

Medicaid e assistência médica infantil

Janet Currie*
Duncan Thomas**

Sumário: 1. Introdução; 2. Arcabouço conceitual; 3. Os dados; 4. Resultados; 5. Conclusões.

1. Introdução

O Medicaid é um programa federal-estadual que proporciona seguro de saúde a pessoas de baixa renda nos EUA. Em 1989, foram atendidos 10,3 milhões de dependentes com menos de 21 anos de idade, a um custo de US\$6,9 bilhões (U.S. Committee on Ways and Means, 1991).¹ A criação do Medicaid em 1965 coincidiu com a redução da mortalidade infantil, o aumento das taxas de hospitalização de crianças pobres e o aumento do número de consultas médicas para as crianças pobres em relação às demais (Danziger & Stern, 1990; Starfield, 1985).

Apesar desses progressos, a saúde infantil nos EUA é pior do que em outros países industrializados. A taxa de mortalidade infantil nos EUA é a mais alta do mundo desenvolvido. Em alguns estados, a taxa de mortalidade infantil entre os negros se compara àquelas registradas nos países em desenvolvimento (Danziger & Stern, 1990). Em comparação com as crianças canadenses, as crianças norte-americanas com menos de 15 anos de idade têm 28% a mais de dias de incapacitação e 44% a mais de dias de internação hospitalar. Nos EUA, as taxas de mortalidade entre as crianças com menos de um ano e entre crianças de um a quatro anos são, respectivamente, 14% e 8% mais altas do que no Canadá (Kozak & McCarthy, 1984).

Mesmo descontando as diferenças internacionais no tocante à morbidade (porquanto é possível alegar que nos EUA os pais não relatam os casos de doença da mesma forma que em outros países), essas taxas de mortalidade elevadas indicam que as crianças norte-americanas não estão recebendo a mesma quantidade ou qualidade de assistência médica de que desfrutam as crianças em outros países desenvolvidos. Resta saber se o problema está na deficiência dos serviços cobertos pelo Medicaid ou apenas na cobertura incompleta. Em 1988, 17% de todas as crianças e 28% daquelas cuja renda familiar era inferior a US\$10 mil não estavam cobertos por nenhum tipo de seguro de saúde (Bloom, 1990).

Se o problema for apenas de cobertura, a recente extensão da cobertura do Medicaid a todas as crianças pobres deverá ter profundo impacto na saúde infantil. Medida em vigor

* Do Massachusetts Institute of Technology e do NBER.

** Da Yale University.

¹ As despesas com crianças constituem apenas 12,6% das despesas do Medicaid. A despesa média por criança do Medicaid é US\$682, contra US\$5.928 por pessoa idosa e US\$1.290 por adulto AFDC (U.S. Committee on Ways and Means, 1991).

desde 1º de julho de 1991 obriga todos os estados a cobrirem as crianças nascidas após 30 de setembro de 1983 cuja renda familiar esteja abaixo da linha de pobreza federal (U.S. Committee on Ways and Means, 1991). Desde julho de 1990, 24 estados optaram também por estender a cobertura a gestantes e crianças com menos de um ano cuja renda seja 133-185% da linha de pobreza federal, conforme o estado.

Todavia é possível que até as crianças cobertas pelo programa estejam sendo mal servidas. Decker (1992) registra que somente 63% dos pediatras participam do programa Medicaid² e que os que atendem pacientes do Medicaid gastam muito menos tempo com eles do que os outros médicos. E muitos estados limitam os serviços à disposição dos pacientes do Medicaid: por exemplo, no ano fiscal de 1986, o Texas não cobriu os serviços clínicos, Connecticut não cobriu os serviços de emergência e New Hampshire restringiu a 12 o número de consultas por ano (U.S. Health Care Financing Administration, 1988).

Neste trabalho, utilizaram-se dados longitudinais da National Longitudinal Survey of Child-Mother (NLSCM) para comparar os serviços médicos prestados a crianças cobertas pelo Medicaid com os serviços prestados a outras crianças. Colhidos no decênio 1978-88, os dados compreendem informações básicas sobre a mãe, bem como observações sobre os filhos e sucessivas observações sobre a mesma criança. Combinaram-se esses dados com outros referentes a programas estaduais do Medicaid no mesmo período.

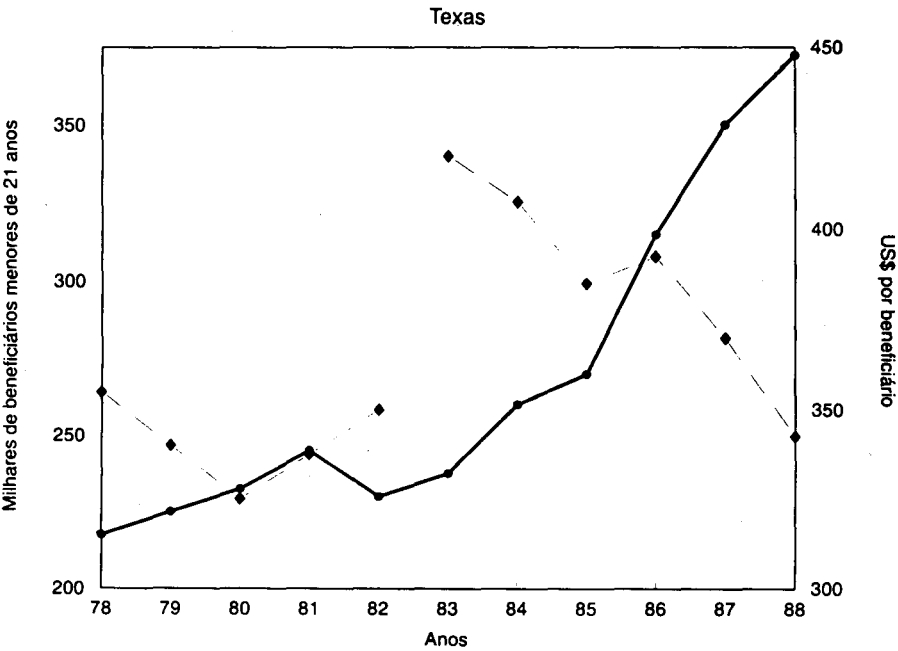
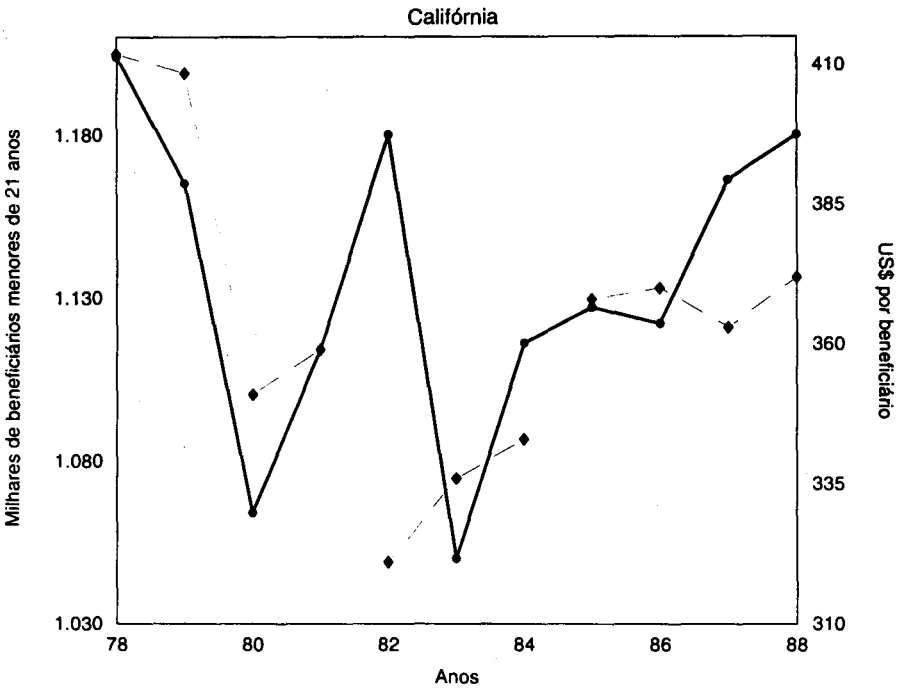
O número de beneficiários do Medicaid (dependentes menores de 21 anos de idade) permaneceu estável nesses 10 anos, mas as despesas dos programas sofreram variação considerável. O gasto real por beneficiário (menor de 21 anos) diminuiu cerca de 13% entre 1978 e 1982 e aumentou 30% nos seis anos seguintes, sendo que em 1988 houve um aumento de 15% em relação a 1978. Incluindo-se todos os beneficiários do Medicaid, os gastos *per capita* aumentaram 50% no mesmo período.

O Medicaid é administrado pelos estados conforme diretrizes federais, e os agregados nacionais mascaram consideráveis variações interestaduais no tocante às dimensões e aos gastos dos programas. A figura mostra o número de beneficiários menores de 21 anos e o pagamento por beneficiário menor de 21 anos nos quatro maiores estados dos EUA. (Note-se que as quatro figuras têm escalas diferentes.) Na Califórnia e em Nova York, os pagamentos diminuíram consideravelmente no final dos anos 70, mas aumentaram desde então, embora em termos reais tenham ficado abaixo do nível de 1978. No Texas, os pagamentos aumentaram no começo dos anos 80, mas voltaram ao nível de 1978 em 1988. Já na Flórida os pagamentos reais aumentaram quase 70% nesse período. O número de beneficiários também aumentou consideravelmente na Flórida e no Texas, mas diminuiu nos anos 80 em Nova York e não apresenta qualquer tendência na Califórnia.

Usaram-se as variações interestaduais e as sucessivas observações acerca da mesma família e da mesma criança ao longo do período para averiguar a possibilidade de as crianças cobertas pelo Medicaid diferirem das demais de maneiras inobserváveis. Constatou-se que

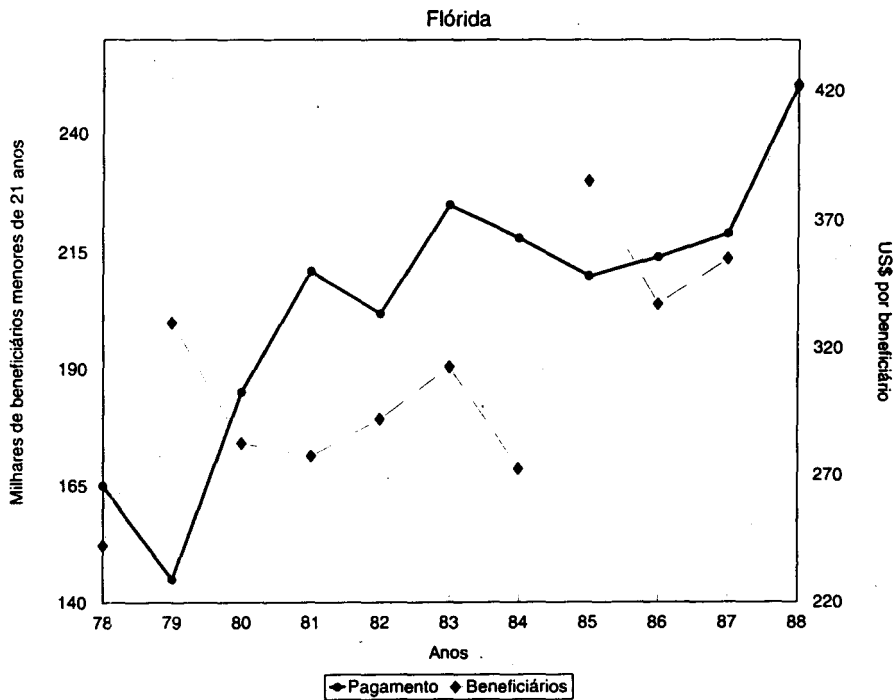
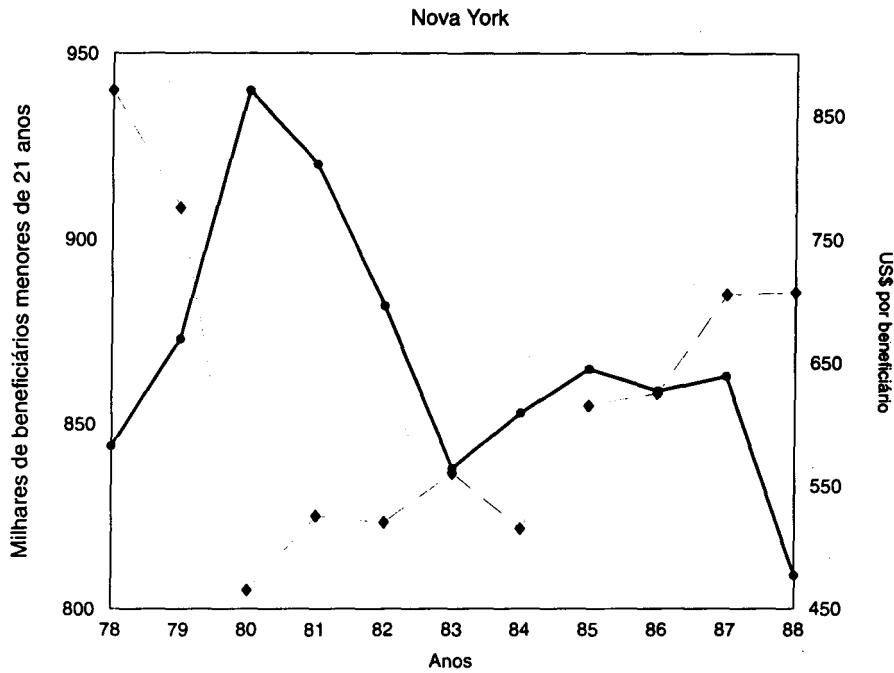
² Segundo sondagem feita pelo Instituto Alan Guttmacher em 1986, os médicos não participam do programa por muitos motivos. Segundo eles, "o Medicaid tem mais burocracia do que o seguro privado. O Medicaid usa formulários diferentes, que requerem um programa de computador especial; nesses formulários, usam-se às vezes códigos de procedimentos ou códigos de diagnose diferentes; os pagamentos atrasam e às vezes são negados por tecnicidade; em certos estados as verbas do Medicaid acabam antes do final do exercício e não se fazem mais pagamentos; em geral adotam-se planos de reembolso e normas diferentes para clínicas, hospitais e médicos, o que complica a tarefa dos médicos que trabalham em mais de um local; os métodos de reembolso mudam com frequência, mas os prestadores de serviços só tomam conhecimento das mudanças depois que os pagamentos já foram negados..." etc. (AGI, 1988).

Figura
Medicaid 1978-88 — Número de beneficiários menores de 21 anos
e pagamento real por beneficiário nos quatro maiores estados



(Continua)

(Continuação)



mesmo quando se examinam as características da mãe e da criança, sejam essas características observáveis ou inobserváveis, o Medicaid tem efeito positivo sobre a probabilidade de uma criança se haver submetido a um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses. A cobertura do Medicaid e a cobertura do seguro privado têm efeitos parecidos sobre o número de consultas por motivo de doença entre as crianças com mais de um ano de idade.

Foram também pesquisados: o primeiro ano de vida da criança, para saber se ela recebeu assistência preventiva no primeiro mês (Well baby care), o que dá uma medida da presença dessa assistência; o número total de consultas por motivo de doença; e o tipo de atendimento prestado à criança que teve pelo menos uma consulta. Constatou-se que a cobertura do Medicaid reduz a probabilidade de a criança receber assistência preventiva a tempo, e que o número total de consultas aumenta com essa cobertura somente quando o atendimento é prestado por médico particular. As crianças negras têm menos probabilidade de receber assistência preventiva e menor número de consultas por motivo de doença no primeiro ano de vida quando dispõem do Medicaid mas não se consultam com médico particular.

Portanto, os resultados indicam que a cobertura do Medicaid aumenta a probabilidade de as crianças maiores terem assistência preventiva e consultas por motivo de doença, mas que os serviços cobertos pelo Medicaid podem ser de qualidade inferior em termos de presença e tipo de atendimento. Por fim, a cobertura do Medicaid não elimina as diferenças raciais no tocante à assistência médica infantil.

2. Arcabouço conceitual

À maneira de Becker (1981), Becker & Lewis (1974) e Grossman (1972), supomos que o serviço familiar depende do consumo de bens e da quantidade e qualidade das crianças. A saúde é um indicador da qualidade da criança e se “produz” mediante uma combinação de insumos ditada por uma função de produção de saúde. O insumo que aqui nos interessa é a assistência médica.

Supõe-se que os pais maximizem o serviço sujeito à contenção do orçamento doméstico e a uma função de produção de saúde. A habilitação ao Medicaid pode ter um efeito-renda (exteriorização da contenção orçamentária) e um efeito-preço (redução do custo relativo da assistência médica). É razoável supor que a habilitação ao Medicaid esteja associada a uma utilização maior de assistência médica, mantidas as demais condições. Todavia é possível que a habilitação ao Medicaid tenha pouco ou nenhum efeito sobre o comportamento. Por exemplo, o custo de oportunidade da assistência médica pode ser tão alto para os beneficiários do Medicaid quanto para os não-beneficiários, se for alto o custo do deslocamento até um médico participante do programa. Além disso, a qualidade do serviço prestado aos pacientes do Medicaid pode ser inferior à do serviço prestado ao restante da população.

A forma da função de produção dependerá de características familiares e locais, como saúde do indivíduo e salubridade. Outras características individuais, familiares e comunitárias, como instrução dos pais, também devem influenciar a escolha de tecnologia e a eficácia com que podem ser combinados os insumos.

O problema da maximização familiar pode ser solucionado de modo a gerar uma demanda de função de assistência médica que dependa unicamente de características exógenas. Neste estudo, interessa-nos particularmente a relação entre assistência médica e seguro médico — sejam de caráter social ou privado. Boa parte da literatura pertinente prefere con-

siderar que ambos são conjuntamente determinados, e muitos estudos analisaram problemas como risco, compatibilidade de incentivos e seguro privado.

Segundo Pollak (1969), é razoável inferir uma função de demanda condicionada pelo fato de a família estar ou não segurada ou habilitada ao Medicaid. Logo, o modelo que queremos estimar é:

$$\theta = f(x_c, x_f, x_n, I(m), \varepsilon) \quad (1)$$

onde θ é uma medida de assistência médica infantil, x_c são as características da criança, x_f as características da família, x_n as características locais, que se supõe serem todas exógenas, e $I(m)$ uma função indicadora igual a 1, se a família for habilitada ao Medicaid, e igual a 0, no caso contrário. Em certos modelos, examinaremos simultaneamente o papel do seguro privado, sendo que nestes casos a função indicadora $I(\cdot)$ terá dois elementos. O termo de erro ε compreende comunidade não-observada e componentes específicos da família (ou, em nosso caso, da mãe) e da criança.

Entre os fatores maternos específicos inobservados, que poderiam influenciar a demanda de assistência médica, estão os conhecimentos da mãe acerca da assistência médica apropriada e suas condições de vida. Os fatores infantis específicos inobservados incluem a higiene inata da criança, sua propensão a acidentes etc. A não-inclusão dessas variáveis em (1) pode tornar tendenciosas as estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) do efeito do Medicaid sobre a utilização da assistência médica infantil. Outro problema é que essas características (inobservadas) também podem estar relacionadas com a probabilidade de a criança ter cobertura do Medicaid, e neste caso as estimativas de MQO serão igualmente tendenciosas.

Em nosso trabalho empírico buscamos equacionar esses problemas adotando duas estratégias que fazem suposições diferentes e não necessariamente compatíveis sobre a estrutura do modelo. Primeiro, adotamos um estimador de variáveis instrumentais que considera endógena a inscrição no Medicaid. Usamos a variação da abrangência dos pacotes estaduais do Medicaid e das características locais para identificar o efeito do tratamento. Tais estimativas não serão tendenciosas se considerarmos que as características estaduais e locais são exógenas para a unidade familiar; isso faz supor, por exemplo, que as pessoas não migram para estados onde os benefícios são maiores.³ O caráter exógeno dos instrumentos é necessário, porém não suficiente, para produzir estimativas significativas; os instrumentos também precisam estar correlacionados com o regressor endógeno. Como a inscrição no Medicaid provavelmente está relacionada com a abrangência do programa, teoricamente tais instrumentos devem funcionar bem.

A segunda estratégia adotada envolve a verificação dos efeitos fixos maternos ou infantis. Os efeitos fixos maternos servem para verificar quaisquer características fixas da mãe que possam afetar a demanda de assistência médica, mas não as características fixas da criança, como por exemplo seu estado de saúde. Os efeitos fixos infantis servem para verificar as características específicas tanto da mãe como da criança. As estimativas dos efeitos fixos não serão tendenciosas desde que as características omitidas permaneçam fixas ao longo do tempo e que não haja interações de efeitos fixos e outras variáveis explanatórias. Mas esse tipo de estimativa se respalda em crianças cujas mães mudaram sua utilização de assistência

³ Existem poucos indícios de que nos EUA os pobres migram para estados onde os benefícios são maiores. Ver Moffitt (1992) para uma análise dessa literatura. Mas, para atenuar o problema, foi considerado o estado onde residia a mãe em 1979, ano anterior ao nascimento da maioria das crianças de nossa amostra.

médica ao longo do tempo. Essas mães talvez não sejam representativas da população em geral.

A nosso ver, aprioristicamente não há razão para crer que no modelo (1) haja predomínio de algum dos três estimadores — MQO, variáveis instrumentais ou efeitos fixos. De fato, sob certas premissas, sabemos que todos apresentam tendenciosidade. Preferimos pois explorar a consistência dos resultados correspondentes a diferentes premissas estatísticas e interpretar as estimativas com base naquilo que se conhece a respeito do desempenho de cada estimador.

3. Os dados

A National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) teve início em 1979 com 6.283 mulheres de 14 a 21 anos de idade. Desde então elas foram entrevistadas anualmente. Em 1988, elas haviam dado à luz 7.346 crianças. Desde 1982, as mulheres foram indagadas a respeito da assistência médica prestada a seus filhos no primeiro ano de vida. Em 1986, a NLS começou uma sondagem em separado das crianças da NLSY, a NLSCM. As mães foram indagadas a respeito da assistência médica prestada a seus filhos no ano anterior à pesquisa. Em 1988 realizou-se uma segunda versão da NLSCM.

Neste estudo focalizamos quatro indicadores da utilização de assistência médica: dois referentes ao ano de nascimento e dois referentes às sondagens de 1986 e 1988. Os indicadores do ano de nascimento são: a) se a criança foi levada a algum médico para assistência preventiva no primeiro mês do primeiro ano de vida; e b) o número total de consultas por motivo de doença no primeiro ano.⁴ Se a criança foi ao médico no primeiro ano, ficamos sabendo também que tipo de atendimento lhe foi prestado. Doravante faremos distinção entre médicos particulares (inclusive HMO) e outros prestadores de assistência médica.⁵

A assistência preventiva (Well baby care) tem por objetivo acompanhar o desenvolvimento inicial da criança para diagnosticar eventuais problemas e tratá-los antes que causem dano permanente. O peso do bebê é importante para o diagnóstico — os bebês que não têm ganho de peso no primeiro mês de vida podem estar padecendo de alguma doença. Os bebês podem também tomar suas primeiras doses de vacinas durante esse contato. Por isso, o fato de a criança receber ou não assistência preventiva a tempo pode ser considerado um indicador da qualidade dessa assistência.

O número total de consultas por motivo de doença no primeiro ano confunde morbidade com uma medida do acesso à assistência médica. Mas, como veremos a seguir, mede melhor o acesso do que a morbidade.

Os indicadores de assistência médica extraídos das versões de 1986 e 1988 da NLSCM são: a) se a criança se submeteu ou não a um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses;⁶ e b) o número de doenças que requereram tratamento médico no ano anterior. Temos aqui no-

⁴ Somou-se o número total de consultas para a doença principal no primeiro ano com o número total de consultas para outras doenças no primeiro ano.

⁵ Adotamos a distinção feita por Bloom (1990) entre médicos particulares e HMO, de um lado, e "serviços grupais", como clínicas e salas de emergência, de outro.

⁶ Solicitou-se às respondentes que escolhessem uma entre sete categorias. Agrupamos as categorias de 1 a 3 e as categorias de 4 a 7 para obter o limite de seis meses. Ver na tabela 1 do anexo o enunciado das perguntas.

vamente um indicador de assistência médica que confunde morbidade com acesso.⁷ O questionário sobre assistência médica por nós utilizado está na tabela 1 do anexo.

A NLSY e a NLSCM contêm vários outros indicadores de assistência médica infantil. Concentramo-nos nos quatro indicadores mencionados porque, no caso de várias outras perguntas, as respostas foram ou predominantemente positivas ou predominantemente negativas, o que implica pouca variação nos dados. Por exemplo, o RAND Health Insurance Experiment examinou os índices de hospitalização entre crianças (Manning et alii, 1987; Leibowitz et alii, 1985).⁸ Contudo, em seu primeiro ano de vida, somente 8% das crianças de nossa amostra foram hospitalizadas, 1% submeteu-se a cirurgia e 4% utilizaram sala de emergência. Os dados sobre vacinação são úteis, mas nessa amostra 96% das crianças haviam recebido sua primeira dose de TDC. Analogamente, entre as crianças maiores, somente 4% em 1986 e 6% em 1988 apresentaram algum tipo de incapacidade, incluindo-se aí desde os casos de alergia e asma até os de surdez e cegueira.

Em 1986 e 1988, perguntou-se às mães se a assistência médica prestada às crianças era coberta pelo Medicaid ou pelo seguro privado. Nada lhes foi perguntado sobre a cobertura do seguro de saúde em outros anos.⁹ Contudo, pode-se aproveitar a estreita ligação entre o programa Aid for Families with Dependent Children (AFDC) e a cobertura do Medicaid para determinar se a criança teve ou não cobertura do Medicaid no primeiro ano. A grande maioria das crianças cobertas pelo Medicaid nos anos 80 estava habilitada porque participava do AFDC (U. S. Committee on Ways and Means, 1991), e a participação da mãe no mesmo programa passou a ser pesquisada anualmente pela NLSY a partir de 1979. Também é possível saber se a renda familiar era suficientemente baixa para que a criança pudesse habilitar-se a um programa estadual (Medically Needy). Infelizmente não é possível determinar com precisão se essas crianças tiveram ou não cobertura do seguro de saúde privado no ano em que nasceram. Testamos nosso método para estabelecer a cobertura do Medicaid no primeiro ano comparando o número de crianças que apuramos estarem habilitadas ao programa em 1986 e 1988 com o número das que estavam cobertas segundo suas mães. Em 1986, três das 122 crianças que a nosso ver estavam habilitadas não tinham cobertura segundo declararam suas mães. Em 1988, o mesmo se deu com 14 das 351 crianças. Em todos os 17 casos havíamos inferido a cobertura com base na renda e não na cobertura do AFDC; logo, é possível que as mães em questão ignorassem que seus filhos estavam habilitados ao Medicaid. Não houve casos em que a cobertura atestada pela mãe não tivesse sido confirmada por nós.

Em suma, temos dois indicadores de assistência médica no ano de nascimento que se referem a todos os anos da NLSY. Com esses dados é possível comparar as crianças que tinham cobertura do Medicaid com as que não tinham, mas é impossível determinar se as crianças tinham cobertura do seguro de saúde privado. Também é possível examinar diferenças na assistência médica prestada a outra criança da mesma família no primeiro ano de vida através das diferenças na cobertura do Medicaid.

⁷ Em 1986, perguntou-se às mães o número de doenças e também o número de doenças que requereram tratamento médico. Em ambos os casos, porém, o número foi idêntico. Em 1988, retirou-se do questionário a pergunta relativa ao número de doenças.

⁸ Eles mostram que o número de consultas ambulatoriais aumenta quando a cobertura do seguro é mais abrangente, mas o número de internações não é afetado.

⁹ Pergunta-se todo ano aos respondentes da NLSY se seu emprego lhes propicia seguro de saúde. Mas não lhes foi perguntado se elas próprias ou seus filhos eram cobertos por um plano de cônjuge ou parente.

Os indicadores das pesquisas de 1986 e 1988 podem ser analisados mais a fundo. Primeiro, podemos dividir a população que não é coberta pelo Medicaid em dois segmentos: os que não têm seguro de saúde e os que têm seguro privado. Segundo, podemos averiguar de que maneira as mudanças na cobertura do Medicaid e do seguro de saúde privado afetam a assistência médica prestada a uma mesma criança.

O último aspecto importante a assinalar a respeito dos dados é que as famílias negras, hispânicas e pobres foram contempladas em excesso nas amostras da NLSY. Logo, existem amostras suficientemente grandes para que brancos, negros e hispânicos possam ser examinados separadamente. Essa é uma vantagem importante dos dados, porquanto existem diferenças raciais e étnicas inexplicáveis em muitos indicadores de condições de saúde. Por exemplo, os bebês negros têm mais probabilidade de nascer com insuficiência de peso (menos de 2,5kg), mas, quando apresentam essa insuficiência, têm mais probabilidade de sobreviver do que os bebês brancos (Baldwin, 1986). Os bebês hispânicos têm menos probabilidade de nascer com insuficiência de peso, embora suas mães tenham níveis de renda, instrução e utilização de assistência pré-natal inferiores à média (Rogers, 1989).

Segundo, existem diferenças raciais e étnicas no tipo de serviço médico. Entre as crianças que têm regularmente algum tipo de atendimento, as crianças hispânicas e negras têm de duas a três vezes mais probabilidade do que as brancas de serem atendidas em um “serviço organizado”, em vez de consultório particular, HMO ou clínica paga antecipadamente (Bloom, 1990). Devido à limitação dos dados, só podemos examinar essa distinção no caso de crianças que tiveram pelo menos uma consulta por motivo de doença no primeiro ano.

A tabela 1 mostra a média das variáveis usadas em nossas análises por situação referente a seguro de saúde. Como dois dos nossos quatro indicadores se referem ao número de eventos num período de 12 meses, as crianças que tinham menos de 12 meses de idade em 1988 foram excluídas da amostra.

A tabela salienta a necessidade de controlar as características infantis quando se investiga o efeito do Medicaid: devido à natureza do programa, as crianças do Medicaid têm menos probabilidade de serem primogênitais e mais probabilidade de terem mães pobres,¹⁰ solteiras ou desempregadas. Têm também maior probabilidade de nascerem com insuficiência de peso, e suas mães são menos instruídas e marcam menos pontos no Armed Forces Qualification Test (AFQT), que é um teste padronizado.¹¹

Por outro lado, as crianças do Medicaid devem morar em estados com melhores serviços pediátricos, caso taxas mais baixas de mortalidade infantil sejam um indicador confiável. As crianças hispânicas cobertas pelo Medicaid também costumam viver em estados com maior número de médicos por mil habitantes e em municípios com renda *per capita* mais elevada. As crianças negras e hispânicas têm mais probabilidade de residir em centros urbanos, o que pode também propiciar-lhes maior acesso aos serviços médicos.

¹⁰ Medimos a renda utilizando a renda média real familiar do período 1978-88. A renda familiar de cada ano é deflacionada pelo Consumer Price Index All Items (1977 = 100). Quando possível, utiliza-se o CPI para SMSA; senão, adota-se uma medida que varia nas quatro regiões. O uso da renda permanente em vez da renda num determinado ano atenua os problemas devidos a erro de mensuração e ao fato de que a participação no Medicaid, o estado civil, o emprego e a renda provavelmente são determinados conjuntamente.

¹¹ O AFQT foi aplicado a todas as respondentes da NLSY à mesma época. Como elas tinham idades diferentes, padronizamos os resultados usando a pontuação média na NLSY para cada idade.

Tabela 1
Médias das variáveis

A: Primeiro ano de vida — dados de todos os anos da NLSY

Cobertura do Medicaid	Brancos		Negros		Hispânicos	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Serviços de saúde no 1º ano						
Well baby care	0,56	0,43	0,47	0,36	0,52	0,52
Média de consultas por motivo de doença	2,16	2,28	1,27	1,21	1,78	1,84
% qualquer médico	0,60	0,60	0,48	0,48	0,54	0,56
% médico particular*	0,45	0,34	0,28	0,19	0,35	0,23
Características infantis						
Sexo masculino	0,49	0,51	0,52	0,50	0,46	0,50
Primogênito	0,54	0,42	0,51	0,41	0,50	0,41
Peso ao nascer inferior a 2,5kg	0,07	0,10	0,10	0,14	0,07	0,10
Idade em meses, levantamento de 1988	62,11	69,29	68,68	71,05	66,39	67,26
Características maternas						
Idade por ocasião do 1º parto	21,03	19,04	19,58	18,39	20,26	18,96
Cônjuge ou parceiro	0,83	0,45	0,48	0,14	0,77	0,37
Renda familiar permanente**	11,82	5,95	7,71	4,35	9,69	5,09
Amostra da pobreza (1)	0,29	0,47	0,74	0,82	0,76	0,78
Grau de instrução superior em 1988	12,23	10,97	12,43	11,64	11,33	10,75
Pontuação no AFQT	1,18	0,97	0,87	0,77	0,88	0,76
Empregada	0,46	0,19	0,43	0,13	0,38	0,13
Residente em área urbana aos 14 anos	0,74	0,78	0,75	0,82	0,88	0,88
Características da comunidade						
Renda <i>per capita</i> local	7,25	7,12	7,12	7,21	7,45	8,18
Médicos por mil hab.*	1,87	1,89	1,84	1,84	2,00	2,28
Leitos hospitalares por mil hab.*	5,73	5,73	5,92	5,97	5,18	5,20
Taxa de mortalidade infantil [†]	11,23	10,92	12,58	12,24	10,80	10,61
Nº de observações	2.212	480	809	731	737	307

(Continua)

(Continuação)

B: Crianças maiores de um ano — dados da NLSCM de 1986 e 1988

Tipo de seguro de saúde	Brancos			Negros			Hispanícos		
	Medicaid	Priv.	Nenhum	Medicaid	Priv.	Nenhum	Medicaid	Priv.	Nenhum
Nº de casos que requereram cuidados médicos nos últimos 12 meses									
Idade:									
12-36 meses	1,91	2,14	1,48	0,66	1,20	1,00	1,06	1,52	1,22
36-60 meses	1,45	1,18	0,95	0,50	0,59	0,52	0,92	1,07	0,67
60-84 meses	0,84	1,07	0,76	0,32	0,58	0,37	0,62	0,90	0,50
+ 84 meses	0,85	0,89	0,69	0,42	0,47	0,24	0,45	0,76	0,47
% <i>check-up</i> rotineiro nos últimos 6 meses									
Idade:									
12-36 meses	0,76	0,79	0,72	0,85	0,79	0,69	0,82	0,79	0,69
36-60 meses	0,66	0,51	0,48	0,71	0,56	0,60	0,68	0,49	0,48
60-84 meses	0,55	0,49	0,41	0,60	0,53	0,43	0,60	0,53	0,38
+ 84 meses	0,39	0,38	0,35	0,57	0,43	0,30	0,53	0,42	0,29
Nº de observações	172	813	192	236	261	70	111	195	97

Notas: * Sob condição de ter havido pelo menos uma consulta; ** Renda média real familiar em 1978-88; * Mensurado a nível estadual.

Com relação aos nossos quatro indicadores de assistência médica, a tabela 1 mostra que a probabilidade de receber assistência preventiva no primeiro mês de vida é 10 pontos percentuais menor entre as crianças brancas e negras cobertas pelo Medicaid. Como o erro-padrão nessas diferenças é cerca de 2,5%, evidentemente diferem de zero. Entre os hispânicos não há diferenças. Existe pouca diferença na probabilidade de visitar um médico ou no número de consultas por motivo de doença no primeiro ano, mas, havendo consulta, os pacientes do Medicaid têm menos probabilidade de consultar um médico particular.

No quadro B da tabela 1 mostramos os indicadores de assistência médica da NLSCM 1986 e 1988 por situação referente a seguro de saúde. Em geral, as crianças contando de um a nove anos em 1988 e inscritas no Medicaid têm mais probabilidade de se haverem submetido a um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses.¹² A diferença aumenta com a idade e certamente é maior para os que contam sete anos ou mais. No caso das crianças brancas, a probabilidade de ter havido *check-up* é maior entre as que são do Medicaid do que entre as que não têm nenhum seguro, mas a diferença entre as que são cobertas pelo Medicaid e as que são cobertas por seguro privado é menos expressiva.

A tabela 1 indica que o número declarado de doenças que requereram tratamento médico é um indicador do acesso à assistência médica e também da morbidade: em geral, as crianças cobertas por seguro privado tiveram mais casos de doença do que as crianças sem se-

¹² Numa regressão linear de uma variável simulada igual a 1, se a criança se submeteu a um *check-up* rotineiro, tomando por base os indicadores de cobertura do Medicaid e do seguro de saúde privado, o efeito do Medicaid foi positivo e estatisticamente significativo, exceto no caso de crianças brancas de um a três anos e maiores de sete e de crianças negras de três a cinco anos. O indicador referente ao seguro privado não foi estatisticamente significativo, a não ser no caso de crianças brancas e hispânicas de um a três anos e de crianças hispânicas de cinco a sete anos.

guro ou do Medicaid. Mas só são estatisticamente significativas as diferenças relativas às crianças negras de um a três anos e de cinco a sete anos. As diferenças entre as que têm seguro social e as que não têm são insignificantes, exceto entre as crianças brancas: as do Medicaid tiveram maior número de consultas por motivo de doença.¹³ Tal tendência talvez reflita o fato de que as famílias brancas optam por inscrever no Medicaid os filhos menos saudáveis. Se assim for, essa opção será levada em conta nos modelos de efeitos fixos descritos a seguir.

Por fim, a tabela 1 mostra que o número de consultas por motivo de doença e a probabilidade de ter havido *check-up* rotineiro nos últimos seis meses diminuem com a idade da criança. Assim, estratificaremos por idade os resultados referentes às crianças maiores.

4. Resultados

O primeiro ano de vida

Começamos por examinar a assistência médica no primeiro ano de vida, combinando todos os anos dos dados da NLSY. A tabela 2 apresenta regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO) da probabilidade de receber assistência preventiva (Well baby care) no primeiro mês e o número de consultas por motivo de doença no primeiro ano. Testes preliminares mostram que a combinação dos três grupos raciais e étnicos foi fortemente rejeitada. Assim, todos os nossos resultados são apresentados em separado para brancos, negros e hispânicos. Cada regressão inclui indicadores de renda familiar real permanente, grau de instrução da mãe, pontuação no AFQT e domicílio aos 14 anos, idade e sexo da criança, e características da comunidade, como renda e disponibilidade e qualidade dos serviços de saúde.

A coluna (1) da tabela 2 mostra que as crianças brancas com cobertura do Medicaid têm mais probabilidade de receber assistência preventiva do que as crianças sem cobertura, fato que se deve sobretudo a diferenças nas características observáveis. Porém, o mesmo não vale para as crianças negras (coluna 2): a probabilidade de receberem assistência preventiva a tempo é 7% menor quando são cobertas pelo Medicaid. Isso reflete talvez o fato de que muitas das crianças da amostra se habilitaram à cobertura por ocasião do nascimento, mas o atraso nos requerimentos é de quatro semanas em média (AGI, 1988). Este é um exemplo de como as crianças que dispõem de cobertura podem ser prejudicadas por falhas do sistema.

As colunas de (4) a (6) da tabela 2 contêm estimativas do número de consultas por motivo de doença. Entre as crianças brancas, as do Medicaid tendem a consultar-se com maior frequência; no caso de negros e hispânicos, não há diferenças significativas. Se o número de consultas for um indicador de morbilidade, então uma possível explicação para o fato é que as crianças brancas do Medicaid adoecem mais do que as outras crianças brancas, ao passo que as crianças negras ou hispânicas do Medicaid não são selecionadas de igual modo. Porém um exame das outras covariantes no modelo mostra que tal interpretação é equivocada.

¹³ A diferença é significativa no caso de crianças de três a cinco anos.

Tabela 2
Medicaid e assistência médica no 1º ano
Mínimos quadrados ordinários

	Recebeu assistência preventiva no 1º mês			Nº de consultas por motivo de doença no 1º ano		
	(1) Branços	(2) Negros	(3) Hispanícos	(4) Branços	(5) Negros	(6) Hispanícos
Interseção	-0,511 (0,257)	-0,267 (0,261)	-0,657 (0,454)	2,249 (2,058)	-0,806 (1,325)	-5,501 (2,910)
Medicaid no ano de nascimento	-0,009 (0,030)	-0,073 (0,031)	0,044 (0,043)	0,470 (0,240)	0,007 (0,158)	0,035 (0,278)
Características maternas:						
Renda permanente	0,045 (0,021)	0,008 (0,025)	0,083 (0,034)	0,205 (0,171)	0,138 (0,125)	-0,149 (0,222)
Amostra de pobreza	-0,048 (0,022)	-0,043 (0,030)	0,005 (0,040)	-0,119 (0,179)	-0,147 (0,153)	-0,479 (0,261)
Grau superior em 1988	0,019 (0,006)	0,011 (0,010)	0,014 (0,010)	0,013 (0,051)	0,047 (0,049)	0,163 (0,065)
Pontuação no AFQT	0,188 (0,039)	0,202 (0,059)	0,043 (0,067)	0,200 (0,311)	-0,298 (0,298)	-0,019 (0,431)
Residente em área urbana aos 14 anos	-0,023 (0,017)	-0,011 (0,029)	0,006 (0,037)	-0,020 (0,137)	0,139 (0,148)	0,585 (0,238)
Características infantis:						
Sexo masculino	0,026 (0,020)	0,015 (0,027)	-0,054 (0,033)	-0,309 (0,157)	0,020 (0,136)	-0,327 (0,212)
Idade em meses — 1988						
13-36	0,078 (0,038)	0,091 (0,049)	-0,018 (0,065)	0,745 (0,305)	0,132 (0,249)	1,171 (0,425)
37-60	0,144 (0,033)	0,138 (0,041)	0,108 (0,058)	-0,372 (0,263)	0,285 (0,209)	0,643 (0,374)
61-84	0,095 (0,030)	0,088 (0,037)	0,030 (0,048)	-0,361 (0,240)	0,181 (0,189)	0,434 (0,312)
Características da comunidade:						
Renda <i>per capita</i> local	0,015 (0,008)	0,015 (0,011)	0,004 (0,010)	-0,042 (0,064)	0,130 (0,058)	0,050 (0,064)
Médicos por mil hab. no estado	0,003 (0,034)	-0,064 (0,041)	0,068 (0,065)	-0,026 (0,272)	-0,181 (0,207)	-0,021 (0,425)
Leitos hosp. por mil hab. no estado	0,016 (0,014)	0,023 (0,019)	0,048 (0,040)	-0,231 (0,116)	0,097 (0,096)	0,580 (0,261)
Taxa de mortalidade infantil estadual	0,007 (0,009)	0,013 (0,010)	-0,027 (0,019)	-0,062 (0,074)	-0,069 (0,050)	0,176 (0,119)
Nordeste	0,099 (0,041)	0,114 (0,052)	0,189 (0,089)	0,620 (0,323)	0,023 (0,264)	0,043 (0,578)
Sul	0,021 (0,037)	0,107 (0,078)	0,096 (0,096)	-0,091 (0,300)	0,460 (0,397)	1,642 (0,620)
Oeste	0,014 (0,028)	0,031 (0,041)	0,090 (0,068)	0,482 (0,228)	0,043 (0,210)	0,549 (0,438)
Raiz quadrada	0,089	0,050	0,067	0,026	0,015	0,039
Nº de observações	2.368	1.344	903	2.327	1.318	890

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Essas covariantes mostram que em geral a probabilidade de receber assistência preventiva e o número de consultas por motivo de doença costumam estar positivamente associados a renda¹⁴ e capital humano materno (instrução ou pontuação no AFQT).¹⁵ Se o número de consultas por motivo de doença for principalmente um indicador de morbidade, então cabe esperar sinais opostos nesses coeficientes, considerando que existe uma associação positiva entre condição sócio-econômica e saúde (Black, 1988; Feinstein, 1992).¹⁶ Assim, consideramos que ambos os indicadores medem, *inter alia*, o acesso à assistência médica.

Como estamos examinando os resultados no primeiro ano de vida, os coeficientes etários podem ser interpretados como efeitos de coorte e indicam que, entre as crianças brancas e negras, a utilização de assistência preventiva aumentou entre 1981 e 1985 (em relação a 1979), mas depois diminuiu. Entre as crianças brancas e hispânicas, houve aumento significativo no número de consultas médicas no primeiro ano durante a segunda metade dos anos 80. Isso indica que talvez tenha havido maior utilização do tratamento curativo do que do tratamento preventivo entre as crianças na segunda metade dos anos 80.

Resultados não apresentados aqui mostram que essa mudança parece ter-se concentrado no grupo de crianças que não são do Medicaid. Entre as crianças atendidas pelo Medicaid, o número de consultas médicas no primeiro ano aumentou ligeiramente em todos os anos de nascimento desde 1978, tendo chegado ao máximo no caso das crianças nascidas em meados dos anos 80. Desde então, porém, diminuiu o número de consultas em todos os três grupos étnicos.¹⁷ Não encontramos indício de variação no efeito do Medicaid sobre a assistência preventiva ao longo do tempo. A extensão da cobertura do Medicaid às mulheres pobres com renda acima do patamar de nivelamento do AFDC, tornada obrigatória pelo Congresso, teve início em 1986; isso aparentemente não resultou em maior acesso à assistência médica até 1988, ano em que finda o período de nossa amostra.

Os resultados da tabela 2 atestam várias mudanças de especificação. Calculamos *logits* para a probabilidade de receber assistência preventiva e *tobits* para o número de consultas por motivo de doença no primeiro ano. Elaboramos modelos que incluíam variáveis de indicador para cada estado em vez das características estaduais mostradas na tabela 2. Por fim, buscando reduzir a heterogeneidade do grupo não-pertencente ao Medicaid, construímos esses modelos usando apenas a subamostra dos que estavam na pobreza em 1979. Os resultados foram bastante semelhantes àqueles já mencionados, com uma exceção: as crianças cobertas pelo Medicaid deixaram de ter um número bem maior de consultas.

¹⁴ Incluem-se dois indicadores de renda: renda familiar permanente e uma variável simulada igual a 1 se a mulher estiver na amostra de pobreza em 1979. A renda mais baixa está negativamente associada a ambos os indicadores de assistência médica. Tais indicadores estão positivamente associados a renda *per capita* municipal mais elevada e domicílio no Nordeste (mais rico).

¹⁵ Entre as crianças brancas, em particular, a probabilidade de receber assistência preventiva no primeiro mês aumenta com a renda familiar real permanente, a série mais adiantada cursada pela mãe em 1988, sua pontuação no AFQT, a renda *per capita* do município de residência e domicílio no Nordeste. No caso das crianças negras, só o AFQT, a idade e o domicílio no Nordeste são estatisticamente significativos, enquanto para as hispânicas a renda permanente é mais importante que o AFQT. A probabilidade de receber assistência preventiva no primeiro mês está negativamente associada ao fato de a mãe estar na amostra de pobreza da NLSY em 1979. O número de consultas por motivo de doença tende a estar negativamente associado a inclusão na amostra de pobreza e positivamente associado a renda familiar real permanente, série mais adiantada cursada pela mãe em 1988 e sua pontuação em 1988 e sua pontuação no AFQT, mas só alguns desses coeficientes são estatisticamente significativos.

¹⁶ A associação positiva entre a instrução materna e os indicadores de morbidade infantil relatados foi assinalada por vários pesquisadores, se bem que principalmente no contexto de pesquisas feitas em países em desenvolvimento. Ver em Sindelar & Thomas (1991) um exemplo recente e outras citações.

¹⁷ A redução é grande em magnitude (0,8 para brancos e quase 2 para hispânicos) e considerável entre os hispânicos.

A tabela 3 examina mais detidamente o efeito da cobertura do Medicaid sobre o número de consultas por motivo de doença. Restringimos a amostra às crianças que tiveram pelo menos uma consulta no primeiro ano. As três primeiras colunas mostram que as estimativas feitas a partir dessa amostra reduzida são semelhantes às da tabela 2. As três últimas colunas mostram os resultados obtidos com o acréscimo de um termo de interação entre a cobertura do Medicaid e um indicador igual a 1 se a criança doente foi levada a um médico particular e não a uma clínica ou outro “serviço grupal”.

Tais estimativas mostram que, no caso das crianças brancas, o efeito positivo do Medicaid sobre o número de consultas restringiu-se àquelas que tinham condições de consultar-se com um médico particular mesmo estando cobertas pelo Medicaid. No caso de crianças negras, estima-se que a cobertura do Medicaid tenha um efeito negativo sobre o número de consultas, a não ser que a criança apresente condições de consultar-se com um médico particular, e nesse caso o efeito líquido da cobertura do Medicaid é positivo e de magnitude semelhante à do efeito para as crianças brancas.

Isso indica que as diferenças raciais na tabela 2 podem refletir diferenças no acesso aos serviços prestados por médicos particulares. Embora 34% das crianças brancas do Medicaid que tiveram uma consulta pudessem ir a um médico particular, somente 19% das crianças negras e 23% das crianças hispânicas tinham condições de fazer o mesmo. Existem também diferenças marcantes nos efeitos de coorte estimados nessas regressões condicionais. Por exemplo, supondo que haja consulta médica, as crianças brancas nascidas entre 1984 e 1987 têm o dobro de consultas das crianças nascidas antes delas.

Como já foi dito, os coeficientes de MQO da tabela 2 podem apresentar tendenciosidade por causa da omissão de outras variáveis importantes que estão correlacionadas com a cobertura do Medicaid e com dados inobservados sobre saúde e assistência médica infantis. Por exemplo, a tabela 1 mostrou que as crianças do Medicaid têm mais probabilidade de haver nascido de mães jovens e menos probabilidade de ter uma figura paterna em casa. Uma maneira de contornar o problema do viés das variáveis omitidas é simplesmente incluir todas as características observáveis da mãe e da criança. Na tabela 4, todas as variáveis descritas na tabela 1 estão incluídas nas regressões de MQO. Também estão incluídos indicadores iguais a 1 se a criança tiver nascido com menos de 2,5kg, se a criança for primogênita, se houver a presença de cônjuge ou companheiro no ano de nascimento, ou ainda se a mãe estiver empregada no ano de nascimento, bem como o número de crianças da família e a idade da mãe por ocasião do primeiro parto.

A inclusão dessas variáveis não altera as conclusões tiradas da tabela 2 no que diz respeito ao número de consultas médicas. Mas o Medicaid deixa de ter um efeito negativo sobre a probabilidade de uma criança negra ter recebido assistência preventiva a tempo. Os próprios coeficientes das covariantes adicionais indicam que os primogênitos brancos têm bem mais probabilidade de receber assistência preventiva, assim como as crianças brancas em cujo lar está presente a figura do cônjuge ou companheiro. As crianças hispânicas nascidas com insuficiência de peso e aquelas pertencentes a famílias grandes têm menos probabilidade de receber assistência preventiva. As crianças com maior número de irmãos também têm menos consultas médicas, como era de esperar, considerando que existe um *trade-off* entre “qualidade e quantidade” infantil (Becker & Lewis, 1974).

Tabela 3
Medicaid e nº de consultas por motivo de doença no 1º ano
Sob condição de ter havido pelo menos uma consulta

	(1) Brancos	(2) Negros	(3) Hispanicos	(4) Brancos	(5) Negros	(6) Hispanicos
Interseção	-0,933 (2,956)	0,709 (2,252)	-7,202 (4,334)	-1,360 (2,960)	0,744 (2,229)	-7,138 (4,336)
Medicaid no ano de nascimento	0,827 (0,362)	-0,304 (0,272)	0,508 (0,440)	0,404 (0,417)	-0,649 (0,285)	0,363 (0,475)
Medicaid	-	-	-	1,247 (0,612)	1,697 (0,460)	0,723 (0,882)
Características maternas:						
Renda permanente	0,437 (0,248)	0,022 (0,218)	0,351 (0,319)	0,476 (0,248)	0,044 (0,216)	0,362 (0,319)
Amostra de pobreza	-0,319 (0,255)	-0,367 (0,259)	-0,638 (0,386)	-0,311 (0,255)	-0,392 (0,257)	-0,625 (0,386)
Grau superior em 1988	-0,025 (0,075)	0,087 (0,086)	0,213 (0,103)	-0,021 (0,075)	0,100 (0,085)	0,210 (0,103)
Pontuação no AFQT	-0,003 (0,466)	-0,229 (0,504)	-1,268 (0,639)	-0,049 (0,466)	-0,257 (0,499)	-1,241 (0,640)
Residente em área urbana aos 14 anos	-0,001 (0,266)	-0,512 (0,307)	-0,278 (0,502)	-0,020 (0,266)	-0,552 (0,305)	-0,289 (0,502)
Características infantis:						
Sexo masculino	-0,333 (0,226)	0,082 (0,229)	-0,417 (0,321)	-0,322 (0,226)	0,066 (0,227)	-0,428 (0,321)
Idade em meses — 1988						
13-36	2,249 (0,431)	1,112 (0,456)	2,698 (0,648)	2,154 (0,433)	0,887 (0,456)	2,641 (0,652)
37-60	0,331 (0,380)	0,754 (0,363)	1,362 (0,548)	0,238 (0,383)	0,425 (0,370)	1,268 (0,560)
61-84	-0,410 (0,333)	0,191 (0,311)	0,603 (0,449)	-0,416 (0,333)	0,181 (0,308)	0,605 (0,449)
Características da comunidade:						
Renda <i>per capita</i> local	-0,090 (0,092)	0,253 (0,100)	0,152 (0,099)	-0,088 (0,092)	0,251 (0,099)	0,159 (0,099)
Médicos por mil hab. no estado	0,094 (0,398)	-0,597 (0,384)	-0,801 (0,606)	0,130 (0,398)	-0,540 (0,381)	-0,826 (0,607)
Leitos hosp. por mil hab. no estado	0,077 (0,176)	0,385 (0,186)	0,456 (0,394)	0,077 (0,176)	0,362 (0,184)	0,435 (0,395)
Taxa de mortalidade infantil estadual	0,027 (0,104)	-0,126 (0,086)	0,277 (0,176)	0,030 (0,104)	-0,128 (0,085)	0,275 (0,176)
Nordeste (1)	0,428 (0,474)	-0,215 (0,460)	0,638 (0,905)	0,438 (0,473)	-0,374 (0,458)	0,693 (0,907)
Sul (1)	0,637 (0,448)	0,593 (0,691)	1,749 (0,939)	0,646 (0,447)	0,207 (0,692)	1,733 (0,939)
Oeste (1)	0,418 (0,325)	-0,336 (0,370)	0,249 (0,675)	0,417 (0,325)	-0,433 (0,367)	0,279 (0,676)
Raiz quadrada	0,053	0,058	0,067	0,056	0,078	0,068
Nº de observações	1.418	649	507	1.418	649	507

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 4
Medicaid e assistência médica no 1º ano
Mínimos quadrados ordinários incluindo variáveis endógenas

	Recebeu assistência preventiva no 1º mês			Nº de consultas por motivo de doença no 1º ano		
	(1) Branços	(2) Negros	(3) Hispanícos	(4) Branços	(5) Negros	(6) Hispanícos
Interseção	-0,483 (0,268)	-0,259 (0,284)	-0,617 (0,476)	1,650 (2,164)	-0,235 (1,404)	-3,313 (3,128)
Medicaid no ano de nascimento	-0,001 (0,034)	-0,047 (0,033)	0,051 (0,051)	0,661 (0,273)	-0,011 (0,166)	0,309 (0,340)
Características maternas:						
Nº de filhos	-0,018 (0,016)	-0,022 (0,020)	-0,040 (0,023)	-0,520 (0,127)	-0,219 (0,099)	-0,213 (0,154)
Idade no 1º parto	-0,001 (0,005)	0,004 (0,007)	-0,007 (0,008)	-0,053 (0,043)	-0,032 (0,036)	0,034 (0,055)
Cônjuge/parceiro presente no ano de nascimento	0,053 (0,031)	-0,018 (0,034)	-0,004 (0,046)	-0,134 (0,246)	-0,105 (0,170)	0,094 (0,302)
Empregada no ano de nascimento	-0,024 (0,022)	0,058 (0,034)	-0,049 (0,040)	0,056 (0,181)	-0,037 (0,167)	0,194 (0,265)
Renda permanente	0,044 (0,024)	0,004 (0,028)	0,108 (0,038)	0,336 (0,192)	0,213 (0,137)	-0,131 (0,255)
Amostra de pobreza	-0,048 (0,023)	-0,033 (0,031)	0,033 (0,042)	-0,213 (0,185)	-0,133 (0,151)	-0,420 (0,274)
Grau superior em 1988	0,014 (0,007)	0,006 (0,011)	0,014 (0,012)	0,039 (0,060)	0,055 (0,053)	0,132 (0,078)
Pontuação no AFQT	0,181 (0,041)	0,203 (0,060)	0,002 (0,071)	0,065 (0,327)	-0,350 (0,299)	-0,065 (0,469)
Residente em área urbana aos 14 anos	0,018 (0,023)	0,019 (0,036)	-0,001 (0,053)	0,067 (0,189)	-0,089 (0,178)	-0,547 (0,356)
Características infantis:						
Sexo masculino	0,022 (0,020)	0,024 (0,027)	-0,066 (0,034)	-0,264 (0,162)	0,006 (0,135)	-0,344 (0,223)
Primogênito	0,055 (0,030)	0,003 (0,040)	-0,005 (0,050)	-0,691 (0,244)	-0,294 (0,201)	-0,340 (0,332)
Pouco peso ao nascer	-0,036 (0,039)	-0,019 (0,043)	-0,136 (0,062)	0,500 (0,315)	0,014 (0,215)	0,154 (0,404)
Idade em meses — 1988						
13-36	0,127 (0,045)	0,111 (0,058)	0,100 (0,078)	1,316 (0,365)	0,275 (0,287)	1,101 (0,518)
37-60	0,156 (0,036)	0,137 (0,046)	0,170 (0,065)	-0,198 (0,292)	0,399 (0,228)	0,588 (0,427)
61-84	0,101 (0,031)	0,094 (0,039)	0,053 (0,051)	-0,280 (0,250)	0,239 (0,194)	0,322 (0,335)

(Continua)

(Continuação)

	Recebeu assistência preventiva no 1º mês			Nº de consultas por motivo de doença no 1º ano		
	(1) Brancos	(2) Negros	(3) Hispânicos	(4) Brancos	(5) Negros	(6) Hispânicos
Características da comunidade:						
Renda <i>per capita</i> local	0,016 (0,008)	0,015 (0,012)	0,001 (0,010)	-0,022 (0,067)	0,120 (0,059)	0,028 (0,069)
Médicos por mil hab. no estado	-0,003 (0,035)	-0,078 (0,043)	0,058 (0,067)	-0,002 (0,280)	-0,101 (0,213)	-0,024 (0,448)
Leitos hosp. por mil hab. no estado	0,018 (0,016)	0,030 (0,021)	0,058 (0,041)	-0,081 (0,126)	0,037 (0,103)	0,477 (0,273)
Taxa de mortalidade infantil estadual	-0,011 (0,009)	0,009 (0,010)	-0,033 (0,019)	-0,076 (0,076)	-0,055 (0,050)	0,147 (0,127)
Nordeste	0,107 (0,041)	0,103 (0,054)	0,185 (0,093)	0,524 (0,333)	0,102 (0,265)	-0,140 (0,618)
Sul	0,016 (0,039)	0,100 (0,081)	0,087 (0,100)	0,102 (0,313)	0,408 (0,401)	1,262 (0,656)
Oeste	0,021 (0,029)	0,028 (0,043)	0,078 (0,071)	0,597 (0,236)	0,110 (0,211)	0,431 (0,465)
Raiz quadrada	0,099	0,058	0,085	0,037	0,020	0,037
Nº de observações	2.261	1.298	847	2.224	1.273	833

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tais resultados devem ser interpretados com cautela, pois o fato de a criança ser ou não primogênita e apresentar ou não insuficiência de peso ao nascer pode refletir o mesmo processo de decisão por parte da mãe quanto à prestação ou não de assistência preventiva ao bebê. Por exemplo, a mãe que prefere ter muitos filhos dispõe de menos recursos por criança e talvez tenha menos probabilidade de obter assistência pré-natal ou assistência preventiva para o bebê. Argumentações semelhantes podem ser feitas com relação ao caráter endógeno de fatores como idade por ocasião do primeiro parto, existência de cônjuge ou companheiro e situação relativa a emprego. E os resultados da tabela 4 ainda podem estar prejudicados pelo viés de variáveis omitidas e pela seletividade, visto que, entre outras coisas, omitem quaisquer indicadores da atual “sanidade” da criança.

Outra maneira de contornar os virtuais problemas causados pelo viés de variáveis omitidas e pela seletividade é usar variáveis instrumentais para expurgar os elementos comuns na utilização do Medicaid e as características de saúde inobservadas, e, em (1). À feição de vários estudos recentes da literatura econômica, consideramos a variação local e estadual na abrangência do programa Medicaid como “experimento natural”, e observamos como as mães reagem aos diferentes tratamentos. Usamos as variáveis locais e estaduais como instrumentos para a participação materna no programa Medicaid.

No âmbito local, os instrumentos incluem pagamentos *per capita* do AFDC e pagamentos *per capita* do Medicaid. No âmbito estadual, incluímos o número de beneficiários do AFDC por mil residentes no estado; o número de beneficiários do Medicaid por mil residentes no estado; o valor dos pagamentos do Medicaid por mil residentes no estado; a parcela

dos pagamentos estaduais do Medicaid que é feita a dependentes menores de 21 anos de idade; a porção de beneficiários estaduais do Medicaid que são dependentes menores de 21 anos; e o limite de renda para participação de gestantes e crianças no programa Medicaid.¹⁸ Todas essas variáveis são mensuradas no ano de nascimento.

A tabela 2 do anexo mostra regressões de primeiro estágio da probabilidade de ser coberto pelo Medicaid nas covariantes exógenas (incluídas na tabela 2), juntamente com esses instrumentos. Em todos os casos, explicamos mais de 1/4 da variação na cobertura do Medicaid. Individual e conjuntamente, parece que as características do programa local e estadual são significativos previsores da cobertura entre hispânicos e brancos, mas não para os negros, uma vez verificadas as características individuais.¹⁹

A tabela 5 mostra as estimativas de mínimos quadrados de dois estágios (MQDE) correspondentes às da tabela 2. Os testes qui-quadrado das restrições de supra-identificação mostrados na tabela indicam que não se pode descartá-las no nível de 95% de confiança. As estimativas de MQDE são muito menos precisas do que as estimativas de MQO. Em muitos casos, as estimativas pontuais também diferem consideravelmente.

As estimativas de MQDE indicam que as diferenças entre brancos e negros nos efeitos da cobertura do Medicaid constantes da tabela 2 refletem características maternas inobservadas ou seletividade no programa. Comparando-se essas diferenças, parece que as crianças negras e brancas cobertas pelo Medicaid deixam de ter mais probabilidade de receberem assistência preventiva ou de serem levadas ao médico por motivo de doença do que as crianças sem cobertura em situação semelhante. As crianças hispânicas cobertas pelo Medicaid têm talvez mais probabilidade de receberem assistência preventiva do que as crianças sem cobertura em situação semelhante.

Todavia, os testes de Wu-Hausman indicam que não se pode descartar a hipótese de que a cobertura do Medicaid seja de fato exógena, e nesse caso não há razões de ordem estatística para preferir as estimativas de MQDE às de MQO.²⁰ É sabido que os testes de Hausman podem vacilar, e o resultado que apuramos não chega a surpreender, tendo em vista a imprecisão das estimativas de MQDE. Nelson & Startz (1990) demonstram que, no caso bidimensional, a “cura” dos MQDE para o viés da “endogeneidade” pode ser pior que a doença, quando é pequena a correlação entre o instrumento e o regressor endógeno. Ainda não se encontraram resultados análogos para o modelo linear, multidimensional.

¹⁸ De 1979 a 1981, o limite de renda iguala o patamar de nivelamento do AFDC. De 1982 a 1986, iguala o patamar máximo do AFDC e o nível de renda do Medically Needy, se o estado tiver esse programa. Depois de 1986, o limite varia conforme o estado tenha ou não um programa Medically Needy e conforme o estado tenha ou não adotado aumentos opcionais da cobertura (Commerce Clearing House, 1987; U.S. Health Care Financing Administration, 1986, 1988).

¹⁹ Essas covariantes mostram que as famílias de baixa renda e as mães que dispõem de menos capital humano têm mais probabilidades de estar no Medicaid. Há também uma nítida tendência nos efeitos de coorte: a probabilidade de as crianças nascidas no final dos anos 80 serem cobertas pelo Medicaid é cerca de 10% maior do que a das crianças nascidas 10 anos antes.

²⁰ Por exemplo, nas regressões de assistência preventiva, as estatísticas do teste de Wu-Hausman (juntando todas as covariantes) são 0,8, 0,3 e 2,7 para brancos, negros e hispânicos, respectivamente. Elas se distribuem como um χ^2 com 17 graus de liberdade. No caso das regressões do número de consultas, os χ^2 são 0,1, 1,0 e 0,1. As estatísticas t da diferença no efeito estimado do Medicaid sobre as regressões de MQO e MQDE são todas reduzidas. Somente no caso da regressão de assistência preventiva para hispânicos é que essa diferença se torna quase significativa: $t = 1,65$.

Tabela 5
Medicaid e assistência médica no 1º ano
Mínimos quadrados de dois estágios

	Recebeu assistência preventiva no 1º mês			Nº de consultas por motivo de doença no 1º ano		
	(1) Brancos	(2) Negros	(3) Hispanícos	(4) Brancos	(5) Negros	(6) Hispanícos
Interseção	-0,992 (0,692)	-1,231 (1,652)	-1,907 (0,921)	3,220 (5,373)	-8,617 (8,408)	-5,171 (5,501)
Medicaid no ano de nascimento	0,204 (0,256)	0,198 (0,485)	0,462 (0,253)	-0,165 (1,997)	2,375 (2,437)	0,411 (1,536)
Características maternas:						
Renda permanente	0,099 (0,063)	0,077 (0,127)	0,219 (0,085)	-0,004 (0,493)	0,746 (0,645)	-0,033 (0,510)
Amostra de pobreza	-0,057 (0,025)	-0,038 (0,031)	0,008 (0,043)	-0,162 (0,203)	-0,168 (0,167)	-0,553 (0,270)
Grau superior em 1988	0,019 (0,007)	0,020 (0,019)	0,006 (0,011)	0,016 (0,053)	0,122 (0,097)	0,131 (0,071)
Pontuação no AFQT	0,196 (0,047)	0,195 (0,068)	0,027 (0,072)	0,152 (0,370)	-0,393 (0,357)	-0,052 (0,447)
Residente em área urbana aos 14 anos	0,010 (0,026)	0,003 (0,045)	-0,024 (0,059)	0,047 (0,204)	-0,296 (0,236)	-0,474 (0,375)
Características infantis:						
Sexo masculino	0,018 (0,020)	0,024 (0,029)	-0,077 (0,036)	-0,260 (0,161)	0,057 (0,151)	-0,344 (0,225)
Idade em meses — 1988						
13-36	0,094 (0,045)	0,125 (0,075)	0,044 (0,083)	0,781 (0,352)	0,434 (0,405)	1,395 (0,530)
37-60	0,153 (0,039)	0,147 (0,044)	0,146 (0,066)	-0,327 (0,307)	0,355 (0,239)	0,756 (0,409)
61-84	0,104 (0,032)	0,083 (0,041)	0,040 (0,052)	-0,362 (0,250)	0,101 (0,219)	0,366 (0,327)
Características da comunidade:						
Renda <i>per capita</i> local	0,013 (0,008)	0,017 (0,012)	-0,006 (0,011)	-0,033 (0,065)	0,145 (0,064)	0,024 (0,069)
Médicos por mil hab. no estado	-0,007 (0,036)	-0,073 (0,043)	-0,021 (0,086)	0,060 (0,234)	-0,247 (0,232)	-0,182 (0,553)
Leitos hosp. por mil hab. no estado	0,004 (0,016)	0,029 (0,021)	0,061 (0,047)	-0,133 (0,128)	0,158 (0,116)	0,580 (0,295)
Taxa de mortalidade infantil estadual	-0,008 (0,010)	0,014 (0,011)	-0,011 (0,021)	-0,046 (0,077)	-0,053 (0,059)	0,222 (0,130)
Nordeste	0,134 (0,047)	0,184 (0,159)	0,270 (0,103)	0,509 (0,373)	0,746 (0,900)	0,220 (0,641)
Sul	0,027 (0,039)	0,148 (0,110)	0,199 (0,120)	0,106 (0,312)	0,916 (0,577)	1,821 (0,745)
Oeste	0,044 (0,043)	0,119 (0,166)	0,154 (0,086)	0,441 (0,335)	0,840 (0,840)	0,573 (0,518)
Teste χ^2	4,624	8,094	4,205	6,815	2,646	3,312
Raiz quadrada	0,086	0,046	0,065	0,022	0,014	0,034
Nº de observações	2.312	1.349	841	2.272	1.323	828

Notas: Erros-padrão entre parênteses. O valor crítico de χ^2 para 95% do tamanho do teste é 14,07.

Adotamos portanto uma outra estratégia estimatória. Como vimos, um terceiro método para verificar as características maternas observadas e inobservadas (mas não as características inobservadas da criança), baseado em outras hipóteses de identificação que não as dos MQDE, é comparar os irmãos nos casos em que um deles tinha cobertura do Medicaid e o outro não. A tabela 6 mostra os resultados desse experimento.

Tabela 6
Diferenças na assistência médica a irmãos em seu 1º ano

	Ganhou Medicaid entre os partos	Perdeu Medicaid entre os partos	Nenhuma mudança entre os partos
A: Estatísticas descritivas			
Well baby care			
% ganharam	17,58	25,35	19,45
% perderam	20,63	14,55	19,04
Consultas por motivo de doença			
% aumentando	31,28	32,53	32,16
% diminuindo	37,89	35,54	36,58
Mãe — emprego			
% ganharam	8,81	27,71	13,31
% perderam	13,22	3,61	13,20
Mãe — cônjuge			
% ganharam	15,86	43,98	20,58
% perderam	11,89	3,01	3,30
% das obs. envolvendo primogênito	63,00	64,46	62,92
Variação média na renda*	-543	4.645	1.716
	(3.449)	(5.991)	(4.231)
Nº de observações	227	166	1.716
B: Resultados de MQO para variação no número de consultas por motivo de doença no 1º ano (irmão menor menos irmão maior)			
Interseção	0,499	0,400	
	(0,111)	(0,186)	
Ganharam Medicaid	-0,504	-0,478	
	(0,339)	(0,352)	
Perderam Medicaid	-0,730	-0,748	
	(0,379)	(0,396)	
Variação na renda		0,053	
		(0,024)	
Diferença envolve primogênito		0,053	
		(0,213)	
Ganharam cônjuge ou parceiro		-0,438	
		(0,257)	
Perderam cônjuge ou parceiro		0,456	
		(0,521)	
Ganharam emprego		0,075	
		(0,302)	
Perderam emprego		0,018	
		(0,307)	
Raiz quadrada	0,003	0,007	
Nº de observações	2.027	1.949	

(Continua)

(Continuação)

C: Logits condicionais para a probabilidade de receber assistência preventiva no 1º mês

Medicaid	-0,293 (0,185)	-0,470 (0,209)
Sexo masculino	0,106 (0,103)	0,042 (0,112)
Renda familiar**	--	0,191 (0,171)
Cônjuge presente	--	0,094 (0,166)
Empregado	--	-0,062 (0,151)
Probabilidade log	-484,85	-425,59
Nº de crianças	1.881	1.553

D: Probabilidades simuladas $(1/(1 + \exp(-a - bx)))^+$

$a = 0$

Medicaid = 1	0,427	0,385
Medicaid = 0	0,500	0,500

$a = 1$

Medicaid = 1	0,670	0,629
Medicaid = 0	0,731	0,731

$a = -1$

Medicaid = 1	0,215	0,187
Medicaid = 0	0,269	0,269
Medicaid = 0, Empregado = 1	--	0,219

Notas: * Renda média real familiar no ano do parto, no ano anterior ao parto e no ano posterior. Erros-padrão entre parênteses; ** Renda média no ano anterior ao nascimento, no ano do nascimento e no ano posterior ao nascimento de cada criança; + zerados: sexo masculino, renda familiar, cônjuge presente e empregado.

O quadro A mostra os percentuais dos que “ganharam” ou “perderam” assistência preventiva (Well baby care), consultas por motivo de doença, empregos ou cônjuges, e as variações na renda conforme a variação na cobertura do Medicaid entre os partos. Levam-se em conta todas as diferenças entre uma criança menor e uma criança maior. As mães que ganharam cobertura do Medicaid entre os partos tinham menos probabilidade de levar o segundo filho ao Well baby care. Mas as mães que perderam a cobertura do Medicaid entre os partos

apresentam pouca diferença em relação às que não sofreram alteração na cobertura do Medicaid.

O quadro B da tabela 6 mostra as estimativas de mínimos quadrados ordinários sobre as diferenças entre irmãos quanto ao número de consultas médicas, dadas as mudanças na cobertura do Medicaid. As estimativas indicam que, em relação aos seus irmãos cobertos pelo Medicaid, as crianças que perderam o seguro do programa tiveram menos consultas por motivo de doença. Como as mudanças na cobertura do Medicaid estão relacionadas com mudanças na renda, no emprego e na composição familiar, incluímos esses fatores na segunda coluna do quadro B; o resultado fica basicamente inalterado.

A primeira diferenciação não é uma maneira apropriada de verificar os efeitos fixos quando a variável dependente é dicotômica. Por isso, construímos modelos de efeitos fixos da probabilidade de receber assistência preventiva usando o modelo *logit* condicional de Chamberlain (Chamberlain, 1980). As estimativas estão no quadro C da tabela 6. A tabela mostra que, incluindo ou não as mudanças na renda, no emprego e no estado civil, a cobertura do Medicaid está relacionada com uma diminuição da probabilidade de a criança ter recebido assistência preventiva a tempo.

A probabilidade de receber assistência preventiva depende do efeito fixo materno, mas o modelo *logit* condicional só produz estimativas das declividades e não das interseções maternas específicas. Assim, para avaliar a alteração na probabilidade de receber assistência preventiva havendo alteração na cobertura do Medicaid, estimamos probabilidades atribuindo vários valores aos efeitos fixos. As estimativas estão no quadro D da tabela 6. O cotejo das estimativas com e sem Medicaid mostra que a cobertura do programa faz diminuir de 5 a 12% a probabilidade de obter assistência.

Resultados para crianças maiores

As estimativas de mínimos quadrados ordinários sobre a probabilidade de uma criança ter-se submetido a um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses e sobre o número de casos que requereram cuidados médicos nos últimos 12 meses estão na tabela 7 e referem-se a crianças de 13 a 36 meses de idade. Reuniram-se as observações das pesquisas de 1986 e 1988 a fim de aumentar o tamanho da amostra. Tais regressões incluem variáveis simuladas para a cobertura do Medicaid e também para a cobertura do seguro privado. Exclui-se a categoria sem seguro.

A tabela 7 mostra que a cobertura do Medicaid aumenta a probabilidade de uma criança negra ter-se submetido a um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses. Não conseguimos encontrar qualquer diferença significativa entre cobertura de seguro de saúde privado e não-cobertura. Tal resultado provavelmente reflete o fato de que muitos planos de saúde privados não cobrem a assistência preventiva pediátrica (Mitchell & Schurman, 1984).²¹ Entre brancos e hispânicos, o grau mais elevado de instrução da mãe faz aumentar a probabilidade de uma criança ter-se submetido a um *check-up* nos últimos seis meses. As crianças negras têm menos probabilidade de terem feito um *check-up* quando residem num estado do Oeste.

²¹ É de esperar que se chegue a resultado semelhante para o Well baby care, caso pudéssemos examinar o efeito da cobertura do seguro privado. Relatório do Instituto Alan Guttmacher mostra que, numa pesquisa feita em 1987 com grandes seguradoras, entre as quais a Blue Cross/Blue Shield, somente 50% cobriam os serviços rotineiros do Well baby care (AGI, 1988).

Tabela 7
Medicaid, seguro de saúde e assistência médica
Crianças de 13 a 36 meses em 1986 ou 1988: mínimos quadrados ordinários

Variável dependente	Consulta rotineira nos últimos 6 meses			Nº de casos que requereram cuidados médicos nos últimos 12 meses		
	(1) Branços	(2) Negros	(3) Hispânicos	(4) Branços	(5) Negros	(6) Hispânicos
Interseção	0,154 (0,306)	0,315 (0,316)	0,160 (0,577)	0,712 (2,327)	-4,659 (1,745)	-4,073 (3,531)
Medicaid	0,046 (0,045)	0,124 (0,051)	0,046 (0,066)	0,622 (0,342)	0,128 (0,279)	-0,214 (0,401)
Seguro de saúde privado	0,011 (0,035)	0,036 (0,046)	0,064 (0,053)	0,552 (0,266)	-0,121 (0,252)	0,239 (0,325)
Características infantis:						
Sexo masculino	-0,007 (0,025)	0,025 (0,034)	0,037 (0,044)	-0,470 (0,190)	0,071 (0,188)	-0,047 (0,268)
Características maternas:						
Renda permanente	0,015 (0,029)	0,041 (0,032)	0,006 (0,048)	0,298 (0,220)	0,491 (0,175)	-0,258 (0,296)
Amostra de pobreza	-0,018 (0,029)	-0,026 (0,039)	-0,043 (0,053)	-0,155 (0,217)	-0,495 (0,215)	-0,710 (0,324)
Grau superior em 1988	0,019 (0,008)	0,009 (0,013)	0,023 (0,013)	0,080 (0,060)	0,070 (0,070)	0,030 (0,080)
Pontuação no AFQT	0,014 (0,050)	-0,044 (0,078)	-0,143 (0,089)	0,514 (0,378)	0,680 (0,429)	0,390 (0,543)
Residente em área urbana aos 14 anos	0,027 (0,030)	-0,010 (0,043)	-0,068 (0,074)	-0,007 (0,228)	0,082 (0,239)	0,743 (0,451)
Características da comunidade:						
Renda per capita	-0,002 (0,009)	0,010 (0,013)	0,004 (0,012)	0,008 (0,067)	0,096 (0,072)	-0,034 (0,071)
Médicos por mil	0,057 (0,044)	-0,002 (0,051)	0,037 (0,106)	-0,660 (0,332)	-0,431 (0,280)	-0,226 (0,646)
Leitos hosp. por mil	0,008 (0,020)	0,017 (0,026)	0,042 (0,061)	-0,023 (0,155)	0,171 (0,143)	0,783 (0,376)
Taxa de mortalidade infantil	0,007 (0,012)	-0,008 (0,014)	0,015 (0,033)	-0,226 (0,091)	-0,072 (0,077)	0,306 (0,204)
Ano da amostra 1986	-0,015 (0,027)	-0,012 (0,035)	-0,024 (0,047)	0,565 (0,204)	0,063 (0,195)	-0,516 (0,288)
Nordeste	0,081 (0,053)	0,020 (0,067)	0,075 (0,156)	0,241 (0,403)	-0,092 (0,369)	0,135 (0,955)
Sul	-0,010 (0,047)	-0,064 (0,100)	0,009 (0,116)	0,162 (0,357)	0,102 (0,550)	1,924 (0,711)
Oeste	-0,001 (0,035)	-0,113 (0,052)	-0,089 (0,092)	0,330 (0,269)	0,369 (0,290)	0,625 (0,563)
Raiz quadrada	0,032	0,056	0,067	0,041	0,063	0,063
Nº de observações	1.113	549	386	1.113	549	386

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Quanto ao número de casos que requerem cuidados médicos, as crianças brancas com cobertura do Medicaid ou de seguro privado têm meia consulta a mais do que as crianças sem cobertura. Os coeficientes estimados de renda permanente, o fato de a mãe estar incluída na amostra de pobreza, o grau mais elevado de instrução da mãe, tudo isso indica, como já foi dito, que o número relatado de casos que requerem cuidados médicos está positivamente associado à condição sócio-econômica.

Tendo em vista os efeitos de coorte mencionados na seção anterior, a tabela 8 mostra os coeficientes estimados de cobertura do Medicaid e de seguro privado, a partir de regressões de mínimos quadrados ordinários, para quatro grupos etários. As regressões em que se baseiam essas estimativas são essencialmente as mesmas da tabela 7.

O maior impacto da cobertura do Medicaid se verifica entre as crianças de 36 a 60 meses de idade. A probabilidade de elas terem feito um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses é 15% maior quando existe cobertura do Medicaid. Novamente, os coeficientes relativos à cobertura do seguro privado não diferem significativamente de zero, em termos estatísticos, o que indica não haver diferença entre o grupo que tem seguro privado e o grupo que não tem seguro. No caso de crianças brancas, porém, a cobertura do Medicaid e a cobertura do seguro privado estão ambas associadas a um aumento do número relatado de casos que requerem cuidados médicos, em relação ao grupo de controle dos não-segurados.

Em se tratando de crianças em idade escolar, constatamos que a cobertura do Medicaid ou do seguro privado exerce pouco efeito sobre a probabilidade de ter havido *check-up* rotineiro ou sobre o número de casos que requerem cuidados médicos. A única exceção é um efeito estatisticamente significativo da cobertura do Medicaid sobre a probabilidade de crianças negras com mais de 84 meses de idade terem feito um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses.

Elaboramos também modelos semelhantes aos apresentados na tabela 4, nos quais constavam a idade da mãe por ocasião do primeiro parto, se o filho era ou não primogênito e indicadores de emprego e estado civil. Em vez do peso ao nascer, incluímos um indicador igual a 1 quando a criança apresentava incapacitação. Os resultados desses exercícios foram semelhantes aos da tabela 4, na medida em que algumas covariantes novas eram estatisticamente significativas,²² mas os coeficientes das variáveis importantes pouco se alteraram.

O quadro B da tabela 8 mostra coeficientes estimados de cobertura do Medicaid e de seguro privado, a partir de regressões de mínimos quadrados de dois estágios, semelhantes aos da tabela 7. Os instrumentos de identificação são os mesmos já relacionados, só que foram medidos em 1986 e não no ano de nascimento.²³ A tabela 3 do anexo mostra testes-F para a hipótese nula de que os instrumentos adicionais carecem de força explicativa.

Os instrumentos têm considerável força explicativa no que se refere à cobertura do Medicaid para todos os grupos, exceto crianças hispânicas de 36 a 84 meses de idade. Já os indicadores de abrangência do programa Medicaid são menos satisfatórios como instrumentos para a cobertura do seguro privado. Em termos estatísticos, eles são importantes prognosticadores da cobertura para crianças negras e hispânicas da maioria dos grupos etários, mas não prognosticam a cobertura para crianças brancas, exceto no grupo etário acima de sete anos. Por isso construímos também os modelos descritos mais adiante sem verificar o seguro privado. Os resultados referentes à cobertura do Medicaid não se modificaram substancialmente.

²² Em particular, as estimativas indicaram que as crianças com alguma incapacitação recebem mais cuidados médicos.

²³ Na prática, faz pouca diferença medir essas variáveis em 1986 ou 1988, mas a inclusão de medidas em mais de um ponto no tempo resulta em colinearidade nas regressões de primeiro estágio.

Tabela 8
Coeficientes de cobertura do Medicaid e do seguro de saúde

Variáveis dependentes	Check-up rotineiro nos últimos 6 meses			Nº de casos que requereram cuidados médicos		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brancos	Negros	Hispanicos	Brancos	Negros	Hispanicos
A: A partir de regressões de MQO						
Idade: 13-36 meses						
Medicaid	0,059 (0,045)	0,105 (0,050)	0,039 (0,065)	0,621 (0,342)	0,095 (0,281)	-0,187 (0,401)
Seguro privado	0,020 (0,035)	0,044 (0,046)	0,059 (0,053)	0,550 (0,267)	-0,151 (0,255)	0,249 (0,326)
Nº de observações	1.103	542	384	1.108	545	386
Idade: 37-60 meses						
Medicaid	0,151 (0,047)	0,135 (0,055)	0,149 (0,067)	0,601 (0,202)	0,124 (0,148)	0,051 (0,263)
Seguro privado	0,023 (0,039)	-0,015 (0,052)	0,004 (0,059)	0,414 (0,170)	0,097 (0,139)	0,237 (0,230)
Nº de observações	1.160	628	448	1.164	633	386
Idade: 61-84 meses						
Medicaid	0,059 (0,052)	0,072 (0,054)	0,118 (0,070)	0,052 (0,191)	-0,047 (0,137)	0,119 (0,239)
Seguro privado	0,048 (0,044)	0,050 (0,051)	0,106 (0,066)	0,128 (0,161)	0,062 (0,129)	0,154 (0,224)
Nº de observações	963	632	394	970	635	398
Idade: + 84 meses						
Medicaid	0,047 (0,056)	0,190 (0,057)	0,105 (0,081)	0,117 (0,229)	0,176 (0,127)	-0,197 (0,275)
Seguro privado	0,089 (0,047)	0,033 (0,058)	0,079 (0,075)	-0,019 (0,192)	-0,030 (0,128)	0,196 (0,256)
Nº de observações	722	527	265	731	532	398
B: A partir de regressões de mínimos quadrados de dois estágios						
Idade: 13-36 meses						
Medicaid	-0,205 (0,230)	-0,041 (0,244)	-0,081 (0,265)	-0,409 (2,447)	1,348 (1,758)	3,112 (2,416)
Seguro privado	0,122 (0,323)	0,090 (0,235)	0,136 (0,220)	3,251 (3,445)	-0,179 (1,689)	1,059 (2,009)
Nº de observações	1.078	548	356	1.078	548	356
Qui-quadrado	9,70	3,29	9,26	6,47	4,38	0,71
Idade: 37-60 meses						
Medicaid	-0,115 (0,331)	-0,898 (0,339)	0,004 (0,497)	-0,585 (1,858)	-1,429 (0,996)	1,761 (2,644)
Seguro privado	-0,704 (0,407)	-0,453 (0,383)	-0,337 (0,362)	-2,667 (2,286)	-1,327 (1,125)	1,464 (1,926)
Nº de observações	1.038	638	424	1.138	638	424
Qui-quadrado	4,55	3,19	1,27	4,55	0,64	8,06
Idade: 61-84 meses						
Medicaid	-0,180 (0,292)	0,043 (0,442)	-0,913 (0,787)	-0,014 (1,379)	0,177 (1,513)	-2,487 (3,155)
Seguro privado	0,380 (0,331)	-0,036 (0,423)	0,150 (0,277)	0,614 (1,562)	0,269 (1,448)	0,521 (1,109)
Nº de observações	947	636	372	947	636	372
Qui-quadrado	5,68	3,82	2,98	6,63	1,91	2,98
Idade: + 84 meses						
Medicaid	-0,048 (0,146)	0,189 (0,164)	0,380 (0,187)	-2,584 (2,401)	-0,650 (1,070)	-0,932 (1,346)
Seguro privado	-0,040 (0,128)	0,337 (0,229)	0,281 (0,180)	-2,079 (2,608)	0,351 (1,496)	-0,035 (1,296)
Nº de observações	961	805	345	981	805	345
Qui-quadrado	6,87	1,61	1,38	6,87	2,42	1,38

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Qui-quadrado é estatístico para o teste das restrições de supra-identificação. O valor crítico é 14,07 no nível de confiança de 95%.

Constatamos novamente que as estimativas de MQDE são imprecisas em relação às estimativas de MQO, e que certas estimativas pontuais diferem substancialmente. Somente dois dos 48 coeficientes são importantes, e num caso a inferência se inverte (de um efeito positivo para um efeito negativo do Medicaid sobre crianças negras de três a cinco anos).

As estimativas de efeitos fixos constantes da tabela 9 exploram o fato de que as mesmas crianças foram arroladas na NLSCM de 1986 e de 1988, o que possibilita examinar a relação entre mudanças na assistência médica prestada a uma criança e mudanças na cobertura do seguro de saúde dessa mesma criança. Elas diferem das estimativas da tabela 6, na medida em que agora podemos verificar as características fixas infantis observáveis e inobserváveis, bem como as características maternas.

O quadro A da tabela 9 mostra as mudanças na percentagem de crianças nas várias categorias, conforme as mudanças na cobertura do Medicaid e do seguro privado. As que ganharam cobertura do Medicaid eram também as que tinham mais probabilidade de terem “ganho” um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses. Em geral, é mais provável as crianças terem “perdido”, e não “ganho”, um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses, donde se infere que elas têm menos consultas rotineiras à medida que vão crescendo. As que perderam cobertura do Medicaid atestam uma redução no número de casos que requereram tratamento médico nos últimos 12 meses. Não existem diferenças óbvias no que diz respeito a mudanças na cobertura do seguro de saúde privado. Como era de esperar, o quadro A mostra também que as crianças que ganharam cobertura do Medicaid tinham mais probabilidade de terem mães que haviam perdido o emprego ou o marido e vice-versa.

O quadro B mostra as estimativas de mínimos quadrados ordinários sobre a variação no número de casos que requereram tratamento médico entre 1988 e 1986, dadas as mudanças na cobertura da criança. As estimativas indicam que, verificando-se ou não as variações na renda, no emprego e no estado civil maternos, a perda de cobertura do Medicaid está ligada a uma redução do número relatado de casos que exigem tratamento médico. Além disso, a redução não difere estatisticamente da redução do número relatado de casos que acompanha a perda de cobertura de seguro privado. Quando não se verificam a renda, o emprego e o estado civil maternos, estima-se que o fato de ganhar cobertura de seguro privado faz aumentar o número de casos que requerem cuidados médicos.

Em geral, os resultados são, pois, coerentes com a afirmação de que o número relatado de casos que exigem tratamento é um indicador do acesso à assistência médica, e de que os filhos de mães que perdem a cobertura do Medicaid perdem também acesso. Contudo, constatamos igualmente que a perda da figura paterna na família está associada a um aumento no número relatado de casos que exigem cuidados médicos. Tal resultado é coerente com vários estudos demográficos nos quais se sugere que a separação dos pais está associada a piores condições de saúde dos filhos (ver, por exemplo, Mauldon, 1990).

O quadro C apresenta modelos de efeitos fixos referentes à probabilidade de ter havido um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses e para os quais se utilizou o *logit* condicional de Chamberlain. As estimativas indicam que a cobertura do Medicaid está associada a uma probabilidade maior de ter havido um *check-up*, ao passo que a cobertura do seguro privado não tem qualquer efeito estatisticamente relevante. As estimativas da segunda coluna indicam que, quando as mães têm emprego, diminui a probabilidade de seus filhos terem-se submetido a um *check-up* rotineiro.

Tabela 9
Mudanças na cobertura médica para uma mesma criança

	Medicaid			Seguro de saúde privado		
	Ganhou	Perdeu	Sem mudança	Ganhou	Perdeu	Sem mudança
A: Estatísticas descritivas						
<i>Check-up</i> rotineiro nos últimos						
6 meses						
% ganharam	20,18	15,08	17,39	15,07	14,88	15,30
% perderam	26,91	25,93	26,43	27,20	25,89	26,89
Nº de consultas por motivo de doença nos últimos						
12 meses						
% aumentou	14,80	14,81	20,67	20,55	16,67	21,16
% diminuiu	27,35	37,30	33,75	32,09	33,93	30,16
Mãe – emprego						
ganharam	10,76	42,59	15,97	9,00	17,86	10,90
perderam	30,49	4,23	10,68	29,75	18,75	16,44
Cônjuge						
ganharam	6,28	22,49	6,60	15,26	4,76	6,81
perderam	40,36	7,41	8,47	6,65	19,05	9,63
Variação na renda	-134	279	54	223	-150	53
Nº de observações	218	243	3.415	510	331	3.135
B: Resultados de MQO para a variação no número de casos que requereram cuidados médicos nos últimos 12 meses (1988 menos 1986)						
	(1)			(2)		
Interseção	0,500			0,486		
	(0,148)			(0,162)		
Ganharam Medicaid	-0,029			-0,258		
	(0,171)			(0,204)		
Perderam Medicaid	-0,242			-0,375		
	(0,139)			(0,161)		
Ganharam seguro privado	-0,243			0,201		
	(0,118)			(0,131)		
Perderam seguro privado	-0,310			-0,308		
	(0,141)			(0,158)		
Idade em meses — 1988						
37-48	-1,251			-1,298		
	(0,176)			(0,191)		
49-60	-1,076			-1,172		
	(0,178)			(0,194)		
61-72	-0,763			-0,777		
	(0,178)			(0,194)		
73-84	-0,708			-0,773		
	(0,179)			(0,195)		
+ 84	-0,649			-0,716		
	(0,160)			(0,173)		
Ganharam emprego				0,135		
				(0,112)		
Ganharam cônjuge				-0,050		
				(0,166)		
Perderam emprego				0,166		
				(0,137)		
Perderam cônjuge				0,334		
				(0,146)		
Variação na renda				-0,030		
				(0,054)		
Raiz quadrada	0,019			0,023		
Nº de observações	4.026			3.363		

(Continua)

(Continuação)

	Medicaid			Seguro de saúde privado		
	Ganhou	Perdeu	Sem mudança	Ganhou	Perdeu	Sem mudança
C: Logits condicionais para a probabilidade de ter havido consulta médica rotineira nos últimos 6 meses (efeitos fixos infantis)						
		(1)			(2)	
Medicaid		0,441 (0,128)			0,326 (0,126)	
Seguro de saúde		-0,052 (0,106)			-0,101 (0,119)	
Renda familiar*		--			-- (0,073)	
Cônjuge presente		--			-0,136 (0,136)	
Empregado		--			-0,274 (0,098)	
Probabilidade log		-1.307,40			-1.071,10	
Nº de crianças		1.897			1.560	
D: Probabilidades simuladas $(1 / (1 + \exp(-a - bx)))^+$						
<u>$a = 0$</u>						
Medicaid = 1, Empregado = 0		0,609			0,580	
Medicaid = 0, Empregado = 0		0,500			0,500	
Medicaid = 0, Empregado = 1		--			0,432	
<u>$a = 1$</u>						
Medicaid = 1, Empregado = 0		0,809			0,790	
Medicaid = 0, Empregado = 0		0,731			0,731	
Medicaid = 0, Empregado = 1		--			0,674	
<u>$a = 1$</u>						
Medicaid = 1, Empregado = 0		0,364			0,338	
Medicaid = 0, Empregado = 0		0,269			0,269	
Medicaid = 0, Empregado = 1		--			0,219	

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

* Renda familiar no ano do levantamento da NLSCM.

+ Todas as variáveis zeradas, exceto Medicaid e emprego.

O quadro D mostra as probabilidades de ter havido um *check-up* conforme as várias hipóteses quanto ao valor do efeito fixo infantil. Tais estimativas indicam que a cobertura do Medicaid faz aumentar de 6 a 11% a probabilidade de um *check-up* rotineiro, enquanto o emprego materno faz diminuir de 5 a 7% a probabilidade de um *check-up* nos últimos seis meses.

5. Conclusões

Os resultados de MQO mostram que a cobertura do Medicaid está associada a uma probabilidade menor de tratamento pediátrico preventivo entre os negros, uma probabilidade maior de consultas por motivo de doença entre os brancos, e uma probabilidade maior de *check-up* rotineiro num prazo de seis meses para todas as crianças. Mostramos também que as diferenças raciais no tocante ao número de consultas por motivo de doença no primeiro ano de vida talvez estejam associadas ao acesso diferenciado aos serviços médicos privados.

Os métodos de MQDE por nós utilizados produzem resultados fracos e inconclusivos. Nossos instrumentos são as variações locais e estaduais na disponibilidade e abrangência do Medicaid e do AFDC. Teoricamente, estes devem ser bons instrumentos (desde que não haja muita migração devido aos programas). Tais programas variam bastante conforme a área e a época, e ambas realmente afetam a probabilidade de se ter cobertura do Medicaid, mesmo verificando-se as características maternas e infantis observadas.

Argumenta-se que as estimativas de MQDE, que são coerentes, são preferíveis às estimativas de MQO, por envolverem apenas perdas de eficiência. Se adotássemos tal estratégia, teríamos de concluir que há escassa evidência de que a cobertura do Medicaid exerça qualquer impacto no acesso à assistência médica infantil. Contudo, resultados assintóticos podem ser enganosos. Aparentemente, os instrumentos são válidos, mas talvez não sejam “suficientemente bons” no sentido de Nelson e Startz em nossa amostra finita. Nesse caso, o “experimento natural” criado pela variação do programa Medicaid nos estados e no tempo resultou em estimativas de MQDE que simplesmente não são instrutivas.

A tal conclusão levam-nos as estimativas de efeitos fixos, que são bastante semelhantes aos resultados de MQO. Isso mostra que, no exemplo em questão, é pequena a tendenciosidade resultante da utilização de MQO. Os modelos que incluem os efeitos fixos maternos indicam que, quando se verificam as características fixas maternas inobservadas, a cobertura do Medicaid está associada a uma probabilidade menor de obter assistência pediátrica preventiva a tempo. Contudo, a perda de cobertura do Medicaid no período compreendido entre o nascimento de irmãos está associada à redução do número de consultas por motivo de doença no primeiro ano.

Os modelos que incluem os efeitos fixos infantis mostram que, entre as crianças maiores, a cobertura do Medicaid faz aumentar a probabilidade de a criança ter feito um *check-up* rotineiro nos últimos seis meses, ao passo que a cobertura de seguro privado não tem efeito estatisticamente relevante. O número de casos que requerem cuidados médicos diminui quando a criança perde a cobertura do Medicaid ou de seguro privado, mas aumenta quando ela ganha cobertura de seguro privado.

Até aqui focalizamos exclusivamente os indicadores de assistência médica que parecem refletir o acesso aos serviços de saúde. Será que o maior acesso, através do Medicaid por exemplo, se traduz em melhores condições de saúde? Dissemos que o número de consultas por motivo de doença não é um bom indicador do estado de saúde. Os indicadores mais ob-

jetivos que se utilizaram com proveito nas literaturas histórica e desenvolvimentista são dados antropométricos (ver, por exemplo, Fogel, 1986; Martorell & Habicht, 1986).

As evidências mostram que, em muitas sociedades, as crianças bem-nutridas têm curvas de crescimento semelhantes (Waterlow et alii, 1974); e os nutricionistas afirmam que a estatura, dependendo da idade e do sexo, é um bom indicador do estado nutricional a longo prazo, enquanto o peso, dependendo da estatura, é um bom indicador a curto prazo. O peso, dependendo da idade, é uma combinação das duas coisas. É importante levar em conta o fato de que boa parte dos dados antropométricos é genética, mas há indícios de que, verificando-se a estatura dos pais, os dados antropométricos se vinculam a indicadores do bem-estar infantil. Entre esses indicadores estão as taxas de sobrevivência e de morbidade (Black, Brown & Becker, 1984), o rendimento escolar e também a produtividade quando adulto (ver Behrman, 1990, para uma análise).

Os dados sobre estatura e peso infantis foram extraídos da NLSCM de 1986 e 1988. Verificamos as alterações nesses dados a fim de comparar os efeitos fixos infantis específicos (como heterogeneidade genética). Na primeira sondagem mediram-se todas as crianças, enquanto na segunda as mães declararam a altura e o peso de cerca de 30% das crianças. Como estamos interessados em indicadores objetivos das condições de saúde, e análises preliminares indicam que talvez haja erros consideráveis nas informações prestadas, examinamos somente as crianças que foram realmente medidas nas duas sondagens.

Como estatura e peso variam sistematicamente com a idade e o sexo, pode-se incluir em cada regressão uma série de polinômios de grau elevado nas interações de idade e sexo. Optamos por um enfoque mais parcimonioso e padronizamos todos os três dados antropométricos — altura por idade, peso por idade e peso por altura — segundo as normas do National Center for Health Statistics (1976). Cada criança da amostra é comparada com a criança mediana de uma população de crianças bem-nutridas da mesma idade e do mesmo sexo nos EUA; o resultado antropométrico da amostra é expresso como percentual dessa média. Como são muito pequenas as amostras para negros e hispânicos, incluímos somente crianças brancas em nossa amostra.

A criança branca mediana da amostra de 1986 tem 98,6% da estatura da criança mediana norte-americana da mesma idade e do mesmo sexo; em 1988, as crianças da amostra se aproximaram mais da média; e na amostra da NLSCM a criança mediana tem quase a mesma altura da criança mediana dos EUA. Tal “melhora” reflete o fato de que, nas amostras da NLSCM, a estatura infantil por idade tende a aumentar com a idade.

O quadro esquerdo da tabela 10 mostra regressões das mudanças verificadas nesses percentuais padronizados em função de mudanças na cobertura do Medicaid e do seguro de saúde. Além dessas covariantes, incluem-se variáveis simuladas de sexo e idade, a fim de captar as diferenças no crescimento das crianças da amostra em relação aos padrões. As crianças que passaram a ter cobertura do Medicaid entre 1986 e 1988 ganharam bem mais altura do que as crianças que passaram a ter seguro privado ou cuja situação não se alterou. O mesmo vale para o peso conforme a idade, mas não há diferenças em termos de peso por altura. As crianças que perdem cobertura do seguro privado tendem a perder peso, e as que ganham essa cobertura tendem a ter maior peso por altura. Todos esses resultados são refratários à inclusão de variações na renda e nos níveis de covariantes maternas, familiares e locais (segundo quadro da tabela 10), bem como da cobertura do Medicaid e do seguro de saúde em 1986.

Tabela 10
Variações em dados antropométricos infantis e seguro de saúde (efeitos fixos infantis)

	Altura por idade	Peso por idade	Peso por altura	Altura por idade	Peso por idade	Peso por altura
Interseção	1,093 (1,21)	0,257 (2,20)	-3,097 (4,28)	-13,686 (7,34)	-20,795 (12,76)	52,164 (24,79)
Ganharam Medicaid	2,542 (1,18)	4,502 (2,13)	-0,500 (4,08)	2,725 (1,21)	5,062 (2,19)	-0,830 (4,20)
Perderam Medicaid	0,631 (0,92)	-1,908 (1,60)	-0,485 (3,10)	0,841 (0,95)	-1,205 (1,65)	-0,395 (3,19)
Ganharam seguro privado	-0,645 (0,72)	1,908 (1,27)	4,434 (2,46)	-0,607 (0,73)	1,947 (1,28)	4,527 (2,48)
Perderam seguro privado	-0,377 (0,90)	-2,393 (1,54)	-1,639 (2,97)	-0,287 (0,92)	-1,851 (1,57)	-1,299 (3,02)
Características infantis:						
Sexo masculino	0,509 (0,46)	0,215 (0,80)	-1,925 (1,55)	0,506 (0,46)	0,338 (0,80)	-1,995 (1,56)
Idade em meses --- em 1986	0,701 (1,64)	5,861 (2,95)	4,287 (5,65)	0,573 (1,64)	6,073 (2,97)	4,577 (5,68)
3-5	2,128 (1,43)	5,426 (2,55)	4,068 (4,96)	2,275 (1,44)	5,343 (2,57)	3,031 (5,00)
6-11	0,548 (1,31)	-1,772 (2,37)	-0,570 (4,60)	0,584 (1,32)	-1,757 (2,38)	-1,374 (4,62)
12-23	-0,428 (1,33)	4,833 (2,40)	4,992 (4,64)	-0,408 (1,34)	4,748 (2,42)	4,236 (4,67)
24-35	0,187 (1,26)	6,062 (2,27)	4,401 (4,42)	0,299 (1,27)	6,233 (2,30)	3,468 (4,45)
36-59	-0,718 (1,28)	5,457 (2,31)	8,756 (4,53)	-0,545 (1,29)	5,874 (2,34)	7,901 (4,56)
60-84						
Características da família:						
Variação na renda familiar				-0,022 (0,04)	-0,054 (0,07)	-0,081 (0,14)
Condição de pobreza (1979)				-0,020 (0,54)	-0,796 (0,94)	-1,336 (1,84)
Renda familiar permanente				-0,001 (0,04)	-0,032 (0,07)	-0,062 (0,13)
Altura da mãe				0,114 (0,10)	0,210 (0,17)	-0,641 (0,32)
- grau superior em 1988				-0,054 (0,16)	0,306 (0,26)	0,721 (0,54)
- pontuação no AFQT				0,890 (0,91)	1,609 (1,58)	-4,024 (3,10)
- residente urbano aos 14				0,222 (0,53)	-0,550 (0,93)	-3,163 (1,80)
Características da comunidade:						
Renda <i>per capita</i> local				0,343 (0,19)	0,186 (0,33)	-0,892 (0,64)
Médicos por mil hab.				4,182 (7,56)	-10,188 (13,30)	-36,960 (25,83)
Leitos hosp. por mil hab.				0,377 (0,36)	0,309 (0,62)	0,136 (1,21)
Taxa de mortalidade infantil				0,162 (0,20)	0,115 (0,35)	-0,198 (0,68)
Sul				-0,587 (0,60)	-0,361 (1,05)	0,287 (2,01)
Nordeste				-0,723 (0,87)	2,156 (1,57)	5,493 (2,98)
Oeste				0,035 (0,86)	1,186 (1,52)	2,938 (2,92)
Variável dependente-média	1,51	4,63	0,69	1,51	4,63	0,69
Raiz quadrada	0,02	0,05	0,02	0,03	0,06	0,04
F (todos)	1,61	5,42	1,81	1,20	2,93	1,55
Nº de observações	1.166	1.138	1.006	1.166	1.138	1.006

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Em suma, o Medicaid melhora o acesso à assistência preventiva para as crianças maiores, e há indícios de que a obtenção de cobertura pode estar associada a melhores condições de saúde. Por outro lado, a qualidade da assistência médica, tal como medida pela prontidão e pelo tipo de atendimento, parece que é inferior no caso das crianças cobertas pelo Medicaid. Nossos resultados indicam também que muitas crianças cobertas por seguro de saúde privado não estão recebendo boa assistência preventiva, talvez por causa de lacunas na cobertura do seguro.²⁴

Tais resultados mostram que nem as recentes ampliações da cobertura do programa Medicaid, nem políticas de incentivo à aquisição de seguro de saúde privado (por exemplo, através de créditos fiscais) deverão eliminar totalmente as desigualdades de acesso à assistência médica infantil, a não ser que se tomem medidas adicionais para evitar atrasos na prestação dos serviços e melhorar a qualidade do atendimento.

Referências bibliográficas

Alan Guttmacher Institute. *The financing of maternity care in the United States*. New York, 1988.

Baldwin, Wendy. Half empty, half full, what we know about low birth weight among blacks. *Journal of the American Medical Association*, 255 (1): 86-8, Jan. 3, 1986.

Becker, Gary. *A treatise on the family*. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1981.

——— & Lewis, H. Gregg. On the interaction between quantity and quality of children. *Journal of Political Economy* (82): 279-88, 1974.

Behrman, Jere. The action of human resources and poverty on one another. Washington, D. C., World Bank, 1990. (Living Standards Measurement Study Working Paper, 74.)

Black, sir Douglas. The Black report. In: Townsend, Peter; Davidson, Nick & Whitehead, Margaret (eds.). *Inequalities in health*. London, Penguin, 1988.

Black, Robert E.; Brown, K. H. & Becker, Stanley. Malnutrition is a determining factor in diarrheal duration, but not incidence among young children in a longitudinal study in rural Bangladesh. *American Journal of Clinical Nutrition*, 39(1): 87-94, 1984.

Bloom, Barbara. Health insurance and medical care. *Advance data from vital and health statistics of the National Center for Health Statistics*. Washington, D.C., Public Health Service (188), Oct. 1, 1990.

Burciega, Valdez et alii. Consequences of cost-sharing for children's health. *Pediatrics* (75): 952-61, May 1985.

Chamberlain, Gary. Analysis of covariance with qualitative data. *Review of Economic Studies*, 46: 225-38, 1980.

Colle, Ann & Grossman, Michael. Determinants of pediatric care utilization. *Journal of Human Resources*, 13: 115-58, 1978.

Commerce Clearing House. *Medicare and Medicaid guide*. New York, 1987.

²⁴ Tais resultados se assemelham bastante aos de Colle & Grossman (1978), que examinaram uma amostra representativa, no plano nacional, dos dados de 1970. Usando *logits* e regressões de MQO, eles constataram que a cobertura do Medicaid estava associada não só a uma probabilidade maior de ter havido uma consulta médica nos últimos 12 meses, mas também a uma pior qualidade do atendimento, tal como medida pelos honorários habituais. Constataram também que o seguro de saúde privado tinha pouco impacto na probabilidade de obter assistência preventiva.

- Danziger, Sheldon & Stern, Jonathan. The causes and consequences of child poverty in the United States. Population Studies Center, University of Michigan, Sept. 1990. (Research Report N° 90-194.)
- Decker, Sandra. The effect of physician reimbursement levels on the primary care of Medicaid patients. Harvard University, Apr. 1992. mimeog.
- Feinstein, Jonathan. The relationship between socio-economic status and health: a survey. National Bureau of Economic Research, Mar. 1992. mimeog.
- Fogel, Robert. Physical growth as a measure of the economic well-being of populations: the eighteenth and nineteenth centuries. In: Falkner, F. & Tanner, J. (eds.). *Human growth: a comprehensive treatise*. 2 ed. New York, Plenum Press, 1986. v. 3.
- Grossman, Michael. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York, National Bureau of Economic Research, 1972.
- Kozak, L. J. & McCarthy, E. Hospital use by children in the United States and Canada. *Vital and Health Statistics*. Washington, D.C., Public Health Service, Aug. 1984. (Series 5, N° (PHS)84-1477.)
- Leibowitz, Arleen et alii. Effect of cost sharing on the use of medical services by children: interim results from a randomized controlled trial. *Pediatrics* (75): 942-51, May 1985.
- Manning, Willard; Newhouse, Joseph; Duan, Naihua; Keeler, Emmett; Leibowitz, Arleen & Marquis, Susan. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *American Economic Review* (77): 251-77, June 1987.
- Martorell, Reynaldo & Habicht, Jean-Pierre. Growth in early childhood in developing countries. In: Falkner, F. & Tanner, J. (eds.). Op. cit., 1986.
- Mauldon, Jane. The effect of marital disruption on children's health. *Demography*, 27 (3): 431-46, 1990.
- Mitchell, Janet & Schurman, Rachel. Access to private obstetrics/gynecology services under Medicaid. *Medical Care*, 22: 1.026-37, Nov. 1984.
- Moffitt, Robert. Incentive effects of the U. S. Welfare System: a review. *Journal of Economic Literature*, 30 (1): 1-61, Mar. 1992.
- National Center for Health Statistics. *Growth charts*. Washington, D.C., Department of Health and Human Services, 1976.
- Nelson, Richard & Startz, Richard. The distribution of the instrumental variables estimator and its T-ratio when the instrument is a poor one. *Journal of Business*, 63 (1/2): S125-40, 1990.
- Pollack, Robert. Conditional demand functions and consumption theory. *Quarterly Journal of Economics* (83): 70-8, 1969.
- Ries, P. Health of black and white Americans 1985-1987. Hyattsville, MD. *National Center for Health Statistics*, 10 (171), 1990.
- Rogers, Richard. Ethnic and birth weight differentials in cause-specific infant mortality. *Demography*, 26 (2): 335-43, May 1989.
- Sindelar, Jody & Thomas, Duncan. Measurement of child health: maternal response bias. Economic Growth Center, Yale University, June 1991. (Discussion Paper, 633.)
- Starfield, B. Motherhood and apple pie: the effectiveness of medical care for children. *Millbank Memorial Fund Quarterly*, 63 (3), 1985.
- U.S. Committee on Ways and Means. *1991 Green book: background material and data on programs within the jurisdiction of the Committee on Ways and Means*. WMCP-102-9, GPO. Washington, D.C., May 1991.
- U. S. Health Care Financing Administration. *Medicare and Medicaid data book, 1986*. Washington, D.C., 1986. (HCFA Pub., 03270.)

Waterlow, J. et alii. The presentation and use of height and weight data comparing the nutritional status of groups of children under 10 years old. *Bulletin of the World Health Organization*, 55: 489-98, 1974.

Anexo

Tabela 1
Questionário do Supplemental Fertility File da NLSY

Falaremos de assistência preventiva (Well baby care).	1ª gravidez desde 1988 ou entrevista anterior	2ª gravidez desde 1988 ou entrevista anterior
192. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, levou-o(a) a clínica, hospital ou médico por causa de doença ou trauma?	Sim. (Passe à pg. 193).. 1 Não. (Pule para a pg. 212, 21-22/ p. 9-129).....0	Sim. (Passe à pg. 193).. 1 Não. (Pule para a pg. 212, 35-36/ p. 9-129)....0
196. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, quantas vezes levou-o(a) a clínica, hospital ou médico por causa de doenças ou traumas mencionados na pg. 193, p. 9-127?	Uma vez. (Passe à pg. 208) 01 ou [] [] 45-46/ Nº de vezes (Passe à pg. 207)	Uma vez. (Passe à pg. 208) 01 ou [] [] 51-52/ Nº de vezes (Passe à pg. 207)
202. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, levou-o(a) a clínica, hospital ou médico por causa de doenças ou traumas diferentes dos que foram mencionados?	Sim. (Passe à pg. 203). 1 37-38/ Não. (Pule para a pg. 212, p. 9-129)....0	Sim. (Passe à pg. 203). 1 09-10/ Não. (Pule para a pg. 212, p. 9-129)....0
206. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, quantas vezes levou-o(a) a clínica, hospital ou médico por causa de doenças ou traumas mencionados na pg. 203, p. 9-127?	Uma vez. (Passe à pg. 208) 01 ou [] [] 45-46/ Nº de vezes (Passe à p. 207)	Uma vez. (Passe à pg. 208) 01 ou [] [] 51-52/ Nº de vezes (Passe à p. 207)
208. (Entregue o cartão). Olhe para este cartão. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, quando levou-o(a) a clínica, hospital ou médico por causa de (doença/trauma da pg. 203, p. 9-127), para onde foi levada a criança? Assinale <i>todos</i> os itens que procedem.	Consultório de médico particular01 55-56/ Clínica pública02 57-58/ Clínica particular03 59-60/ Organização de manutenção de saúde04 61-62/ Clínica de hospital, ambulatório05 63-64/ Centro de saúde comunitário06 65-66/ Sala de emergência paciente externo ...07 67-68/ Outros (especifique) _____ 08 69-70/ Internação hospitalar.09 71-72/	Consultório de médico particular01 17-18/ Clínica pública02 19-20/ Clínica particular03 21-22/ Organização de manutenção de saúde04 23-24/ Clínica de hospital, ambulatório05 25-26/ Centro de saúde comunitário06 27-28/ Sala de emergência paciente externo ...07 29-30/ Outros (especifique) _____ 08 31-32/ Internação hospitalar.09 33-34/

ENTREGUE
O
CARTÃO
00

(Continua)

(Continuação)

Falaremos de assistência preventiva (Well baby care).	1ª gravidez desde 1988 ou entrevista anterior	2ª gravidez desde 1988 ou entrevista anterior
212. No 1º ano de vida do seu (1º/2º) filho, levou-o(a) a clínica ou médico para assistência preventiva, <i>sem</i> que a criança estivesse doente?	Sim. (Passe à pg. 213, p. 9-130)..... 1 15-16 Não. (Pule para a pg. 215, p. 9-131)..... 0	Sim. (Passe à pg. 213, p. 9-130)..... 1 41-42 Não. (Pule para a pg. 215, p. 9-131)..... 0
213. Quantos meses tinha o seu (1º/2º) filho quando foi levado pela primeira vez a clínica ou médico para assistência preventiva? Que idade tinha (ele/ela) quando foi levado pela segunda vez?	98 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 43-46/ (Não sei) (Pule para a pg. 214A)	98 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 29-32/ (Não sei) (Passe à pg. 214A)
Assinale <i>todos</i> os itens que procedem.	Mês Lugar (pg. 213) (pg. 214)	Mês Lugar (pg. 213) (pg. 214)
	01 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 47-50/	01 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 33-36/
	02 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 51-54/	02 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 37-40/
	03 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 55-58/	03 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 41-44/
	04 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 59-62/	04 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 45-48/
	05 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 63-66/	05 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 49-52/
	06 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 67-70/	06 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 53-56/
	07 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 71-74/	07 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 57-60/
	08 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 09-12/	08 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 61-64/
	09 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 13-16/	09 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 65-68/
	10 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 17-20/	10 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 09-12/
	11 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 21-24/	11 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 13-16/
	12 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 25-28/	12 <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> 17-20/
<p><i>Nota para o entrevistador:</i> Continue perguntando até que seja assinalada a última vez. Então passe à pg. 214.</p>		

(Continua)

(Continuação)

9. A (criança) teve alguma doença que necessitasse tratamento médico nos últimos 12 meses?

Sim....(Perguntar A).... 1 25/
Não..... 0

A. Quantas doenças teve a (criança) nos últimos 12 meses?

(Registrar o número.)

|_|_| 26-27/

Nº de doenças

10. Quando a (criança) foi ao médico pela última vez para fazer um *check-up* rotineiro?

Menos de 1 mês atrás..... 01
1-3 meses atrás..... 02
4-6 meses atrás..... 03
7-11 meses atrás..... 04
1 ano-23 meses atrás..... 05
2 anos atrás ou mais..... 06
Nunca..... 07 28-29/

14. A assistência médica à (criança) é atualmente coberta por algum seguro de saúde fornecido pelo empregador ou por plano individual que pague parcial ou totalmente as despesas com hospital, médico ou cirurgião? (Não inclui programas públicos de assistência médica.)

Sim..... 1
Não..... 0 33/

15. Existe um programa nacional chamado Medicaid que paga assistência médica para pessoas necessitadas. A (criança) é atualmente coberta pelo Medicaid?

Sim..... 1
Não..... 0 34/

Tabela 2
Regressões de primeiro estágio para Pr (com cobertura do Medicaid)
no ano de nascimento

	Branços	Negros	Hispânicos
Interseção	2,577 (0,196)	3,427 (0,299)	3,212 (0,447)
Instrumentos de nível local			
Pagamentos do AFDC por hab. local	3,582 (2,255)	1,166 (5,487)	17,053 (4,517)
Pagamentos do Medicaid por hab. local	-0,694 (1,168)	-1,008 (2,364)	-2,312 (2,268)
Instrumentos de nível estadual			
Beneficiários do AFDC por mil hab. do estado	-1,250 (1,256)	-3,913 (2,414)	-9,523 (3,74)
Beneficiários do Medicaid por mil hab. do estado	0,071 (0,059)	0,113 (0,126)	0,255 (0,165)
Pagamentos do Medicaid por mil hab. do estado	-0,003 (0,003)	-0,011 (0,007)	-0,016 (0,009)
Fração dos pagamentos estaduais do Medicaid destinada a crianças	0,104 (0,084)	-0,070 (0,169)	0,600 (0,293)
Fração dos beneficiários do Medicaid que são crianças	-0,198 (0,198)	0,123 (0,36)	-0,529 (0,587)
Limite de renda para participação no Medicaid — milhares de US\$	2,201 (0,534)	0,469 (0,975)	0,374 (1,296)
Características maternas:			
Renda permanente	-0,233 (0,013)	-0,260 (0,02)	-0,306 (0,023)
Amostra de pobreza	0,045 (0,015)	0,008 (0,027)	0,014 (0,031)
Grau superior em 1988	-0,006 (0,004)	-0,032 (0,009)	0,013 (0,008)
AFQT	-0,094 (0,026)	0,059 (0,052)	0,058 (0,05)
Residente em área urbana aos 14 anos	0,033 (0,015)	0,064 (0,031)	-0,028 (0,042)
Características infantis:			
Sexo masculino	0,009 (0,013)	-0,016 (0,024)	0,033 (0,025)
Idade em meses — 1988			
1-36	-0,074 (0,028)	-0,090 (0,048)	-0,122 (0,058)
37-60	-0,056 (0,023)	-0,003 (0,04)	-0,047 (0,05)
61-84	-0,012 (0,021)	0,042 (0,035)	-0,019 (0,039)

(Continua)

(Continuação)

	Branços	Negros	Hispânicos
Características locais e estaduais			
Renda <i>per capita</i> local	0,006 (0,005)	-0,003 (0,011)	0,025 (0,008)
Médicos por mil hab. no estado	-0,028 (0,027)	0,039 (0,05)	0,063 (0,075)
Leitos hosp. por mil hab. no estado	0,006 (0,012)	-0,012 (0,021)	0,01 (0,041)
Taxa de mortalidade infantil	-0,007 (0,007)	-0,002 (0,012)	-0,028 (0,017)
Nordeste	-0,053 (0,03)	-0,309 (0,057)	-0,022 (0,082)
Sul	-0,03 (0,037)	-0,246 (0,113)	-0,256 (0,105)
Oeste	-0,099 (0,038)	-0,39 (0,067)	-0,188 (0,109)
Teste-F para instrumentos conj. sig.	4,644	0,709	4,045
Valor de probabilidade	(0,000)	(0,684)	(0,000)
Graus de liberdade	8,2288	8,1325	8,817
Raiz quadrada	0,264	0,254	0,296
Nº de observações	2.312	1.349	841

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 3
Testes-F para significância dos instrumentos de identificação nas regressões de primeiro estágio da cobertura do Medicaid e do seguro privado

	Branços	Negros	Hispânicos
12-36 meses: Medicaid	3,174 (0,002)	2,323 (0,019)	1,729 (0,091)
Seguro privado	0,821 (0,584)	2,169 (0,028)	1,670 (0,105)
37-60 meses: Medicaid	2,130 (0,031)	2,809 (0,005)	0,814 (0,591)
Seguro privado	0,876 (0,536)	2,046 (0,039)	1,179 (0,310)
61-84 meses: Medicaid	2,488 (0,011)	2,110 (0,033)	0,370 (0,936)
Seguro privado	1,326 (0,227)	2,037 (0,04)	2,673 (0,007)
+ 84 meses: Medicaid	3,100 (0,002)	1,746 (0,085)	2,634 (0,008)
Seguro privado	2,446 (0,013)	0,949 (0,475)	2,314 (0,020)

Nota: A hipótese nula é: os coeficientes relativos a instrumentos de identificação são conjuntamente significativos em termos estatísticos.