

Hospitalizaciones en menores de un año en la ciudad de Madrid y su relación con el nivel social y la mortalidad infantil

A. Sarría Santamera^a, A. Franco Vidal^b, S. Redondo Martín^c,
L. García de Dueñas Geli^a y A. Rodríguez González^d

^aAgencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias. Instituto de Salud Carlos III. ^bGerencia de Atención Primaria. Área VIII. Asturias. ^cServicio de Promoción de la Salud. Consejería de Sanidad y Bienestar Social de Castilla y León. España. ^dHeinz School of Public Policy. Carnegie Mellon University. Estados Unidos.

Antecedentes

La utilización de los hospitales representa una parte muy importante del total de servicios de salud que recibe la población. Trabajos previos han revelado la importante variabilidad existente en la frecuentación hospitalaria en la población infantil.

Objetivo

Describir las tasas de hospitalización en menores de un año en los distritos municipales de la ciudad de Madrid y analizar su asociación con variables socioeconómicas y mortalidad infantil.

Métodos

Estudio ecológico analítico. La unidad de análisis es el distrito sanitario de la ciudad de Madrid. Se incluyeron las siguientes variables: tasa de altas totales y de altas sensibles de atención extrahospitalaria (ACSC) en menores de un año, tasa de mortalidad infantil, porcentaje de universitarios, sin estudios, parados, sin teléfono y sin agua. Se han realizado análisis de correlación y de regresión lineal.

Resultados

Las tasas medias de hospitalización y de ACSC son $280,10 \pm 94,09$ y $52,65 \pm 29,29$. Su coeficiente de variación fue 32,47 y 55,63. Las tasas de hospitalización mostraron una correlación significativa con el porcentaje de parados (0,71), porcentaje de universitarios (-0,66) y porcentaje sin estudios (0,88). Las tasas ACSC tienen correlación con porcentaje de parados (0,51), y porcentaje de universitarios (-0,48). En los modelos de regresión lineal las variables que permanecieron fueron el porcentaje de sin estudios para las tasas de altas ($R^2 = 0,78$; $p < 0,0000$) y parados para las tasas ACSC ($R^2 = 0,26$; $p < 0,032$).

Conclusiones

Las hospitalizaciones, totales y ACSC, en menores de un año, muestran una importante variación en la ciudad de Madrid. Se observa una asociación entre estas tasas con indicadores socioeconómicos, pero no con la mortalidad infantil.

Palabras clave:

Lactantes. Factores socioeconómicos. Utilización de hospitales. Análisis de regresión.

HOSPITALIZATION RATES IN INFANTS AGED LESS THAN 1 YEAR IN MADRID AND THEIR RELATIONSHIP WITH SOCIOECONOMIC INDICATORS AND INFANT MORTALITY

Background

Hospital utilization represents a significant part of all the health services offered to the population. Previous studies have demonstrated considerable variability in hospital utilization among the pediatric population.

Objective

To describe hospitalization rates in infants aged less than 1 year in the municipal districts of the city of Madrid and to analyze their association with socioeconomic indicators and infant mortality.

Methods

Ecological study with the health district of the city of Madrid as the unit of analysis. The following variables were included: overall hospital discharge rates, ambulatory care sensitive condition (ACSC) discharge rates and infant mortality rates, as well as the percentages of university graduates, without primary education, unemployed, without telephone and without tap water. Correlation and multiple regression analysis were performed.

Correspondencia: Dr. A. Sarría Santamera.

Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias. Instituto de Salud Carlos III.
Sinesio Delgado, 6. 28029 Madrid. España.
Correo electrónico: asarria@isciii.es

Recibido en febrero de 2002.

Aceptado para su publicación en junio de 2002.

Results

The mean overall and ACSC discharge rates were 280.10 ± 94.09 and 52.65 ± 29.29 . Their coefficient of variation was 32.47 and 55.63. Discharge rates showed significant correlation with the percentage of unemployed (0.71), university graduates (-0.66) and those without primary education (0.88). ACSC rates were correlated with the percentage of unemployed (0.51) and of university graduates (-0.48). The variables included in the multiple lineal regression models were the percentage without primary education for discharge rates ($R^2 = 0.78$; $p < 0.0000$) and the percentage of unemployed for ACSC rates ($R^2 = 0.26$; $p < 0.032$).

Conclusions

Overall and ACSC discharge rates in infants showed significant variation across the health district of the city of Madrid. These rates were significantly associated with socioeconomic indicators, but not with infant mortality.

Key words:

Infants. Socioeconomic factors. Hospital utilization. Regression analysis.

INTRODUCCIÓN

La utilización de los hospitales representa una parte muy importante del total de servicios de salud que recibe la población. En la población infantil representan el 50% de los gastos sanitarios. Trabajos previos han puesto de manifiesto la existencia de una importante variabilidad en las tasas de frecuentación hospitalaria entre áreas y regiones en la población infantil española^{1,2}. Se han planteado diversas definiciones para poder explicar la variabilidad en la práctica médica, cuyo reflejo serían las diferencias en las tasas de utilización de servicios sanitarios³. Así, estas desigualdades se han atribuido a diferencias en la morbilidad o carga de enfermedad de las poblaciones⁴, a los modelos de práctica profesional⁵, a la oferta de recursos hospitalarios⁶, a problemas de la calidad en atención primaria⁷, o a diferencias en la utilización inapropiada⁸. Otra posible hipótesis es que estas diferencias pudieran definirse por las desigualdades socioeconómicas⁹.

Diferentes factores podrían explicar la relación entre nivel socioeconómico y la utilización de hospitales. Las personas de menor nivel social pueden tener una mayor frecuentación hospitalaria por presentar una mayor carga de morbilidad, porque la gravedad de los episodios de enfermedad puede ser superior, porque reciban una peor calidad asistencial extrahospitalaria o por factores del medio ambiente en el que viven¹⁰. El estilo de práctica profesional también puede influir si los médicos aplican diferentes criterios para hospitalizar a los niños de menor nivel socioeconómico. Así, preocupados por la situación social en la que viven determinados niños de zonas de menor nivel social, los profesionales pueden recomendar una hospitalización en casos menos leves. En esta situación ecológica, podría encontrarse un mayor uso de

hospitales en las zonas más deprimidas, pero al ajustar por el nivel de necesidad, por ejemplo mediante la mortalidad, la asociación desaparecería. Si esto fuera así, las tasas de hospitalización serían una respuesta a las necesidades de atención sanitaria de la población más deprimida, que no lograría solucionar el problema de la desigualdad social. Sin embargo, estudios realizados en España no han podido encontrar una asociación entre menor nivel socioeconómico y mayor utilización de servicios de salud en la población infantil^{11,12}.

El objetivo de este trabajo es describir las tasas de hospitalización en menores de un año en los distritos municipales de la ciudad de Madrid y analizar la asociación entre variables socioeconómicas, mortalidad infantil y hospitalizaciones observadas en este grupo de edad. Para ello se analizan áreas pequeñas de la ciudad de Madrid utilizando una fuente de datos poblacional sobre utilización de hospitales.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se trata de un estudio ecológico analítico cuya unidad de análisis es el distrito sanitario de la ciudad de Madrid. Es un estudio transversal cuyo punto de corte es el año 1991. Se ha seleccionado este punto de corte puesto que 1991 es un año clave en lo que a información socio-sanitaria se refiere: se realizan tanto la Encuesta de Utilización y Morbilidad hospitalaria de la Comunidad de Madrid como el Censo de Población y Vivienda. En 1991, la ciudad de Madrid constaba de 18 distritos sanitarios, con un rango de población de 105.377 a 284.186. Existe una coincidencia de los distritos sanitarios definidos por la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid con los barrios de la ciudad de Madrid definidos por el Ayuntamiento de Madrid, excepto en los siguientes casos: el distrito sanitario de Moratalaz incluye los distritos municipales de Moratalaz y Vicálvaro; el distrito sanitario de Vallecas incluye los distritos municipales Puente de Vallecas y Villa de Vallecas; y el distrito sanitario Hortaleza, que incluye los distritos municipales Hortaleza y Barajas.

Las variables calculadas en este trabajo para cada uno de los 18 distritos son: tasa de altas para menores de un año, tasa de hospitalizaciones por causas evitables en atención ambulatoria, tasa de mortalidad infantil y diversos indicadores socioeconómicos. Los valores obtenidos para estos indicadores para cada uno de los distritos se ajustaron a una distribución normal. Para ello, a cada valor se le restó su media y se dividió por su desviación estándar (DE). Con estos valores normalizados se realizaron los cálculos subsiguientes.

La fuente de información sobre hospitalizaciones ha sido la base de datos Aldebarán, que recoge la información de la Encuesta de Utilización y Morbilidad Hospitalaria realizada por la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid, con ingresos hospitalarios de los años 1990 y 1991. Con esta base se han obtenidos todas las

hospitalizaciones registradas en cualquier hospital, público o privado, de la Comunidad de Madrid de los residentes en cada distrito sanitario. De esta forma, sumando todos los ingresos, con independencia del hospital en el que se produzcan, es posible obtener tasas poblacionales de altas hospitalarias según distrito de residencia. Cabe señalar que los residentes de la comunidad de Madrid realizan, aproximadamente, el 90% de los ingresos en hospitales situados en la propia Comunidad. Para el estudio de las hospitalizaciones se han utilizado dos indicadores: la tasa de altas y la tasa de altas sensibles de atención ambulatoria (*ambulatory care sensitive conditions*, ACSC). Estas últimas constituyen un indicador que se ha propuesto como un estimador de la calidad de la atención extrahospitalaria. Se trata de un listado de motivos de ingreso hospitalario que supuestamente podrían ser evitables mediante una atención extrahospitalaria apropiada. Las causas ACSC se obtienen a partir de la información codificada mediante la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE) y se han validado recientemente en España. La recodificación se ha realizado a partir de la clasificación de estas causas propuesta por The Codman Research Group revisada en nuestro medio por Caminal¹³ y Casanova¹. Para el cálculo de las tasas de hospitalización se ha utilizado como denominador el número de recién nacidos vivos.

La mortalidad se ha calculado mediante información obtenida del Movimiento Natural de la Población. Para los indicadores de mortalidad se han agregado las defunciones y el número total de recién nacidos vivos del período 1988-1993 que deja el año de referencia, 1991, en el punto medio del período. El motivo de agregar los 6 años es aumentar la estabilidad de los estimadores de mortalidad, ya que se van a analizar poblaciones pequeñas. Los indicadores socioeconómicos que se obtuvieron a partir del Censo de Población y Viviendas fueron: porcentaje de universitarios (porcentaje de personas que tienen un título universitario en la población de 10 o más años); porcentaje sin estudios (porcentaje de personas que no saben leer y escribir, y personas que saben leer y escribir pero que no han asistido a la escuela o lo han hecho durante menos de 5 años, en la población de 10 o más años); porcentaje de parados (porcentaje de personas que están sin trabajo, es decir, que no han tenido un empleo por cuenta ajena o propia, que están en busca de trabajo, es decir, que han tomado medidas concretas para buscar un trabajo por cuenta ajena o hayan hecho gestiones para establecerse por su cuenta, y que están disponibles para trabajar en un empleo por cuenta ajena o propia, en la población de 16 o más años); porcentaje sin teléfono (porcentaje de viviendas que dentro de su recinto no tienen ningún aparato que permiten comunicar con la Red Telefónica Nacional); porcentaje sin agua (porcentaje de viviendas que no disponen de agua corriente). Finalmente, se ha construido un índice sintético

de desigualdad social (ISDS), que se obtiene sumando los valores normalizados de los indicadores de nivel socioeconómico considerados en este trabajo para cada uno de los distritos analizados. Cuanto más elevado es el ISDS, peor nivel socioeconómico muestra el área a que corresponde. Esta metodología es la misma propuesta por Townsend et al¹⁴.

En relación con el análisis estadístico, se ha realizado un primer análisis descriptivo (media y DE, mínimo y máximo, mediana y coeficiente de variación). El análisis univariable y multivariable se ha realizado ajustando los valores de las variables a una distribución normal. El análisis univariable se basa en el estudio de correlación de cada variable dependiente (tasas de altas y ACSC) con cada una de las variables independientes. Posteriormente, con aquellas variables cuyo nivel de significación estadística fuese menor de 0,2 en el estudio univariable se realizó un modelo multivariante de regresión lineal. Para eliminar el posible efecto que pudiera tener sobre los resultados finales el diferente tamaño poblacional de las unidades de análisis, los distritos sanitarios, se llevó a cabo la ponderación de los análisis mediante el porcentaje que representaba la población de cada distrito respecto a la población total de la ciudad de Madrid. El análisis estadístico se realizó con el paquete SPSS 10 para Windows. El nivel de significación estadística se fijó en el 0,05%.

RESULTADOS

Tal y como se desprende de la tabla 1, las tasas medias de hospitalización y de ACSC por 1.000 nacidos vivos son $280,10 \pm 94,09$ y $52,65 \pm 29,29$, y sus coeficientes de variación 33,59 y 55,63. La tasa media de mortalidad infantil por 1.000 nacidos vivos es de $8,67 \pm 2,28$, y el coeficiente de variación 26,26.

La tabla 2 ofrece los resultados del análisis univariante. Éstos permiten comprobar la correlación, fuerte y estadísticamente significativa, entre la tasa de hospitalizaciones y el nivel de estudios del distrito, positiva con el porcentaje de personas sin estudios primarios y negativa con el porcentaje de universitarios. También ofrece una fuerte correlación con el porcentaje de personas en paro. Su correlación con ISDS también es muy importante. Con respecto a la tasa de ACSC, las correlaciones encontradas son, en general, menos fuertes. Es significativa y positiva con el porcentaje de personas en paro, y negativa con el porcentaje de personas con estudios universitarios. La correlación con ISDS no es significativa. Hay que señalar que no se observa correlación significativa entre las 2 variables de utilización hospitalaria aquí recogidas y la tasa de mortalidad infantil. Por otra parte, tampoco se aprecia la existencia de correlación entre las tasas de hospitalización y las tasas ACSC. En la figura 1 pueden observarse estas 2 tasas para los diferentes distritos de la ciudad de Madrid.

En la tabla 3 pueden comprobarse los resultados de los modelos de regresión lineal construidos con las va-

TABLA 1. Descripción de las variables incluidas en el estudio

	Media (DE)	Mínimo-máximo	Mediana	Coefficiente de variación
Población	183,894 (59,71)	105,377-284,186	160,142	32,47
Tasa de altas	280,10 (94,09)	143,44-498,13	267,25	33,59
Tasa ACSC	52,65 (29,29)	14,28-127,14	46,60	55,63
Mortalidad infantil	8,67 (2,28)	5,56-16,09	8,04	26,26
Parados (%)	13,87 (2,04)	10,98-17,21	13,59	14,74
Universitarios (%)	14,67 (8,87)	4,28-29,76	13,23	60,48
Sin estudios (%)	1,96 (1,27)	0,52-4,58	1,69	64,60
Sin agua (%)	1,46 (1,25)	0,02-4,53	1,14	85,55
Sin teléfono (%)	6,09 (2,49)	2,54-12,47	5,26	40,94
ISDS	-0,74 (2,32)	-3,74-3,30	-1,12	31,89

DE: desviación estándar; ACSC: altas sensibles de atención extrahospitalaria; ISDS: índice sintético de desigualdad social.

riables incluidas en este estudio utilizando como variables dependientes las tasas de altas y las tasas ACSC. Al obtener dichas regresiones con el método "paso a paso" las únicas variables que permanecieron en los modelos fueron el porcentaje de personas sin estudios primarios para las tasas de altas ($R^2 = 0,78$; $p < 0,0000$) y el porcentaje de personas en paro para las tasas ACSC ($R^2 = 0,26$; $p < 0,032$). También se muestran en la tabla 3 los resultados de los análisis de regresión al forzar la presencia de otras variables, con independencia de su nivel de significación en la correlación. En el modelo 2 se fuerza la inclusión de la mortalidad infantil junto con las variables porcentaje sin estudios y porcentaje en paro. Puede apreciarse cómo la inclusión de esta variable apenas modifica ni las beta de las variables porcentaje sin estudios y

TABLA 2. Coeficientes de correlación con su nivel de significación entre las diversas variables incluidas en el estudio

	Tasa de altas	Tasa ACSC
Tasa de altas		0,39
Tasa ACSC	0,39	
Mortalidad infantil	-0,23	-0,20
Parados (%)	0,71**	0,51*
Universitarios (%)	-0,66**	-0,48*
Sin estudios (%)	0,88***	0,41
Sin agua (%)	0,33	-0,12
% Sin teléfono	0,69	0,39
ISDS	0,86***	0,39

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

ACSC: altas sensibles de atención extrahospitalaria; ISDS: índice sintético de desigualdad social.

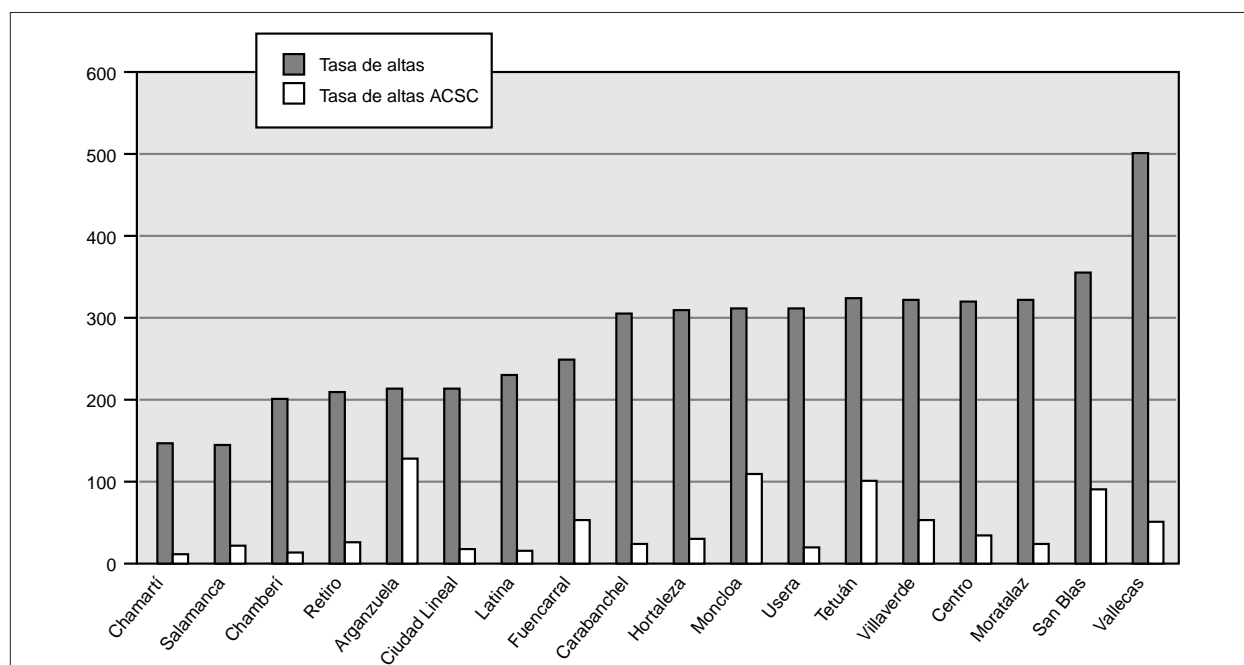


Figura 1. Tasa de altas y tasa de altas sensibles de atención extrahospitalaria (ACSC) según distritos sanitarios.

TABLA 3. Modelo de regresión lineal para las tasas de altas y las tasas de altas sensibles de atención extrahospitalaria (ACSC)

Variable dependiente	Variabes independientes	Beta	p	R ²	P
Tasa de altas					
Modelo 1	Porcentaje sin estudios	0,88	0,000	0,78	0,000
Modelo 2	Porcentaje sin estudios	0,97	0,000		
	Mortalidad infantil	0,19	0,146	0,81	0,000
Modelo 3	ISDS	0,28	0,000	0,74	0,000
Modelo 4	ISDS	0,32	0,000		
	Mortalidad infantil	0,25	0,091	0,79	0,000
Tasa ACSC					
Modelo 1	Porcentaje en paro	0,51	0,032	0,26	0,032
Modelo 2	Porcentaje en paro	0,54	0,052		
	Mortalidad infantil	0,01	0,782	0,26	0,103
Modelo 3	ISDS	0,13	0,107	0,15	0,107
Modelo 4	ISDS	0,13	0,178		
	Mortalidad infantil	0,02	0,951	0,15	0,285

ACSC: altas sensibles de atención extrahospitalaria; ISDS: índice sintético de desigualdad social.

porcentaje en paro ni los coeficientes de regresión. En los modelos 3 se fuerza la presencia de la variable ISDS y en los modelos 4 se fuerza la presencia ISDS y mortalidad infantil. Puede observarse que la aportación de estas variables a la bondad de ajuste de los modelos es muy limitada. La relación entre ambas variables de hospitalización y los indicadores socioeconómicos más significativos se muestran en las figuras 2 y 3.

DISCUSIÓN

Estudios previos realizados en España no habían podido establecer la existencia de una asociación entre nivel

socioeconómico y mayor utilización de hospitalizaciones pediátricas, ni globalmente ni por ACSC¹. Parece que la existencia de un modelo de atención primaria como el español podría reducir las hospitalizaciones ACSC. Sin embargo, esos estudios se habían llevado a cabo en áreas geográficas específicas y con una fuente de información, como el CMBD, que únicamente registra ingresos en hospitales públicos o de utilización pública¹². Este trabajo complementa y amplía la perspectiva que han ofrecido aquellos trabajos, ya que incluye información representativa poblacional de áreas pequeñas sobre la utilización en cualquier tipo de hospitales, sean éstos públicos o privados, por los habitantes de dichas áreas. Además, se centra en el estudio de las hospitalizaciones en un grupo de edad muy específico, los menores de un año, cuyas características son diferentes del resto de los grupos de edad atendidos en pediatría. Además, incluye en los análisis una variable independiente de necesidad, la mortalidad infantil. La mortalidad infantil se considera tradicionalmente un sensible indicador del estado de salud de la población y de sus condiciones de vida^{15,16}. Aunque a partir de la década de los años 1970, se ha producido en España una importante reducción en las tasas de mortalidad infantil, también se ha constatado que estos descensos no han sido homogéneos, observándose diferencias en estas tasas a nivel regional, provincial o municipal¹⁷⁻¹⁹, correspondiendo a las áreas económicamente menos favorecidas las mayores tasas de mortalidad infantil, neonatal, posneonatal y perinatal.

Las limitaciones de este estudio se derivan, en primer lugar, de su diseño ecológico. Es decir, se asume que todos los residentes en cada una de las unidades de población consideradas se comportan de la misma forma para los indicadores analizados. En este trabajo, este efecto

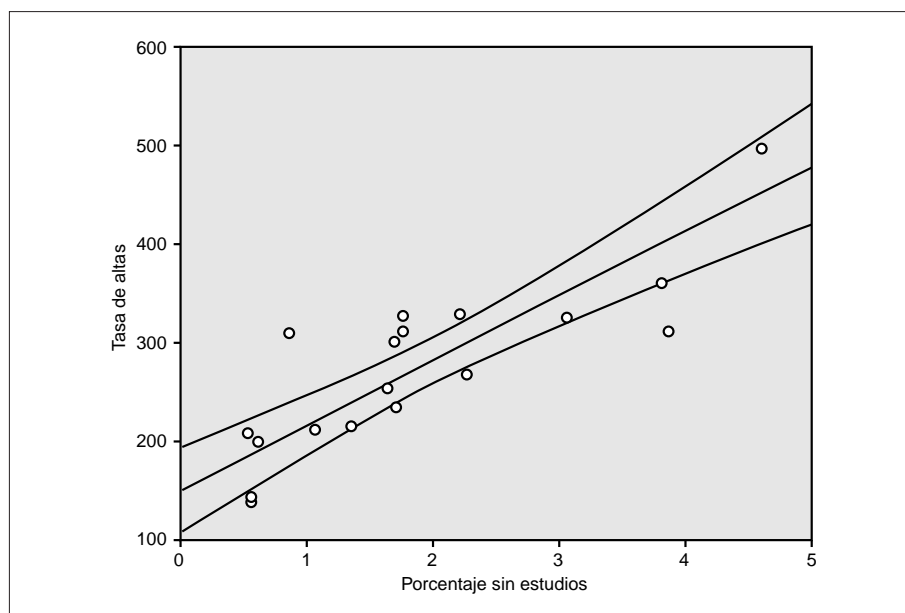


Figura 2. Recta de regresión entre tasa de altas y porcentaje sin estudios según distritos.

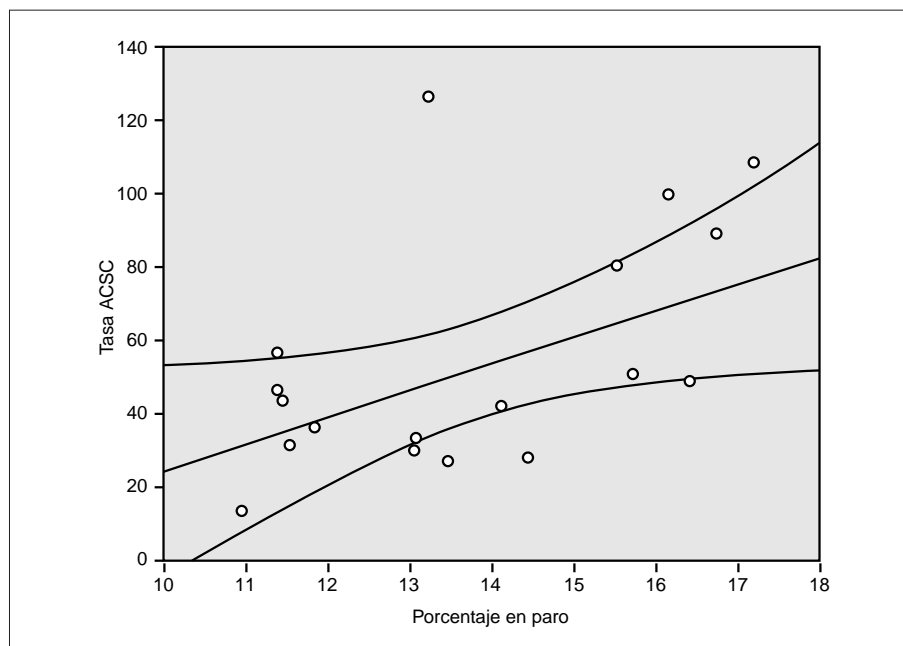


Figura 3. Recta de regresión entre tasa de altas sensibles de atención extrahospitalaria (ACSC) y porcentaje de paro según distritos.

hay que considerarlo desde una perspectiva especial, ya que se asume que los factores considerados afectarán igualmente a toda la población, incluidos los padres de niños menores de un año, lo que puede que no sea cierto. Por otra parte, no puede saberse, por el tipo de información y diseño disponibles, si existen diferencias en las tasas de altas hospitalarias en sujetos en los que concurren peores condiciones sociales en igual, menor o mayor proporción que en la población general. Además, se trata de un estudio transversal, que no permite identificar el sentido de la relación causa-efecto en las asociaciones identificadas. Por otro lado, en este estudio tan sólo se ha calculado la tasa de mortalidad infantil, y no se han obtenido las tasas de mortalidad neonatal y posneonatal, que pueden ofrecer un diferente comportamiento en relación con las diversas variables consideradas. Por otra parte, la base de datos Aldebarán no permite identificar individuos, sino registros, de forma que en un mismo niño pudo haber presentado varios ingresos durante ese año. Además, aunque nuestro estudio incluye información de hospitalizaciones en centros públicos y privados, no se calculan las asociaciones de forma separada, y el funcionamiento, calidad y resultados de ambos tipos de sistemas pueden ser diferentes. En España existe un importante sector de aseguramiento privado que, dadas sus características, es más frecuente en el grupo de clases sociales más aventajadas. De hecho, aunque globalmente el porcentaje de doble cobertura es del 25% de la población, está por encima del 40% en las clases sociales más altas, y por debajo del 20% en las más bajas. No obstante, se ha estimado que este doble aseguramiento no tiene un impacto significativo sobre las hospitalizaciones pediátricas²⁰.

Respecto a los resultados de este trabajo, hay que resaltar, en primer lugar, que las tasas de hospitalización, totales y ACSC, en menores de un año, muestran una importante variación entre distritos de la ciudad de Madrid, reafirmando lo ya puesto de manifiesto previamente tanto entre regiones² como entre áreas pequeñas²¹. Esta variabilidad es especialmente acusada para los diagnósticos de ingresos ACSC. El volumen de ingresos por causas que podrían manejarse extrahospitalariamente es de casi el 20%. Este resultado es similar al identificado en trabajos previos en otros grupos de población¹. Globalmente, representa un importante volumen de estancias hospitalarias, con un importante coste económico, para resolver problemas cuya solución puede ofrecerse en niveles asistenciales menos complejos de forma más eficiente.

En segundo lugar, cabe destacar la ausencia de relación entre altas totales y ACSC. Así, por ejemplo, Vallecas, San Blas o Moratalaz, distritos con altas tasas de hospitalización, ofrecen un reducido volumen de ACSC. Es decir, la mayor frecuentación hospitalaria observada en estos distritos no sería explicable por una atención primaria o extrahospitalaria de menor calidad. Por otra parte, tampoco se ha podido observar una asociación, directa o indirecta, entre mortalidad infantil y hospitalizaciones, ni para las tasas globales ni para las tasas ACSC. Es decir, los distritos de la ciudad de Madrid con mayor volumen de hospitalizaciones en menores de un año no son aquellos donde los recién nacidos disponen de peor atención extrahospitalaria ni aquellos en los que su necesidad, medida en términos de mortalidad infantil, es mayor.

Finalmente, es importante señalar la potente relación identificada entre el nivel socioeconómico y los dos indicadores de utilización de hospitales analizados. En este

sentido, el nivel de estudios de cada distrito parece el indicador más potentemente relacionado con las tasas totales de altas. El nivel de estudios tendría una doble componente: en las áreas de más universitarios se producirían menos hospitalizaciones, y en las áreas con más personas sin estudios primarios se incrementarían las hospitalizaciones. Aunque el nivel de estudios también muestra la misma dirección de relación con las tasas ACSC, su efecto no es tan potente. En el caso de las ACSC, el paro es el indicador más relevante para explicar este tipo de ingresos. Por otra parte, las hospitalizaciones ACSC están menos relacionadas, en general, con las variables que miden el nivel socioeconómico, que las tasas totales de hospitalización. Con respecto al ISDS, un indicador global de situación social, hay que señalar que su efecto es más importante sobre las tasas globales y no existe sobre las ACSC.

No puede negarse que los hospitales y el sistema sanitario, en general, tienen una misión social que, en muchas ocasiones, va más allá de la propia necesidad de asistencia sanitaria. En muchas ocasiones, una hospitalización no se justifica por la necesidad clínica, sino por factores sociales. La inexistencia de un apoyo social apropiado, o la excesiva distancia para recibir servicios muy específicos, son criterios que en muchas ocasiones la justifican. No obstante, si estas causas suponen un volumen importante de servicios, los responsables de los servicios de salud deberían plantearse si no es más conveniente fortalecer la red de atención primaria para ofrecer servicios que cubran de forma efectiva, eficiente y próxima las necesidades de los grupos más desfavorecidos de la sociedad, antes de que la situación de salud de dichos pacientes se deteriore y sea necesario recurrir a la hospitalización.

BIBLIOGRAFÍA

1. Casanova MC, Peiro PR, Barba AG, Salvador VX, Colomer RJ, Torregrosa Bertet MJ. Hospitalización pediátrica evitable en la Comunidad Valenciana y Cataluña. *Gac Sanit* 1998;12:160-8.
2. Sarría-Santamera A. ¿Por qué se hospitalizan los niños en España? *An Esp Pediatr* 1996;45:264-8.
3. Sarría-Santamera A, García de Dueñas L. Variabilidad en la práctica médica: origen e implicaciones. *Rev Esp Farmacoecología* 1999;9:36-42.
4. Polo MP, Reyes DE, Mateu MJ, Casanova MC. Análisis de la relación entre morbilidad y nivel de demanda en Atención Primaria pediátrica. Un estudio de 1359 niños. *An Esp Pediatr* 1998;49:273-9.
5. Casanova MC, Gascón RP, Calvo RF, Tomás VM, Paricio Talayero JM, Blasco GL, et al. Utilización inapropiada de la hospitalización pediátrica. *An Esp Pediatr* 1999;51:241-50.
6. Goodman DC, Fisher ES, Gittelsohn A, Chang CH, Fleming C. Why are children hospitalized? The role of non-clinical factors in pediatric hospitalizations. *Pediatrics* 1994;93:896-902.
7. Billings J, Zeitel L, Lukomnik J, Carey TS, Blank AE, Newman L. Impact of socioeconomic status on hospital use in New York City. *Health Aff (Millwood)* 1993;12:162-73.
8. Casanova MC, Gascón RP, Calvo RF, Tomás VM, Paricio TJ, Blasco GL, et al. Utilización inapropiada de la hospitalización pediátrica. Validación de la versión española del protocolo de evaluación de la adecuación pediátrica. *Gac Sanit* 1999;13:303-11.
9. Brooks-Gunn J, McCormick MC, Klebanov PK, McCarton C. Health care use of 3-year-old low birth weight premature children: Effects of family and neighborhood poverty. *J Pediatr* 1998;132:971-5.
10. McConnochie KM, Russo MJ, McBride JT, Szilagyi PG, Brooks AM, Roghmann KJ. Socioeconomic variation in asthma hospitalization: Excess utilization or greater need? *Pediatrics* 1999;103:e75.
11. Rajmil L, Starfield B, Plasencia A, Segura A. The consequences of universalizing health services: Children's use of health services in Catalonia. *Int J Health Serv* 1998;28:777-91.
12. Casanova C, Starfield B. Hospitalizations of children and access to primary care: A cross-national comparison. *Int J Health Serv* 1995;25:283-94.
13. Caminal J, Mundet X, Ponsa J, Sánchez E, Casanova C. Las hospitalizaciones por ambulatory care sensitive conditions: selección del listado de códigos de diagnóstico válidos para España. *Gac Sanit* 2001;15:128-41.
14. Townsend P, Simpson D, Tibbs N. Inequalities in health in the city of Bristol: A preliminary review of statistical evidence. *Int J Health Serv* 1985;15:637-63.
15. Tresserras R, Canela J, Alvarez J, Sentes J, Salleras L. Infant mortality, per capita income, and adult illiteracy: An ecological approach. *Am J Public Health* 1992;82:435-8.
16. Lardelli P, Blanco JI, Delgado-Rodriguez M, Bueno A, De Dios IJ, Galvez R. Influence of socioeconomic and health care development on infant and perinatal mortality in Spain 1975-86. *J Epidemiol Community Health* 1993;47:260-4.
17. Vazquez-Vizoso F, Castilla J, Pollan M, Lopez-Abente G. Assessment of trends in geographical inequalities in infant mortality. *Soc Sci Med* 1993;37:413-7.
18. Gutiérrez JL, Regidor E. Evolución de la mortalidad en el primer año de vida en España (1975-1988). *Gac Sanit* 1993;7:110-5.
19. Dominguez-Berjon MF, Benach J, Garcia-Arcal MD, Borrell C. Infant and perinatal mortality in Spain 1981-1991: Interprovincial variations in Autonomous Communities with extreme economic levels. *Eur J Epidemiol* 1999;15:723-9.
20. Rajmil L, Borrell C, Starfield B, Fernandez E, Serra V, Schiaffino A, et al. The quality of care and influence of double health care coverage in Catalonia (Spain). *Arch Dis Child* 2000;83:211-4.
21. Casanova MC, Paricio Talayero JM, Calvo RF. Variaciones en las tasas de hospitalización pediátrica no neonatal en tres hospitales de distrito de la Comunidad Valenciana. *An Esp Pediatr* 1992;37:394-8.