoque de agente-principal considera las asimetrías de información entre el médico y el paciente con relación al tipo y la cantidad de tratamiento médico necesario. El proceso de toma de

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: mmoreras@ccss.sa.cr (M. Morera Salas).

decisiones se divide en dos partes. En la primera, el paciente (principal) inicialmente elige si busca tratamiento o no, y en la segunda, una vez que el paciente empezó el tratamiento, el médico (agente) determina el número de consultas⁴.

En el modelo de Grossman de producción de salud es una función del propio estado de salud de los individuos, de la edad, de la renta, de los precios de los servicios de salud, de variables ambientales y del nivel de la educación. Sus predicciones principales indican que la demanda por servicios de salud aumenta con la edad y con la renta. Por su parte, la educación conduce a una producción más eficiente del capital de la salud, por lo que se espera una relación negativa entre el nivel educativo y la demanda por servicios de salud curativos, y una relación positiva con los servicios preventivos.

El modelo de agente-principal establece que el médico no sólo determina el tratamiento de acuerdo a criterios clínicos o éticos, sino que también es producto de incentivos económicos, como la renta o su tiempo de ocio⁴. En este sentido, únicamente la demanda de primeras consultas está bajo el control de los pacientes. Una vez que se produce el primer contacto, el médico es libre de elegir el tiempo dedicado al paciente, ya sea con consultas de mayor o menor duración, con más o menos consultas por paciente o derivando al paciente a otro nivel de complejidad. Este modelo también se ha analizado evaluando si hay demanda de servicios de salud inducida por el médico^{5–8}.

Gran número de estudios han evaluado los determinantes de la utilización de servicios sanitarios, y además han comparado estos dos enfoques de análisis, principalmente en países de rentas altas como España⁹, Italia¹⁰, Alemania¹¹ y otros países de la Unión Europea^{12,13}. También se pueden citar algunas investigaciones en países latinoamericanos, como Argentina¹⁴, Chile¹⁵ y México¹⁶.

El presente estudio tiene como objetivo investigar cuáles son los principales determinantes de la utilización de servicios de salud en Costa Rica y cómo afectan a la demanda individual de consultas médicas. Adicionalmente se pretende realizar un análisis exploratorio comparando los modelos de demanda individual (en una parte) y de agente-principal (en dos partes).

Material y métodos

Este estudio es de tipo observacional transversal y utiliza los datos de la primera Encuesta Nacional en Salud para Costa Rica (ENSA 2006)¹⁷. La ENSA se realizó mediante entrevista personal a todos los miembros de los hogares que tienen su residencia habitual en ellos, para un total de 7.523 individuos encuestados, durante julio de 2006, con muestreo polietápico estratificado según los datos censales de 2000. El diseño muestral de la encuesta contempla un ajuste según las proyecciones oficiales de población para compensar las variaciones producto del crecimiento poblacional.

Como en la mayoría de las encuestas nacionales de salud, es un cuestionario con 35 bloques de ítems que recoge de forma detallada aspectos relacionados con la salud en su sentido más amplio, los hábitos y la calidad de vida, y la utilización de los servicios de salud.

La submuestra seleccionada la constituyen 4.892 adultos (mayores de 15 años) y excluye los valores perdidos de las variables seleccionadas para el análisis multivariado.

La variable dependiente utilizada es el número de consultas en el último mes y se recogió con la pregunta: «¿Cuántas veces ha consultado con algún médico, equipo básico de atención integral en salud, clínica del seguro, hospital, homeópata u otro en el último mes?».

Como posibles variables explicativas se utilizaron el nivel educativo, los grupos de edad, el sexo, la condición de asegurado,

el estado de salud percibido, el número de enfermedades crónicas, el estilo de vida (hacer ejercicio regularmente, fumador frecuente y tomar bebidas alcohólicas regularmente), la región geográfica de residencia y el quintil de ingresos per cápita del hogar. Los ingresos per cápita se calculan dividiendo los ingresos totales del hogar por el número de miembros en éste.

La distribución de la población encuestada es representativa de la población del país, y por ello la mayor concentración (67%) se encuentra en la región central. El 53% son hombres, la edad media es de 43 años, el 16% corresponde a personas mayores de 64 años y la proporción entre personas con y sin pareja es de 0,5.

El 62% de la población encuestada tiene estudios de secundaria incompleta y sólo el 7% estudios universitarios completos. No se observaron diferencias en la proporción de población entre los quintiles de ingreso, y resultó que un 86% están asegurados. El 73% refiere buen estado de salud y el 33% indica que padece una o más enfermedades crónicas.

En la **tabla 1** se presentan las tasas de utilización según las variables seleccionadas. El 25% declaró haber utilizado al menos una consulta en el último mes.

En la **tabla 2** se presenta la distribución de frecuencia de dicha variable. Se observa que la varianza es aproximadamente un 80% superior a la media, y además resulta que más del 75% de los individuos no realizaron ninguna consulta en el último mes, mostrando indicios de sobredispersión y una proporción importante de ceros en la distribución.

Puesto que la variable a investigar, el número de consultas en el último mes, es una variable de recuento, para su análisis se utilizan modelos de regresión para datos de recuento^{18,19}.

Los dos enfoques de demanda de salud descritos anteriormente dan origen a modelos estadísticos en una parte ligados al enfoque de Grossman y a modelos en dos partes congruentes con el enfoque de agente-principal¹¹. En el enfoque de Grossman se seleccionó el modelo binomial negativo, que tiene la característica de permitir la posibilidad de sobredispersión. Específicamente, se utilizó un modelo donde el cociente varianza/media es una constante (modelo denominado Negbin1 por Cameron y Trivedi)¹⁸. En este modelo, la variable dependiente es el número de consultas. Para probar la existencia de sobredispersión en los datos (modelo binomial negativo frente a modelo de Poisson) se utilizó el contraste de Wald, que se ofrece sistemáticamente en el paquete estadístico Stata.

En el enfoque de agente-principal se aplicó un modelo en dos partes, que considera el exceso de ceros en la muestra y, por lo tanto, permite establecer una diferencia en el proceso estadístico que determina las observaciones cero y aquellas que suceden una o más veces. Para lograrlo se combina un modelo binario distinguiendo entre valores cero y positivos, y un modelo truncado para los valores mayores que cero. Para este estudio se utiliza en la primera parte del modelo una especificación *logit* binomial, en la cual la variable dependiente es binaria (cero para los no consultantes y uno para los que tienen una o más consultas), y para la segunda parte un modelo binomial negativo truncado en cero, en el cual la variable dependiente corresponde al número de consultas excluyendo los ceros^{18,20}.

Para medir el ajuste de las distintas especificaciones de los modelos se utilizaron contrastes de razón de verosimilitud y el criterio de información de Akaike⁹. El criterio de decisión es considerar el modelo que reporte un menor valor del criterio de información de Akaike como aquel que presenta un mejor ajuste^{18,19}.

Las estimaciones de los parámetros de todos los modelos se obtuvieron por el método de máxima verosimilitud, empleando el paquete estadístico y econométrico Stata 9.1.

Tabla 1
Distribución de la muestra y tasa de utilización según las variables seleccionadas

Variable	Categoría	N (%)	Uso (%)
Educación	Hasta secundaria incompleta	3.044 (62,2)	702 (23,1)
	Secundaria y secundaria técnica completa	844 (17,3)	189 (22,4)
	Parauniversitaria y universitaria incompleta	669 (13,7)	176 (26,3)
	Universitaria completa	335 (6,8)	96 (28,7)
Grupos de edad (años)	16–29	1.580 (32,3)	371 (23,5)
	30–44	1.118 (22,9)	266 (23,8)
	45–64	1.412 (28,9)	346 (24,5)
	65–74	403 (8,2)	78 (19,4)
	75 y más	379 (7,7)	102 (26,9)
Sexo	Hombre	2.585 (52,8)	629 (24,3)
	Mujer	2.307 (47,2)	534 (23,1)
Situación familiar	Con pareja	2.414 (49,3)	569 (23,6)
	Otros	2.478 (50,7)	594 (24,0)
Condición de asegurado	Sin seguro	674 (13,8)	147 (21,8)
	Asegurado	4.218 (86,2)	1.016 (24,1)
Estado de salud percibido	Muy bueno	799 (16,3)	142 (17,8)
	Bueno	2.810 (57,4)	712 (25,3)
	Regular	1.068 (21,8)	260 (24,3)
	Malo y muy malo	215 (4,4)	49 (22,8)
Enfermedades crónicas	Ninguna	3.286 (67,2)	718 (21,9)
	Una	643 (13,1)	179 (27,8)
	Dos	419 (8,6)	118 (28,2)
	Tres o más	544 (11,1)	148 (27,2)
Quintiles de ingresos per cápita	Quintil 1	995 (20,3)	218 (21,9)
	Quintil 2	1.042 (21,3)	241 (23,1)
	Quintil 3	950 (19,4)	248 (26,1)
	Quintil 4	954 (19,5)	223 (23,4)
	Quintil 5	951 (19,4)	233 (24,5)
Región de residencia	Central	3.259 (66,6)	785 (24,1)
	Chorotega	363 (7,4)	125 (34,4)
	Pacífico Central	255 (5,2)	45 (17,6)
	Brunca	355 (7,3)	47 (13,2)
	Huetar Atlántica	534 (10,9)	138 (25,8)
	Huetar Norte	126 (2,6)	23 (18,3)

Tabla 2
Distribución de frecuencias del número de consultas en el último mes, según sexo y grupos de edad (personas mayores de 15 años)

Número de consultas	Sexo		Grupos de edad, años				
	Mujer (%) ^a	Hombre (%)	16–29 (%)	30–44 (%)	45–64 (%)	65–74 (%)	75 y más (%)
0	1.773 (76,9)	1.956 (75,7)	1.209 (76,5)	852 (76,2)	1.066 (75,5)	325 (80,6)	277 (73,1)
1	437 (18,9)	491 (19,0)	304 (19,2)	216 (19,3)	262 (18,6)	63 (15,6)	83 (21,9)
2	62 (2,7)	84 (3,2)	40 (2,5)	28 (2,5)	54 (3,8)	12 (3,0)	12 (3,2)
3	23 (1,0)	30 (1,2)	14 (0,9)	13 (1,2)	19 (1,3)	3 (0,7)	4 (1,1)
–4 y más	12 (0,5)	24 (0,9)	13 (0,8)	9 (0,8)	11 (0,8)	0 (0,0)	3 (0,8)
N	2.307	2.585	1.580	1.118	1.412	403	379

Encuesta Nacional de Salud para Costa Rica 2006. Centro Centroamericano de Población-Universidad de Costa Rica.

^a Los datos entre paréntesis son porcentajes sobre el total de cada grupo.

Resultados

En primer lugar se efectuó un análisis de correlación entre las distintas variables incluidas en los modelos y se comprobó una baja correlación, con lo cual se descartan problemas de multicolinealidad en los modelos.

El criterio de información de Akaike y el contraste basado en la razón de verosimilitudes muestran indicios a favor del modelo en dos partes respecto a la especificación binomial negativa estándar.

Los valores del criterio de información de Akaike son 7.015 y 7.145, respectivamente, y el contraste de la razón de verosimilitudes presenta un valor aproximado de 130 y una distribución chi cuadrado ($\chi^2_{0,01;29}$) de 44. Adicionalmente, la prueba de Wald de sobredispersión resultó significativa en el modelo binomial negativo truncado frente al Poisson.

Dados los anteriores datos, el análisis de resultados se realizó con los parámetros estimados con el modelo en partes, a pesar de que en algún momento se hagan comparaciones con el binomial

Tabla 3

Resumen de los resultados de los modelos binomial negativo y en dos partes

Variable	Categoría	Modelo en dos partes (vallas)					
		Modelo binomial negativo (Negbin1)		Primera parte: modelo logístico		Segunda parte: binomial negativo truncado en cero	
		Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Educación (categoría de referencia: hasta secundaria incompleta)	Secundaria y secundaria técnica completa	-0,045	0,087	-0,063	0,097	-0,088	0,205
	Parauniversitaria y universitaria incompleta	-0,005	0,097	0,156	0,106	-0,475	0,238 ^a
	Universitaria completa	0,227	0,122 ^b	0,321	0,140 ^a	-0,028	0,270
Grupos de edad, años (categoría de referencia: 45-64 años)	16-29	0,092	0,085	0,106	0,095	-0,061	0,210
	30-44	0,026	0,087	0,075	0,097	-0,077	0,208
	65-74	-0,403	0,133 ^c	-0,362	0,145 ^a	-0,548	0,338
	75 y más	0,077	0,121	0,101	0,138	-0,079	0,271
Sexo (categoría de referencia: mujer)	Hombre	0,078	0,062	0,014	0,069	0,293	0,147 ^a
Condición de asegurado (categoría de referencia: sin seguro)	Asegurado	0,132	0,096	0,047	0,104	0,309	0,242
Estado de salud percibido (categoría de referencia: muy bueno)	Bueno	0,309	0,093 ^c	0,461	0,105 ^c	-0,159	0,223
	Regular	0,218	0,112 ^c	0,346	0,125 ^c	-0,160	0,270
	Malo y muy malo	0,029	0,180	0,263	0,197	-0,790	0,449 ^b
Enfermedades crónicas (categoría de referencia: ninguna)	Una	0,359	0,091 ^c	0,357	0,104 ^c	0,290	0,210
	Dos	0,339	0,113 ^c	0,428	0,127 ^c	0,078	0,266
	Tres o más	0,294	0,109 ^c	0,375	0,122 ^c	0,227	0,257
Quintiles de ingresos per cápita (categoría de referencia: quintil 1)	Quintil 2	-0,061	0,098	-0,161	0,110	0,322	0,230
	Quintil 3	-0,028	0,097	-0,090	0,108	0,232	0,229
	Quintil 4	0,023	0,100	0,118	0,111	-0,279	0,241
	Quintil 5	-0,023	0,105	-0,086	0,118	0,220	0,249
Región de residencia (categoría de referencia: Región Central)	Chorotega	0,313	0,107 ^c	0,528	0,120 ^c	-0,167	0,243 ^b
	Pacífico Central	-0,501	0,162 ^c	-0,422	0,171 ^a	-0,876	0,467 ^b
	Brunca	-0,416	0,135 ^c	-0,721	0,164 ^c	0,638	0,332 ^c
	Huetar Atlántica	-0,094	0,101	0,090	0,109	-0,803	0,264
	Huetar Norte	-0,375	0,217 ^{***}	-0,348	0,237	-0,391	0,547
Constante	Constante	-1,684	0,176 ^c	-1,725	0,195 ^c	-18,750	842,41
Número de observaciones		4.892		4.892		1.163	
Log verosimilitud		-3.547,83		-2.621,19		-861,38	
Razón de verosimilitud de alfa=0							
Chi cuadrado		366,05				216,83	
Prob ≥ chi cuadrado		0,00				0,00	

Fuente: Encuesta Nacional de Salud para Costa Rica 2006, Centro Centroamericano de Población-Universidad de Costa Rica.

^a Significativo al 5%.^b Significativo al 10%.^c Significativo al 1%.

negativo estándar. Para la presentación de resultados se utiliza el exponencial de los parámetros, que se interpreta como el número de veces en que la media condicionada es más grande, al pasar de la categoría de referencia a cualquiera de las categorías de cada uno de los factores. En la [tabla 3](#) se presenta un resumen de los resultados de las regresiones de ambos modelos.

La magnitud y la significatividad de la mayoría de los regresores en la decisión de contacto con el médico son similares a las obtenidas a partir de las estimaciones con el modelo binomial negativo estándar. El corto espacio de tiempo para el

cual se dispone de información (un mes) y la consiguiente elevada frecuencia de ceros en los datos explican parcialmente la relevancia de esta parte del modelo, y pueden explicar la limitada capacidad explicativa de las variables en la segunda parte. También es posible que la escasa capacidad informativa de la submuestra de usuarios se deba a la variabilidad limitada de los datos. Como se observa en la [tabla 2](#), el 98% de las personas que decidieron consultar al médico lo hicieron en una o dos ocasiones durante el periodo de referencia. Estas características de los datos hicieron que no se evaluaran los aspectos relacionados con la

demanda inducida derivada del modelo de agente-principal, con lo cual los resultados se centran en analizar los factores determinantes del uso de las consultas médicas.

Los entrevistados que reportaron un nivel de educación universitaria completa tienen una mayor probabilidad de acudir al médico que los individuos con menor nivel educativo. Una vez establecido el contacto, los pacientes con educación parauniversitaria o universitaria incompleta realizan significativamente menos consultas que las personas con estudios primarios. De forma global, la edad no resultó significativa en la decisión de contacto ni en la frecuencia de utilización de las consultas. Únicamente el grupo de 65 a 74 años resultó con significación estadística en cuanto a una menor probabilidad de contacto que el grupo de referencia (45 a 64 años).

No hubo diferencias en la probabilidad de contacto entre hombres y mujeres, pero la frecuencia de consultas una vez establecido el contacto es significativamente mayor en los hombres.

Las personas con peor estado de salud percibido y con enfermedades crónicas tienen una mayor probabilidad de contacto que las personas con mejor salud percibida y sin enfermedades crónicas. No obstante, estas variables no resultan ser estadísticamente significativas en la frecuencia de consultas una vez iniciado el contacto con los servicios de salud. No hubo diferencias, tanto en la probabilidad de contacto como en la frecuencia de las consultas, entre las personas con seguro y sin seguro médico, ni entre quintiles de ingresos. Una vez controlado por el resto de las variables, se observan diferencias geográficas significativas en el acceso a la consulta médica. Específicamente, las personas que residen en las regiones del Pacífico central y las de la zona sur del país tienen una menor probabilidad de acudir al médico que sus contrapartes de la región central. Por su parte, los habitantes de la región Pacífico norte y de parte de la frontera con Nicaragua registran una mayor probabilidad de contacto que los de la región central.

Se evaluó la significación estadística de algunas variables que aproximan el estilo de vida de los individuos, tales como «hacer ejercicio regularmente», «fumar con frecuencia» y «tomar bebidas alcohólicas regularmente», pero no resultaron factores significativos en ninguno de los modelos.

Discusión

Este estudio es una primera aproximación a los determinantes de la utilización de servicios médicos en Costa Rica. La comparación de los modelos propuestos permite comprobar la superioridad de la especificación en dos partes a la hora de explicar la utilización de consultas al médico.

La edad no resultó con significación estadística en la probabilidad de contacto ni en la frecuencia de consultas. Este resultado no concuerda con otros hallazgos empíricos, según los cuales hay una mayor utilización conforme avanza la edad. Por ello, se incorporó la edad en forma continua y al cuadrado, pero no se obtuvieron resultados estadísticamente significativos. El hecho de que en Costa Rica haya poca población mayor de 64 años se traduce en un tamaño muestral muy bajo para dicho tramo de edad, lo cual produce resultados poco consistentes al intentar asociar el grado de utilización con la edad.

El corto tiempo de que se dispone de información (un mes) y la baja frecuencia de consultas explican la limitada capacidad explicativa de las variables en la segunda parte del modelo, en la cual no fue posible explorar los aspectos de demanda inducida del modelo de agente-principal. Este resultado concuerda con los hallazgos del estudio de Álvarez⁹. En futuros estudios se recomienda incluir variables de oferta y de tipificación de los

servicios utilizados, que expliquen mejor el grado de inducción de demanda y los incentivos económicos al médico en la frecuencia de las consultas del paciente.

La frecuencia de las consultas en los hombres resultó mayor que en las mujeres, lo cual no coincide con la evidencia encontrada en otros estudios⁹⁻¹³. Esto podría explicarse por la mayor prevalencia de enfermedades crónicas en los hombres en esta encuesta, que a su vez puede ser el resultado de requerimientos en los programas de atención a crónicos (concentración de consultas al año) suscrito por los centros de atención primaria en los contratos programa de la CCSS.

Las variables de necesidad de salud (estado de salud percibido y número de enfermedades crónicas) explican de forma significativa la probabilidad de contacto con las consultas médicas. Además, no hubo diferencias significativas en la utilización de consultas según los quintiles de ingresos. Estos resultados son esperables y deseables en un sistema público solidario y casi universal como el costarricense. No obstante, el hecho de que los parámetros disminuyan cuanto peor se siente la persona indica cierta evidencia a favor de la existencia de inequidades, que debería revisarse con mayor detalle en futuros estudios.

El estado de asegurado resulta un factor determinante en la demanda de servicios de salud en muchos estudios^{10,21}, pero no para Costa Rica, donde no resultó significativo. Esto puede estar explicado porque la constitución política de Costa Rica garantiza la salud de la población y obliga a la CCSS a brindar servicios a las personas sin seguro.

Las diferencias geográficas encontradas en la demanda son difíciles de explicar. Esto plantea la hipótesis de cuánto de estas diferencias obedece a la disponibilidad de servicios de salud, principalmente del primer nivel de atención (de la última consulta, el 90% fue al médico general).

Estas diferencias en la utilización de consultas médicas pueden ser producto de que las regiones de la periferia del país tienen menos recursos de salud en términos per cápita y un menor índice de desarrollo social que el centro del país. Para recoger estos efectos se recomienda que en futuros estudios se utilicen modelos de regresión multinivel para separar los efectos propios del individuo y los relacionados con el entorno²²⁻²⁴.

Las principales limitaciones de esta investigación están relacionadas con el tipo de estudio utilizado (observacional) y con los posibles sesgos cuando se trabaja con encuestas transversales, que imposibilitan modelar el carácter dinámico del proceso de la visita, tales como los sesgos de memoria, de cortesía y de duración²⁵. Los datos de panel resolverían este problema al incluir algunas variables de forma retardada para reducir la endogeneidad latente en la decisión de demandar asistencia sanitaria^{1,12}.

Al tratarse de una encuesta de autorreporte, la utilización de servicios está influenciada por el periodo temporal de un mes a que se refiere la pregunta, pues el 98% de los encuestados refirieron haber realizado ninguna o una consulta. Ello explica la escasa variabilidad en los datos y limita la capacidad explicativa de las variables de los modelos.

Otra limitación es el uso de los ingresos medios como indicador de posicionamiento socioeconómico a partir de una encuesta que no es específica para ello, lo que imposibilitó utilizar variables de activos del hogar o condiciones de la vivienda para generar un índice de posicionamiento socioeconómico.

Bibliografía

1. Clavero A, González ML. Una revisión de modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios. *Hacienda Pública Española*. 2005;173:129-62.

2. Grossman M. The demand for health: a theoretical and empirical investigation. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press; 1972.
3. Grossman M. The human capital model of the demand for health. En: Culyer AJ, Newhouse JP, editores. Handbook of health economics. Amsterdam: North-Holland-Springer-Verlag; 2000.
4. Zweifel P. Supplier-induced demand in a model of physician behavior. En: Van der Gaag J, Perlman M, editores. Health, economics, and health economics. Amsterdam: North-Holland; 1981. p. 245–67.
5. Rice T, Labelle R. Do physicians induce demand for medical service? *J Health Polit Policy Law*. 1989;14:587–600.
6. Labelle R, Stoddart G, Rice T. A re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand. *J Health Econ*. 1994;13:347–68.
7. Grytten J, Carlsen F, Sorensen R. Supplier inducement in a public health care system. *J Health Econ*. 1995;14:207–29.
8. Grytten J, Sorensen R. Type of contract and supplier-induced demand for primary physicians in Norway. *J Health Econ*. 2001;20:379–93.
9. Álvarez B. La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España. *Investigaciones Económicas*. 2001;25:93–138.
10. Fabbri D, Monfardini C. Public vs. private health care services demand in Italy. *Giornale degli Economisti*. 2003;62:93–123.
11. Pohlmeier W, Ulrich V. An econometric model of the two part decision process of the demand for health care. *J Hum Resour*. 1995;30:339–61.
12. Deb P, Trivedi P. The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. *J Health Econ*. 2002;21:601–25.
13. Jiménez S, Labeaga JM, Martínez M. Latent class versus two part models in the demand for physician services across the European Union. *Health Econ*. 2002;11:301–21.
14. Bertranou F. Health care services utilization and health insurance coverage: evidence from Argentina. *Revista de Análisis Económico*. 1998;13:25–52.
15. Mardones C. Demanda por prestaciones médicas de salud en Chile. Tesis doctoral. Universidad de Chile. [consultado 14/3/2008]. Disponible en: http://sechi.facea.uchile.cl/sechi/contributed_2/mardones_mard.pdf.
16. Arreola H, Soto H, Garduño J. Determinantes de la no demanda de atención a la salud en México. En: Funsalud Caleidoscopio de la Salud. México, DF. Funsalud; 2003. [consultado 14/3/2008]. Disponible en: <http://www.funsalud.org.mx/casesalud/caleidoscopio/12%20LosDeterminantes.pdf>.
17. Centro Centroamericano de Población. Encuesta nacional de salud para Costa Rica. Universidad de Costa Rica; 2006. [consultado 10/6/2009]. Disponible en: <http://ccp.ucr.ac.cr/farmacoeconomia/ensaSpss.html>.
18. Cameron A, Trivedi P. Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests. *Journal of Applied Econometrics*. 1986;1:29–53.
19. Greene W, editor. *Econometric analysis*, 5th ed. New Jersey: Prentice Hall; 2002.
20. Jones A. *Applied econometrics for health economists: a practical guide*, 2nd ed. York: University of York; 2005.
21. Valencia-Mendoza A, Bertozzi S. A predictive model for the utilization of curative ambulatory health services in Mexico. *Salud Publica Mex*. 2008;50:397–407.
22. Subramanian S, Delgado I, Jadue L, et al. Chilean communities income inequality and health: multilevel analysis of Chilean communities. *J Epidemiol Commun Health*. 2003;57:844–8.
23. Shibuya K, Hashimoto H, Yano E. Individual income, income distribution, and self rated health in Japan: cross sectional analysis of nationally representative sample. *BMJ*. 2002;324:16–9.
24. Kennedy BP. Income distribution, socioeconomic status and self-rated health: a US multilevel analysis. *BMJ*. 1998;317:917–21.
25. Hernández B, Velasco-Mondragón HE. Encuestas transversales. *Salud Publica Mex*. 2000;42:447–55.