

Fatores associados à realização de consultas médicas de crianças menores de 5 anos

Factors associated to outpatient care utilization by children (under five years of age)

Antônio Augusto Moura da Silva

Departamento de Saúde Pública

Universidade Federal do Maranhão - UFMA

Rua Barão de Itapary, 155
65020-070 São Luís, MA - Brasil
E-mail: aasilva@elo.com.br

Uilho Antônio Gomes

Departamento de Medicina Social

Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto

Universidade de São Paulo - USP

Av. Bandeirantes, 3900
14049-900 Ribeirão Preto, SP - Brasil

Sueli Rosina Tonial

Departamento de Saúde Pública

Universidade Federal do Maranhão - UFMA

Raimundo Antonio da Silva

Departamento de Saúde Pública

Universidade Federal do Maranhão - UFMA

Fontes financiadoras:

FAPEMA (Fundação de Amparo à Pesquisa do Maranhão, processo 446/93), CNPq, Capes (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), Secretaria de Estado da Saúde e Secretaria Municipal de Saúde de São Luís.

Resumo

A utilização de consultas médicas por crianças foi estimada por inquérito domiciliar transversal, em amostra aleatória por conglomerados em múltiplos estágios, no município de São Luís, Maranhão, Brasil, em 1994. Foi aplicado questionário padronizado em entrevistas com 711 mães ou responsáveis por crianças de 3 a 59 meses de idade. Pretendeu-se identificar demanda reprimida, estudar alguns fatores associados à não realização de consultas e verificar se a implantação do SUS (Sistema Único de Saúde) e a expansão da rede de ambulatórios públicos reduziram a desigualdade na utilização dos serviços de saúde. Mais de dois terços, 67,2% das crianças realizaram consulta médica com finalidade curativa no último trimestre. Destas, 74,9% foram atendidas no SUS. Um percentual muito reduzido, 0,7%, procurou e não obteve consultas, caracterizando baixa repressão à demanda. Após o ajuste para fatores de confusão, pela regressão de Cox adaptada para estudos transversais, os fatores predisponentes, como escolaridade materna, sexo e idade da criança, idade materna, número de irmãos e ocupação do chefe de família explicaram pouco a não realização de consultas. Os fatores facilitadores, como renda familiar e posse de seguro-saúde, não foram preditores. O preditor mais importante da não realização de consultas foi a não necessidade, pois as crianças cujas mães referiram não estar doentes apresentaram maior risco de não serem consultadas. A expansão do atendimento público contribuiu para reduzir ou anular o peso das diferenças sociais na utilização de consultas curativas.

Palavras-chave: Pesquisa sobre serviços de saúde. Referência e consulta. Iniquidade social. Pré-escolar.

Abstract

Children outpatient health care utilization was estimated by a cross-sectional household survey using multi-stage cluster sampling in the city of São Luís, in the State of Maranhão, Brazil. 711 mothers or caretakers of children aged from 3 to 59 months answered a standardized questionnaire. The aim was to study factors associated with non-consultation and verify if the National Health Service (SUS) implementation and public outpatient care expansion reduced inequality in the use of health services. More than two thirds, 67.2% of the children, had been seen by a physician when sick in the previous trimester. The National Health Service funded 74.9% of the services. A low percentage, 0.7%, did not get an appointment, indicating that very few cases remained unattended to. After adjustment for confounding factors by means of the Cox proportional hazards model modified for cross-sectional design, predisposing factors, i.e. maternal education, child age and gender, maternal age, number of siblings, and head of household's occupation explained little of the non-consultation rate. Enabling factors, i.e. family income and health insurance did not predict non-consultation. The main predictor for not having an appointment was not needing medical care, because healthy children were at a greater risk of not visiting a doctor.

Keywords: Health services research. Referral and consultation. Social inequity. Health services research. Child, preschool.

Introdução

A busca de equidade social passa pela identificação de barreiras ao uso dos serviços. Entendendo-se equidade como o acesso igualitário de todos os segmentos da população - urbanos e rurais - ao sistema de saúde e às ações preventivas e curativas, pode-se identificar se um sistema de saúde é mais ou menos equitativo por meio da mensuração das desigualdades no uso dos serviços de saúde¹. Acompanhando-se a magnitude das desigualdades ao longo do tempo pode-se também avaliar se um sistema está tendendo para a equidade ou se está se tornando mais seletivo^{2,3}.

Quando os serviços de saúde são oferecidos exclusivamente baseados na lei da oferta e da procura (economia de mercado), sem a intervenção reguladora do Estado, principalmente para as camadas de mais baixa renda, há uma tendência de aumento das desigualdades no uso dos serviços⁴.

O uso de serviços de saúde depende, em primeiro lugar, da percepção da morbidade pelo indivíduo. A percepção da morbidade e a busca de cuidados médicos tendem a ser socialmente diferenciadas^{2,5}. A percepção de um estado mórbido e a declaração deste pelo entrevistado sofrem uma série de influências de caráter cultural, simbólico, ideológico, educacional e social⁵.

Segundo Andersen e Newman⁶, o uso de serviços de saúde seria resultante de predisposições e conhecimentos a respeito do uso potencial dos mesmos (fatores predisponentes), aliados à habilidade e posse de meios de obter o serviço (fatores facilitadores), em indivíduos que se percebem socialmente doentes ou vulneráveis à doença (fatores relativos às necessidades). Dentre os fatores predisponentes estão os demográficos (idade, gênero), escolaridade, tipo de ocupação, os conhecimentos médicos e hábitos culturais (crenças, valores sobre doenças, atitudes frente aos serviços de saúde). Os fatores facilitadores são a renda, posse de seguro-saúde, gratuidade, acesso, distância e disponibilidade de serviços. Os fatores relativos às necessidades são a

morbidade atualmente percebida ou possível de acontecer (importante no caso da busca de serviços preventivos⁷.

Andersen sugeriu que quando a necessidade (doença) e as variáveis demográficas (gênero e idade) forem os principais fatores associados ao uso dos serviços de saúde, então o sistema pode ser considerado equitativo. A existência de barreiras nos fatores predisponentes fala a favor de impedimentos sociais, culturais e comportamentais no uso dos serviços. Dificuldades no uso dos serviços de saúde situadas nos fatores facilitadores indicam a existência de barreiras econômicas, geográficas ou a escassez na oferta de serviços^{6,8}.

No Chile, por exemplo, em 1983, as mães mais jovens, com menor número de filhos, com maior renda e escolaridade fizeram maior uso dos serviços de saúde⁹. Nos estratos mais pobres, problemas de acesso a serviços de saúde reduziram a atenção ambulatorial às crianças, enquanto no estrato mais rico a demanda dependeu mais da necessidade e esteve mais relacionada às características da doença¹⁰. Do mesmo modo, em seis países africanos, em 1988/89, o peso dos fatores predisponentes e facilitadores esteve presente em todos os países analisados, indicando que barreiras culturais, educacionais e econômicas ao uso dos serviços de saúde impediram parte da população de acessá-los. Maiores taxas de consulta foram encontradas para as crianças de mães mais jovens, de maior escolaridade e renda, para os menores de 1 ano, moradores da zona urbana e para aquelas crianças com maiores taxas de morbidade referida. Apesar de altas taxas de morbidade, entre 23% a 68% das crianças não foram levadas à consulta médica⁸.

Em sociedades nas quais os serviços de saúde são amplamente disponíveis e de boa qualidade, características pessoais como renda e escolaridade passam a ter pouca ou nenhuma influência no consumo destes serviços¹¹. Assim, no Reino Unido, apesar dos mais pobres apresentarem maior morbidade, em virtude do caráter mais igualitário do sistema de saúde britânico,

filhos de trabalhadores manuais têm taxas mais elevadas de consultas¹². As barreiras de acesso são virtualmente inexistentes¹³. Entretanto, mesmo tendo maiores taxas de atendimento, os mais pobres recebem atenção de qualidade inferior^{4,13}.

No Brasil, observou-se nas últimas décadas grande crescimento do atendimento ambulatorial, tendo aumentado muito tanto o número de estabelecimentos públicos como o número de consultas, observando-se grande expansão na oferta de serviços, especialmente no Maranhão¹⁴. Entretanto, as taxas brutas de consultas médicas anuais por habitante são muito desiguais, quando se consideram as diversas regiões do país, mostrando a extrema iniquidade do sistema de saúde no Brasil¹⁵.

O objetivo do presente estudo é determinar o percentual de utilização de consultas médicas por crianças menores de 5 anos, identificar demanda reprimida e estudar alguns fatores associados à não realização de consultas. Após a implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil, poucos têm sido os trabalhos desenhados com o objetivo de avaliar a ampliação da cobertura dos serviços de saúde e a redução das desigualdades no acesso ao uso dos mesmos. Pretende-se verificar se a existência de um sistema público universalizado e gratuito tende a proporcionar maior equidade e a ser menos regulado pelas leis de mercado, diminuindo a importância dos fatores predisponentes e facilitadores¹⁶.

Material e métodos

O município de São Luís localiza-se na ilha do Maranhão, ao norte do Estado do Maranhão, tendo uma área de 518 km². Em 1996, tinha uma população de 781.068 habitantes, com uma taxa geométrica de crescimento anual de 2,3% entre 1990 e 1996¹⁷. Teve um forte crescimento demográfico ao longo das últimas décadas, apesar do ritmo de crescimento populacional estar desacelerando. A estrutura dos serviços de saúde, especialmente a rede de ambulatorios públicos, aumentou muito nos últimos anos.

Realizou-se estudo transversal, empregando-se amostragem por conglomerados em três estágios. Para a estimativa de prevalências, no cálculo do tamanho amostral utilizou-se a fórmula $n = (z^2 \times p \times q) / d^2$, fixando-se a probabilidade de erro do tipo I em 5% e a precisão absoluta desejada em torno das estimativas em 5%. Após correção para efeito de desenho¹⁸, multiplicando-se o valor obtido acima por 2, a amostra necessária foi fixada em 800 crianças. Para a comparação entre grupos, este tamanho amostral tem um poder de 80% para detectar diferenças entre subgrupos acima de 12% para percentuais situados ao redor de 50% e acima de 6% para percentuais situados ao redor de 10% ou 90%. Ou seja, o seu erro é maior para percentuais ao redor de 50% e menor para percentuais situados em torno de 10% ou 90%.

No primeiro estágio foram sorteados 50 setores censitários de forma sistemática, com probabilidade proporcional ao número de domicílios particulares ocupados, com base na listagem ordenada dos setores censitários do Censo de 1991. Por amostragem aleatória simples, os quarteirões foram sorteados no segundo estágio e os domicílios no terceiro estágio. Todas as mães ou responsáveis de crianças menores de 5 anos residentes nos domicílios sorteados foram entrevistadas a partir da aplicação de questionário padronizado. Perdas e recusas representaram 6,8% do total de entrevistas. Alunos de graduação da área da saúde, previamente treinados e supervisionados por docentes, realizaram as entrevistas. A codificação foi checada por dois pesquisadores. A digitação foi realizada em duas cópias, realizando-se depois comparação das duas digitações para correção de erros, no módulo Validate do Epiinfo¹⁹.

As seguintes variáveis foram utilizadas na presente publicação: procura por consulta médica nos três últimos meses, realização de consulta médica com finalidade curativa nos três últimos meses, categoria de atendimento (setor público do SUS, setor contratado do SUS, seguro-saúde, particular ou outra), realização de consultas

odontológicas no último trimestre e recebimento de suplementação alimentar. Dentre os fatores predisponentes foram investigados: idade e gênero da criança, número de irmãos residindo no domicílio, escolaridade materna (em anos completos de frequência à escola), ocupação do chefe de família (não manual, manual especializada ou semi-especializada, manual não qualificada ou desempregado) e idade materna. Renda familiar e posse de seguro-saúde (no sentido amplo, abrangendo qualquer modalidade de assistência médica supletiva de pré-pagamento) foram analisados dentre os fatores facilitadores. A necessidade foi avaliada pela morbidade referida nos 3 últimos meses, pelas perguntas: “criança esteve doente nos últimos três meses”? Em caso afirmativo, “que doença teve”? Além disso foi perguntado separadamente a respeito da ocorrência de diarreia, infecção respiratória aguda ou problemas de pele. Em todos os casos a doença foi considerada segundo a definição da mãe.

Apenas as mães que referiram alguma doença nos seus filhos no último trimestre foram consideradas como tendo realizado consultas, pois se pretendia avaliar apenas o uso de atenção médica com finalidade curativa. Se a criança tivesse realizado consulta sem estar doente, foi considerada como não tendo realizado consulta curativa. A investigação relativa a consultas de puericultura foi objeto de outro trabalho²⁰. Como a pergunta sobre morbidade referida e consultas referiu-se aos três últimos meses, as crianças menores de 3 meses foram excluídas, para evitar-se subestimativa da taxa de consultas. Dessa forma, analisaram-se dados de 711 crianças de 3 a 59 meses.

Estimativas de prevalência pontual e por intervalo de confiança de 95% (corrigidas pelo efeito de desenho) foram obtidas no programa CSample do Epiinfo 6.04b¹⁹. Razões de prevalências não ajustada e ajustada foram calculadas. O risco foi sempre calculado em relação à categoria basal, considerada a categoria com menor risco para a variável resposta sob análise.

No ajuste para fatores de confusão, empregou-se a regressão de Cox modificada para uso em estudos transversais por Breslow, utilizando-se o pacote estatístico SAS. O modelo de regressão de Breslow-Cox produz estimativas diretas da razão de prevalências ajustada e respectivos intervalos de confiança de 95%. A razão de prevalências é uma medida de risco mais adequada para estudos seccionais do que a razão de chances (*odds ratio*). Deste modo, o modelo de Breslow-Cox é preferível, porque ele estima a razão de prevalências e preserva as virtudes da regressão logística, ou seja, ajuste estatístico para vários fatores de confusão e medida da modificação de efeito, mesmo em amostras de tamanho modesto. Como o evento-resposta analisado, a realização de consulta médica teve alta prevalência, o pressuposto de raridade não é verdadeiro e, deste modo, a razão de chances obtida pelo modelo logístico é um indicador viciado.^{21,22,23}

Foram utilizados dois processos de modelagem: o modelo completo e o modelo reduzido²⁴. No modelo completo todas as variáveis acima indicadas foram incluídas. A razão de prevalências obtida a partir do modelo completo foi uma estimativa ajustada para todas as outras variáveis analisadas. O modelo reduzido foi obtido pelo módulo em passos, “*stepwise*” utilizando o processo de seleção para frente, antegrado. Todas as variáveis associadas com os eventos-resposta a um nível de significância de 0,20 na análise não ajustada foram incluídas no modelo, ficando apenas aquelas que permaneceram associadas a um nível de significância de pelo menos 0,10. A significância de cada variável no modelo foi verificada por meio da razão da máxima verossimilhança, comparando-se o modelo do passo anterior com o modelo atual, incluindo também a variável em questão.

Realizou-se, também, a regressão hierárquica orientada pelos pressupostos teóricos do modelo comportamental de Andersen⁶. No primeiro passo foram incluídos os fatores predisponentes. No segun-

do passo foram acrescentados os fatores facilitadores e, no terceiro passo, foi acrescentada a necessidade. Para cada passo foi calculado o qui-quadrado e a contribuição da adição de cada bloco de variáveis no modelo foi verificada pela mudança no qui-quadrado entre passos sucessivos (incremento no qui-quadrado). Todas as variáveis do passo anterior eram incluídas no passo seguinte, sendo no terceiro passo obtido o modelo completo. A razão de prevalências ajustada para cada variável foi aquela referente ao passo no qual a variável foi adicionada pela primeira vez⁸.

Resultados

Das 711 mães ou responsáveis pelas crianças de 3 a 59 meses, 704 (99,3%) responderam à pergunta sobre consulta médica para as crianças nos últimos 3 meses. A procura por consultas curativas foi de 67,9% e o índice de realização de consultas foi de 67,2% (Tabela 1). Observou-se que praticamente não houve demanda reprimida, ao contrário do esperado, pois das 478 crianças cujas mães ou responsáveis procuraram consulta para as mesmas, 473 (99%) foram consultadas no último trimestre.

Todas as 473 mães ou responsáveis pelas crianças de 3 a 59 meses que realizaram consulta médica responderam sobre a categoria de atendimento. Observou-se que a maioria foi usuária do SUS, com 74,9%. O atendimento médico particular foi residual, representando apenas 4,6% das consultas. O índice de satisfação com as consultas curativas também foi alto, de 92,2% (Tabela 1).

Apenas 5,5% das 703 crianças entre 3 e 59 meses cujas mães responderam a esta pergunta tiveram assistência odontológica, e apenas 5,6% das 674 crianças de 6 a 59 meses cujas mães prestaram informação estavam inscritas em programa de suplementação alimentar e receberam algum tipo de alimento (Tabela 1). A cobertura da assistência odontológica em crianças na faixa etária de 36 a 59 meses, clientela alvo das ações de prevenção, foi de 11,2%.

Tabela 1 - Consultas médicas, categoria de atendimento, satisfação com a consulta, consultas odontológicas e suplementação alimentar em crianças de 3 a 59 meses, São Luís, 1994.

Table 1 - Medical consultation, type of insurance, satisfaction with care, odontological care and nutritional supplementation among children aged 3 to 59 months, São Luís, 1994.

Indicador	f*	%	IC 95% †	Efeito de desenho
Procura por consulta				1,329
Sim	478	67,9	63,9-71,9	
Não	226	32,1	28,1-36,1	
Realização de consulta médica curativa				1,286
Sim	473	67,2	63,1-71,0	
Não	231	32,8	29,0-36,9	
Categoria de atendimento				3,015
Setor público do SUS	313	66,2	58,9-73,6	
Setor contratado do SUS	41	8,7	5,5-11,8	
Seguro-saúde	85	18,0	11,6-24,3	
Particular	22	4,6	2,1 - 7,2	
Outra	12	2,5	0,8 - 4,3	
Satisfação com a consulta				1,119
Sim	436	92,2	89,6-94,7	
Mais ou menos	17	3,6	2,0 - 5,2	
Não	20	4,2	2,4 - 6,1	
Consultas odontológicas				0,916
Sim	39	5,5	3,9 - 7,2	
Não	664	94,5	92,8-96,1	
Suplementação alimentar				2,560
Sim	38	5,6	2,9 - 8,4	
Não	638	94,4	91,6-97,1	

* Os totais para cada variável diferem por causa dos dados ignorados

† Intervalo de confiança de 95%

* Totals for each variable differ because of missing data

† 95% confidence intervals

Análise não ajustada

Houve diferenças em relação às consultas médicas segundo escolaridade dos pais, renda familiar, ocupação, idade da criança, posse de seguro-saúde e morbidade. As crianças cujos pais tinham freqüentado menos de 4 anos de escola deixaram de realizar consultas em percentual maior que as demais. As de famílias com menor renda, de até 1 salário mínimo, deixaram de realizar consultas médicas em percentual maior (41,7%) que as demais. As não usuárias de seguro-saúde também deixaram de consultar o médico em percentual maior (34,5%), comparadas com as usuárias (22,4%) (Tabelas 2 e 3).

As crianças de 3 e 4 anos deixaram de realizar consultas em percentual maior (39,4%) que as de 1 e 2 anos (27,3%) e menores de 1 ano (26,3%). As crianças que não

referiram alguma morbidade nos últimos 3 meses também deixaram de consultar o médico em percentagem mais elevada que as outras (49,2%) (Tabelas 2 e 3). Em suma, características socioeconômicas, a idade da criança e doenças estiveram associadas com a realização de consultas médicas pelas famílias destas crianças na análise não ajustada.

Análise ajustada

Após o ajuste para fatores de confusão, tanto no modelo completo como no modelo reduzido somente a morbidade esteve associada à realização de consulta curativa. Crianças com idade entre 3 e 4 anos, não possuidoras de seguro-saúde ou com renda familiar até 1 salário mínimo tiveram um risco maior de não ser consultadas, mas as diferenças não foram estatisticamente

significantes após o ajuste (Tabelas 2 a 4).

Na regressão hierárquica baseada no modelo comportamental de Andersen, crianças de famílias engajadas em ocupações não qualificadas ou com pais desempregados e crianças sem doença tiveram um risco aumentado de não realizar consultas médicas. Os fatores predisponentes explicaram parte da não realização de consultas ($p=0,033$). Os fatores facilitadores não foram preditores ($\chi^2 = 18,794-18,159$, com 12-9 graus de liberdade, fornece um $p>0,05$). O preditor mais importante da não realização de consultas foi a não necessidade, expressa pela ausência de morbidade referi-

da pela mãe nos 3 últimos meses, pois a diferença entre 49,085 e 18,794 é significativa com 1 grau de liberdade ($p<0,001$) (Tabela 5).

Discussão

Comparando-se a realização de consultas curativas (67,2%), com a PESN – Pesquisa Estadual de Saúde e Nutrição - (60,7%), realizada em 1991, foi observado aumento não significativo no percentual de consultas nos últimos 3 anos em São Luís ($p=0,058$)²⁵. A taxa de consultas foi maior do que no Vale do Ribeira, São Paulo, em 1985 (51%)²⁶,

Tabela 2 - Utilização de consultas curativas por crianças de 3 a 59 meses, segundo gênero, idade da criança e alguns indicadores sócio-econômicos, São Luís, 1994.

Table 2 - Medical consultation among children aged 3 to 59 months according to gender, age and some socioeconomic variables, São Luís, 1994.

Variáveis	Consultas curativas				RP Bruta *	RP Ajustada * †
	Não		Sim			
	f	%	f	%		
Gênero						
Masculino	101	30,8	227	69,2		
Feminino	121	33,0	246	67,0	1,07 (0,86-1,33)	1,06 (0,79-1,42)
Idade da criança						
< 1 ano	30	26,3	84	73,7		
1 e 2 anos	83	27,3	221	72,7	1,04 (0,73-1,48)	0,95 (0,62-1,48)
3 e 4 anos	109	39,4	168	60,6	1,50 (1,06-2,10)	1,21 (0,78-1,87)
Escolaridade paterna						
≥ 12	74	26,6	204	73,4		
4 a 11	69	32,4	144	67,6	1,22 (0,92-1,60)	1,00 (0,68-1,46)
< 4	59	37,8	97	62,2	1,42 (1,07-1,88)	1,02 (0,67-1,55)
Escolaridade materna						
≥ 12	73	25,7	211	74,3		
4 a 11	86	34,7	162	65,3	1,35 (1,04-1,75)	1,24 (0,84-1,83)
< 4	56	36,8	96	63,2	1,43 (1,08-1,91)	1,21 (0,76-1,91)
Renda familiar						
+ 3 salários mínimos	61	27,5	161	72,5		
+ 1 a 3 salários mínimos	85	29,9	199	70,1	1,09 (0,82-1,44)	0,96 (0,64-1,43)
Até 1 salário mínimo	68	41,7	95	58,3	1,52 (1,15-2,01)	1,24 (0,79-1,95)
Ocupação						
Não manual	32	22,2	112	77,8		
Manual especializada ou						
Semi-especializada	91	31,1	202	68,9	1,40 (0,98-1,98)	1,33 (0,84-2,10)
Não qualificada / desempregado	98	38,7	155	61,3	1,74 (1,24-2,46)	1,25 (0,76-2,07)

* RP= Razão de prevalências. Números entre parênteses representam intervalo de confiança de 95%

† Razão de prevalências ajustada segundo modelo completo de regressão

* RP = Prevalence ratio. Numbers within parenthesis represent 95% confidence intervals.

† Prevalence ratio adjusted according to the complete regression model.

Tabela 3 - Utilização de consultas curativas por crianças de 3 a 59 meses, segundo alguns indicadores demográficos, posse de seguro-saúde e morbidade, São Luís, 1994.

Table 3 - Medical consultation among children aged 3 to 59 months according to some demographic variables, health insurance and perceived morbidity. São Luís, 1994.

Variáveis	Consultas curativas				RP Bruta *	RP Ajustada * †
	Não		Sim			
	f	%	f	%		
Idade materna						
Menor de 20 anos	13	22,4	45	77,6		
20 anos e mais	203	32,5	421	67,5	1,45 (0,89-2,37)	1,63 (0,86-3,09)
Número de irmãos						
0 a 2	181	30,6	411	69,4		
3 a 9	41	39,8	62	60,2	1,30 (1,00-1,70)	0,93 (0,59-1,46)
Moradores na casa						
1 a 5	121	31,8	259	68,2		
6 a 18	101	32,1	214	67,9	1,01 (0,81-1,25)	0,95 (0,68-1,33)
Posse de seguro-saúde						
Sim	33	22,4	114	77,6		
Não	189	34,5	359	65,5	1,54 (1,11-2,12)	1,26 (0,78-2,02)
Morbidade referida						
Sim	101	22,5	348	77,5		
Não	121	49,2	125	50,8	2,19(1,77-2,71)	2,32 (1,74-3,11) ‡

* RP= Razão de prevalências. Números entre parênteses representam intervalo de confiança de 95%

† Razão de prevalências ajustada segundo modelo completo de regressão

‡ Variável significativa ao nível de 0,05

* RP = Prevalence ratio. Numbers within parenthesis represent 95% confidence intervals.

† Prevalence ratio adjusted according to the complete regression model.

‡ Variable significant at a 0.05 level.

Tabela 4 - Modelo reduzido da regressão de Cox modificada por Breslow para a não realização de consultas curativas de crianças de 3 a 59 meses, São Luís, 1994.

Table 4 - Breslow modified Cox reduced regression model for non-realization of medical consultation among children aged 3 to 59 months, São Luís, 1994.

Variáveis	Razão de Prevalências *
Idade de 1 e 2 anos	1,05 (0,69-1,60)
Idade de 3 e 4 anos	1,48 (0,98-2,22)
Renda familiar de mais de 1 até 3 salários mínimos	1,04 (0,73-1,49)
Renda familiar até 1 salário mínimo	1,36 (0,93-1,99)
Não estar doente	2,20 (1,68-2,89) †
Não ter seguro-saúde	1,48 (0,97-2,27)

* Números entre parênteses representam intervalo de confiança de 95%

† Variável significativa ao nível de 0,05

* Numbers within parenthesis represent 95% confidence intervals.

† Variable significant to a 0.05 level.

no Nordeste, em 1991 (44,4%)²⁷ e no Maranhão em 1991 (35%)²⁵. A taxa de morbidade referida foi alta, 64,6% e pode estar superestimada. As mães podem ter referido episódios mórbidos leves que não representam necessidade real de consulta,

o que pode ter elevado esta taxa.

Apesar de se ter utilizado a ordem numérica dos setores censitários do IBGE para a seleção das unidades primárias de amostragem no primeiro estágio, pressupondo uma ordenação implícita, as características

Tabela 5 - Regressão hierárquica baseada no modelo comportamental de Andersen para a não realização de consultas curativas de crianças de 3 a 59 meses, São Luís, 1994.

Table 5 - Hierarchical regression based on Andersen behavioral model for non-realization of medical consultation among children aged 3 to 59 months, São Luís, 1994.

Variáveis	Razão de Prevalências *	Incremento no χ^2 ‡
Fatores predisponentes (9 graus de liberdade)		18,159 (p=0,033)
Idade de 1 e 2 anos	1,02 (0,67-1,56)	
Idade de 3 e 4 anos	1,39 (0,91-2,13)	
Gênero feminino	1,07 (0,81-1,40)	
Mais de 2 irmãos	0,98 (0,67-1,43)	
Mãe com 1º. grau maior	1,19 (0,84-1,67)	
Mãe com até 1º. grau menor	1,21 (0,81-1,80)	
Ocupações manuais especializadas ou semi-especializadas	1,37 (0,89-2,11)	
Ocupações não qualificadas ou desemprego	1,69 (1,08-2,65) †	
Mãe com menos de 20 anos	1,39 (0,78-2,50)	
Fatores Facilitadores (12 graus de liberdade)		18,794 (p=0,094)
Não possuir seguro-saúde	1,24 (0,79-1,96)	
Renda familiar de mais de 1 até 3 salários mínimos	0,92 (0,63-1,35)	
Renda familiar até 1 salário mínimo	1,15 (0,75-1,76)	
Necessidade (13 graus de liberdade)		49,085 (p<0,001)
Não estar doente	2,18 (1,65-2,88) †	

* Números entre parênteses representam intervalo de confiança de 95%

† Variáveis significantes ao nível de 0,05

‡ Números entre parênteses representam o valor de p para o teste do qui-quadrado entre passos sucessivos.

* Numbers within parenthesis represent 95% confidence intervals

† Variables significant at a 0.05 level

‡ Numbers within parenthesis represent p value for the chi-square test between successive steps

socioeconômicas e demográficas obtidas neste inquérito foram comparadas com as tabulações específicas do censo de 1991 para famílias com crianças menores de cinco anos, tendo-se observado que as características foram muito semelhantes e que o pressuposto adotado era verdadeiro. Por isto, foram utilizadas estimativas não ponderadas nesta publicação, pois a diferença observada entre as estimativas ponderadas com base nos dados do censo de 1991 e não ponderadas foi geralmente inferior a 1%.

Da mesma forma como observado na PNAD, em 1981²⁸, e no Chile²⁹, a maior parte das consultas de ambulatório foi realizada no setor público (66,2%). O uso de seguro-saúde por menores de cinco anos (18,0%) foi um pouco inferior à taxa da região sudoeste da Grande São Paulo, para menores de 1 ano (22%), em 1996³⁰, e superior à do Chile, em 1977 (9%)²⁹.

A alta taxa de satisfação com as consultas (92,2%) foi semelhante à de outros trabalhos, como, por exemplo, o de Kohn e White (95%)³¹ e superior à de estudo boliviano (75,5%)³². Kohn e White³¹ referiram que os fatores mais relacionados à insatisfação não diziam respeito à qualidade técnica do serviço prestado, mas estavam relacionados ao tempo de espera, demora para marcação da consulta e tempo de consulta³¹. Estudos sobre uso de serviços mostram que, na prestação de serviços de saúde, devido ao caráter extremamente especializado da atenção, o usuário não tem plena consciência de suas reais necessidades de serviços, tem poucas condições de escolher os melhores locais para atendimento e de julgar o nível de qualidade técnica do serviço ofertado³³. A qualidade da atenção médica pode ser avaliada a partir de três ângulos: a técnica (ação médica), a interpessoal (rela-

ção médico-paciente) e o bem-estar e conforto ambientais^{32,34}. O nível de comunicação entre o profissional e o paciente, a forma de tratar o paciente sem discriminação, a compreensão dos problemas pessoais, explicações sobre as enfermidades são fatores muito relacionados à satisfação percebida pelos pacientes³².

O uso de consultas odontológicas em crianças de 36 a 59 meses foi extremamente baixo (11,2%) e inferior à taxa de São Paulo em 1988 (19,5%).³⁵ Razões econômicas talvez expliquem melhor a baixa utilização de dentistas. Como a capacidade instalada de atenção odontológica pública na cidade é muito reduzida, a população é obrigada, na maioria das vezes, a pagar pelo atendimento odontológico. Provavelmente, a pouca importância dada e o baixo conhecimento a respeito da prevenção em odontologia sejam também fatores que dificultem a realização de consultas odontológicas. A cobertura da suplementação alimentar foi também baixa, pois foi inferior à prevalência da desnutrição no município. Tonial³⁶ refere que o programa de suplementação, além de ter uma baixa cobertura, não está focalizado, pois uma parcela das crianças desnutridas não está recebendo suplementação, ao passo que parte das crianças nutridas está inscrita no programa.

Análise não ajustada

Da mesma forma como em Santiago²⁹, na PNAD em 1986³⁷ e no Nordeste, em 1991²⁷, não foi observada diferença na taxa de consultas segundo gênero da criança, ao contrário do demonstrado em uma pesquisa realizada na Holanda, na qual as meninas tiveram maiores taxas de consulta médica³⁸.

As crianças de menor idade tiveram maior percentual de realização de consultas, como descrito por outros autores^{29,31}. A menor taxa de consultas em crianças maiores (3 e 4 anos) é esperada pela menor prevalência de doenças nesta faixa etária^{29,31}.

Não houve diferença significativa na taxa de consultas segundo a idade da mãe e o número de irmãos. Contrariamente ao aqui observado, alguns autores referem

maiores taxas de consulta entre as crianças de mães jovens^{8,29} e entre as famílias com menor número de filhos^{29,31,39}

A menor taxa de consultas foi observada em crianças de famílias de menor renda. Alguns trabalhos também descrevem menores taxas de consultas médicas dentre os mais pobres^{8,31,40}. Outros, entretanto, mostram que os mais ricos foram os que consultaram menos.³⁸ Em Pelotas, em 1982, os mais pobres consultaram mais que os mais ricos, porém, em 1993, estas diferenças desapareceram.⁴¹

As crianças de mães de menor escolaridade foram as que consultaram menos, da mesma forma como observado na África⁸ e em São Paulo³⁰.

Na Inglaterra, os filhos de trabalhadores manuais tiveram uma maior taxa de consultas (Ebrahim, 1995); em São Luís ocorreu o contrário, pois os filhos de trabalhadores manuais tiveram um risco maior de não serem consultados.

Na Holanda³⁸ e nos EUA⁴² as crianças com seguro-saúde tiveram taxas maiores de consultas, da mesma forma como aqui descrito.

Análise ajustada

Após o ajuste para fatores de confusão, a associação entre menor renda familiar e menor escolaridade materna com menores taxas de consultas deixaram de ser significantes. O fato dos fatores facilitadores (seguro-saúde e renda familiar) não terem atingido o nível de significância estatística na análise ajustada favorece a evidência de que há pouca demanda reprimida em relação à realização de consultas curativas, em termos quantitativos, ou seja, de que a capacidade instalada dos serviços esteja sendo suficiente para atender a demanda. De fato, a consolidação do Sistema Único de Saúde evoluiu no sentido da universalização. Nos últimos anos foram construídas várias unidades básicas de saúde em São Luís, o que facilitou o acesso às consultas.

Da mesma forma que no Estudo Colaborativo Internacional de Utilização de Serviços de Saúde³¹, na Noruega⁴³ e na Austrália

lia³⁹, após ajuste para fatores de confusão, a necessidade foi o maior determinante da realização das consultas curativas. Todas as variáveis sociais deixaram de estar associadas com a taxa de consultas, exceto em relação às crianças de trabalhadores manuais não qualificados ou desempregados, que tiveram um risco maior de não serem consultadas (associação detectada apenas na regressão hierárquica). Mesmo neste modelo, os fatores predisponentes explicaram pouco da variação observada e o peso dos fatores facilitadores foi nulo.

É provável que o sistema de saúde, no que diz respeito à realização de consultas curativas, esteja oferecendo uma maior igualdade de acesso a todos os segmentos sociais. Entretanto, vale ressaltar que, neste trabalho, a morbidade não foi avaliada por critérios médicos objetivos, mas foi referida pela mãe ou responsável pelas crianças.

Apesar do atendimento ambulatorial praticamente universal, não se pode deduzir que a qualidade e a resolutividade da atenção seja a mesma para os diversos segmentos sociais. A alta taxa global de hospitalização e a maior taxa de hospitalização por causas evitáveis ou sensíveis à atenção ambulatorial, observada para os grupos de menor renda familiar, fornecem evidência

a favor de uma atenção ambulatorial de baixa resolutividade⁴⁴. Os mais pobres têm acesso a serviços de qualidade inferior⁴, fazem uso menos efetivo e eficiente dos serviços de saúde por não disporem de meios para seguir as recomendações e a prescrição médica. Parece que hoje “a desigualdade mais grave no sistema de saúde não se dá exclusiva nem principalmente na cobertura, mas na qualidade dos serviços recebidos pelos diferentes grupos sociais”³⁴. Os achados reforçam a idéia da universalização excludente do sistema de saúde no Brasil, caracterizado pela existência de acesso quase universal, com três subsistemas: o subsistema privado, de melhor qualidade, baseado no seguro-saúde, o subsistema público, de altas tecnologia e complexidade e também de melhor qualidade, e o subsistema público de baixa qualidade, para os pobres⁴⁵.

Agradecimentos

Agradecemos as valiosas sugestões dos professores Marco Antônio Barbieri, Antônio de Azevedo Barros Filho e Afonso Diniz Costa Passos e ao Zilmar Alves Ferreira do IBGE, Maranhão, pelo fornecimento dos mapas dos setores censitários.

Summary

Children outpatient health care utilization was estimated by a cross-sectional household survey using multi-stage cluster sampling in the city of São Luís, in the State of Maranhão, Brazil. 711 mothers or caretakers of children aged from 3 to 59 months answered a standardized questionnaire. The aim was to study some factors associated with non-consultation and verify if the National Health Service (SUS) implementation and public outpatient care expansion reduced inequality in the use of health services. More than two thirds, 67.2% of the children, had been seen by a physician when sick in the previous trimester. The Na-

tional Health Service funded 74.9% of services. A low percentage, 0.7%, did not obtain an appointment, indicating that very few cases remained unattended to. After adjustment for confounding factors by means of the Cox proportional hazards model modified for cross-sectional design, predisposing factors, i.e. maternal education, child age and gender, maternal age, number of siblings, and head of household's occupation explained little of the non-consultation rate. Enabling factors, i.e. family income and health insurance did not predict non-consultation. The main predictor for not having an appointment

was not needing medical care because healthy children were at a greater risk of not visiting a doctor. Public service expansion contributed to the reduction or disappearance of social inequalities in the use of outpatient services. Nonetheless, hospitalization rates due to ambulatory sensitive causes were high among children from poorer families, revealing the persistence of inequalities in the resolution and quality of outpatient care.

Referências

1. Siqueira MM. Equidade na saúde: uma análise em serviços ambulatoriais públicos em Belo Horizonte. *Rev Adm Pública* 1990; 24:53-69.
2. Aiach P, Curtis S. Social inequalities in self-reported morbidity: interpretation and comparison of data from Britain and France. *Soc Sci Med* 1990; 31: 267-74.
3. Diderichsen F. Health and social inequities in Sweden. *Soc Sci Med* 1990; 31:359-67.
4. Hart JT. The inverse care law. *Lancet* 1971; 1:405-12.
5. McKinlay JB. Some approaches and problems in the study of the use of services - an overview. *J Health Soc Behav* 1972; 13:115-52.
6. Andersen R, Newman JF. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Mem Fund Q* 1973; 5:95-124.
7. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav* 1995; 36:1-10.
8. Fosu GB. Childhood morbidity and health services utilization: cross-national comparisons of user-related factors from DHS data. *Soc Sci Med* 1994; 38:1209-20.
9. Medina EL, Kaempffer AMR, Cumsille F, Medina MRK. La salud infantil en el Gran Santiago 1983. *Rev Chil Pediatr* 1985; 56:119-26.
10. Medina EL, Kaempffer AMR, Cumsille F, Medina MRK. Atención de salud en el Gran Santiago según niveles de ingreso económico. *Cuad Méd Soc* 1985; 26:95-102.
11. Cleland JG, Van Ginneken JK. Maternal education and child survival in developing countries: the search for pathways of influence. *Soc Sci Med* 1988; 27:1357-68.
12. Platt MJ, Pharoah POD. Child health statistical review, 1995. *Arch Dis Child* 1995; 73:541-8.
13. Ebrahim S. Changing patterns of consultation in general practice: fourth national morbidity study, 1991-1992. *Br J Gen Pract* 1995; 45:283-5.
14. Noronha JC, Levcovitz E. AIS-SUDS-SUS: os caminhos do direito à saúde. In: Guimarães R, Tavares R, editores. *Saúde e sociedade no Brasil: anos 80*. Rio de Janeiro: Abrasco/IMS-UERJ; 1994. p. 73-111.
15. Buss PM. Saúde e desigualdade: o caso do Brasil. In: Buss PM, Labra ME, editores. *Sistemas de saúde: continuidade e mudanças*. São Paulo: Hucitec/Rio de Janeiro/Fiocruz; 1995. p. 61-101.
16. Poole DL, Carlton TO. A model for analyzing utilization of maternal and child health services. *Health Soc Work* 1986; 11:209-22.
17. Fundação IBGE. *Contagem da população 1996: dados preliminares-Brasil*. Rio de Janeiro; 1997.
18. Kalton G. *Introduction to survey sampling*. Beverly Hills: Sage Publications; 1983.
19. Dean AG, Dean JA, Coulombier D, Brendel KA, Smith DC, Burton AH et al. *Epi Info, Version 6.04b: a word processing, database, and statistics program for epidemiology on micro-computers*. Atlanta, Georgia: Centers for Disease Control and Prevention; 1994.
20. Silva AAM, Gomes UA, Tonial SR, Silva RA. Cobertura de puericultura e fatores associados em São Luís (Maranhão), Brasil. *Rev Panam Salud Publica* 1999; 6:266-72.
21. Cox DR. Regression models and life tables. *J R Stat Soc B* 1972; 34:187-220.
22. Breslow NE. Covariance analysis of censored survival data. *Biometrics* 1974; 30:89-99.
23. Lee J. Odds ratio or relative risk for cross-sectional data? *Int J Epidemiol* 1994; 23:201-3.
24. Kleinbaum DG. *Survival analysis: a self-learning text*. New York: Springer-Verlag; 1996.
25. Estado do Maranhão/UNICEF. *Crianças e adolescentes no Maranhão: saúde, educação e trabalho*. São Luís: Governo do Estado do Maranhão/UNICEF; 1992.
26. César JA, Victora CG. Avaliando a saúde infantil em uma pequena comunidade: o estudo de Itapirapuã, Vale do Ribeira, SP. *Cad Saúde Pública* 1990; 6:455-67.
27. UNICEF. *Saúde e nutrição das crianças nordestinas: pesquisas estaduais 1987-1992*. Brasília; 1995.
28. Simões CCS, Oliveira LAP, Pereira NOM. A oferta e a utilização de serviços de saúde. In: Silva RMR, editor. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: situação de saúde, 1981*. Rio de Janeiro: IBGE; 1984.

29. Kaempffer AM, Medina E. Morbilidad y atención médica infantil en el Gran Santiago. *Rev Chil Pediatr* 1980; 51:355-69.
30. César CLG, Tanaka OY. Inquérito domiciliar como instrumento de avaliação de serviços de saúde: um estudo de caso na região sudoeste da área metropolitana de São Paulo, 1989-1990. *Cad Saúde Pública* 1996; 12 Supl. 2:59-70.
31. Kohn R, White KL. *Health care: an international study*. London: Oxford University Press; 1976.
32. Gattinara BC, Ibacache J, Puente CT, Giaconi J, Caprara A. Percepción de la comunidad acerca de la calidad de los servicios de salud públicos en los distritos Norte e Ichilo, Bolivia. *Cad Saúde Pública* 1995; 11:425-38.
33. Dever GEA. *A epidemiologia na administração dos serviços de saúde*. São Paulo: Pioneira; 1988. A epidemiologia da utilização dos serviços de saúde; p. 211-36.
34. Ramírez AM, Puga MAV-D, Rodríguez FN, Uribe JR, Ramos AR Urrea IV. Hacia una estrategia de garantía de calidad: satisfacción en la utilización de los servicios médicos. *Cad Saúde Pública* 1996; 12:399-403.
35. Monteiro CA, Medina MCG, Benicio MHD'A, Meyer M. Estudo das condições de saúde das crianças do Município de São Paulo (Brasil), 1984/1985. XI. Cobertura e qualidade da assistência materno-infantil. *Rev Saúde Pública* 1988; 22:170-8.
36. Tonial SR. *Políticas públicas de assistência alimentar e avaliação das ações de saúde em nutrição: estudo em crianças menores de cinco anos em São Luís*. [dissertação de mestrado]. São Luís: Universidade Federal do Maranhão - UFMA; 1996.
37. Aquino EML, Menezes GMS, Amoedo MB. Gênero e saúde no Brasil: considerações a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Rev Saúde Pública* 1992; 26:195-202.
38. Bruijnzeels MA, Wouden JC van der, Foets M. General practice consultation in The Netherlands: sociodemographic variation. *J Epidemiol Community Health* 1995; 49:532-3.
39. Osman LM, Dunt D. Factors influencing mothers' decision to consult a general practitioner about their children's illnesses. *Br J Gen Pract* 1995; 45:310-2.
40. Casanova C, Starfield B. Hospitalizations of children and access to primary health care: a cross-national comparison. *Int J Health Serv* 1995; 25:283-94.
41. Costa JSD, Victora CG, Barros FC, Halpern R, Horta BL, Manzolli P. Assistência médica materno-infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. *Cad Saúde Pública* 1996; 12 Supl. 1:59-66.
42. Holl JL, Slilagyi PG, Rodewald LE, Byrd RS, Weitzman ML. Profile of uninsured children in the United States. *Arch Pediatr Adolesc Med* 1995; 149:398-406.
43. Fylkesnes K. Determinants of health care utilization - visits and referrals. *Scand J Soc Med* 1993; 21:40-50.
44. Silva AAM, Gomes UA, Tonial SR, Silva RA. Fatores de risco para hospitalização de crianças de 1 a 4 anos em São Luís, Maranhão, Brasil. *Cad Saúde Pública* 1999; 15: 749-57.
45. Favaret Filho P, Oliveira PJ. A universalização excludente: reflexões sobre as tendências do sistema de saúde. *Plan Pol Pública IPEA* 1990; 3:139-62.