

Impactos da política de atenção básica de saúde : uma análise a partir dos municípios da Região Sudeste

Resumo: O objetivo deste artigo é avaliar o impacto da política de atenção básica de saúde sobre diferentes indicadores de saúde. A amostra utilizada corresponde aos municípios da Região Sudeste e o período de análise vai de 1999 a 2003. Com base na cobertura populacional do Programa Saúde da Família e do Programa de Agentes Comunitários de Saúde encontrou-se evidência de que a política de atenção básica reduz de forma significativa a mortalidade infantil e a subnotificação de óbitos, mas não reduz as internações hospitalares.

Palavras-chave: atenção básica, saúde, municípios.

Classificação JEL: I10, I18, H51

Abstract: The purpose of this paper is to evaluate the impact of primary health care policy on different health indicators. The sample is composed by southeastern municipalities from 1999 to 2003. Using the coverage of Programa Saúde da Família and Programa de Agentes Comunitários de Saúde we find evidence that primary health care policy reduces significantly infant mortality and underreporting of deaths, but does not reduce hospitalization.

Key words : primary care, health, municipalities.

JEL Classification: I10, I18, H51.

Impactos da política de atenção básica de saúde: uma análise a partir dos municípios da Região Sudeste

1. Introdução

A Constituição Federal de 1988 representou um marco no modelo de atenção à saúde no Brasil. A partir de sua promulgação, todos os cidadãos passaram a ter direito ao acesso a serviços de saúde e, para o cumprimento do disposto, foi criado o Sistema Único de Saúde (SUS).

Um dos aspectos mais importantes do SUS consiste na substituição do modelo de assistência à saúde por um modelo de ações preventivas.

A relevância da política de atenção básica, contudo, não se limita somente ao fato de esta articular um conjunto de atividades voltadas ao cuidado preventivo e diminuir a ênfase nas práticas terapêuticas. Tal política também assumiu o papel de capilarizar o sistema de assistência à saúde pelo país e de instrumentalizar a organização dos modelos locais de saúde (Viana e Dal Poz, 2005).

Enquanto porta de entrada de milhões de cidadãos ao SUS, a política de atenção básica consiste no elo entre a população e os serviços de saúde e em ferramenta fundamental no processo de universalização do acesso à saúde. O Programa Saúde da Família (PSF) representa o instrumento ordenador da atenção básica e se estrutura a partir da constituição de equipes multiprofissionais responsáveis pela saúde da população. Seu objetivo é realizar de forma integral e contínua ações de promoção, proteção e recuperação da saúde dos indivíduos e da família. Ao tornar a família o foco da atenção em saúde, abrangendo seu ambiente físico e social, o PSF permite uma compreensão mais ampla do processo saúde-doença do que ocorreria a partir de intervenções pontuais.

A obrigação acerca da provisão direta de serviços de saúde, naturalmente, não garante que os recursos destinados às ações em saúde atinjam adequadamente seus objetivos. Assim, o propósito deste artigo é avaliar em que medida a política de atenção básica de saúde atinge as metas estabelecidas, ou seja, é eficaz no sentido de melhorar as condições de saúde da população.

A maior dificuldade associada à avaliação de programas públicos, de forma geral, consiste no fato de que os participantes não podem ser observados no estado alternativo de não participação do programa. Mais especificamente, quando a adesão dos indivíduos é voluntária, não é possível afirmar categoricamente se a resposta dos

participantes à variável de interesse deve ser atribuída ao programa *per se* ou à existência de um viés de seleção. O viés de seleção significa a presença de algum atributo não observado que motiva os indivíduos a participarem no programa que os torna diferentes das demais pessoas.

Uma exceção é o PROGRESA – programa de combate à pobreza extrema estabelecido em 1997 no México. O PROGRESA consiste num programa tradicional de transferência de renda, mas cujo desembolso exigia a contrapartida de que os beneficiários participassem de uma série de atividades voltadas ao desenvolvimento de capital humano, como cuidado médico preventivo, programas nutricionais e educacionais. Uma das especificidades mais interessantes do programa consiste no fato de que sua avaliação já foi concebida como sua parte integrante desde o estágio inicial. Assim, a partir do universo de 50.000 localidades elegíveis ao PROGRESA, 506 foram aleatoriamente escolhidas como grupo de tratamento e de controle. As características sócio-econômicas antes da introdução do programa eram bastante similares entre os dois grupos. No grupo de tratamento, as famílias elegíveis receberam os benefícios imediatamente, enquanto no grupo de controle, apenas em dois anos seriam iniciadas as transferências (obviamente sem que as famílias soubessem que iriam receber benefícios no futuro). As famílias participantes do experimento foram acompanhadas durante dois anos, de forma que pudesse ser avaliada a evolução das suas características. Numa análise posterior do PROGRESA, Gertler (2000) concluiu que o programa conseguiu atingir os objetivos propostos: houve melhora da saúde dos beneficiários, com incidência menor de doenças no grupo de tratamento que no grupo de controle. No grupo de tratamento houve participação superior nos programas nutricionais; a utilização das clínicas foi superior por parte dos beneficiários, enquanto sua utilização dos hospitais foi inferior, indicando a diminuição de doenças mais graves.

A dificuldade metodológica envolvida na avaliação de programas de saúde não impediu, contudo, que fossem feitas algumas avaliações das experiências adotadas no Brasil. Na área de saúde o interesse principal tem sido sobre o Programa Saúde da Família e seu impacto principalmente sobre a mortalidade infantil, em cuja redução sempre teve o objetivo primordial. Serra (2003) avaliou o impacto do programa sobre a mortalidade infantil nos municípios paulistas, Macinko, Guanais e Souza (2006) avaliaram o impacto sobre a mortalidade infantil nos Estados e Rocha e Reis (2008) avaliaram o impacto sobre a mortalidade infantil e adulta na totalidade dos municípios brasileiros, inclusive por causa de morte.

O artigo está organizado da seguinte maneira, além desta introdução. A segunda seção apresenta de forma detalhada em que consiste a política de interesse, com apresentação do seu arcabouço institucional e evolução temporal. A terceira seção apresenta os principais indicadores de saúde utilizados na literatura, apontando suas vantagens e desvantagens, com o objetivo de estabelecer que indicadores comporão a análise econométrica. A quarta seção discute a abordagem econométrica e os dados que serão usados para analisar a eficácia da política de atenção básica de saúde. A estimação do efeito parcial da cobertura populacional da atenção básica (PSF e PACS) sobre os indicadores de saúde municipais será feita com base em um painel de dados dos municípios do Sudeste brasileiro para o período de 1999 a 2003. A análise é limitada somente a este sub-conjunto de municípios porque os dados de saúde referentes a esta região do país tendem a ser mais confiáveis. A quinta seção apresenta e discute os principais resultados obtidos. A sexta seção resume as principais conclusões.

2. Panorama da Política de Atenção Básica de Saúde

O desenho atual sistema de saúde brasileiro foi delimitado a partir da Constituição Federal de 1988. A todos os brasileiros passou a ser garantido acesso universal aos serviços de saúde, cabendo à União, Estados e Municípios o cumprimento deste dispositivo constitucional. O conjunto de ações e serviços de saúde prestados pelo poder público constitui o SUS – Sistema Único de Saúde, norteado com base nas seguintes diretrizes: descentralização político-administrativa; atendimento integral, com prioridade a atividades preventivas, sem prejuízo dos serviços assistenciais; e participação social. Neste arcabouço, os municípios tornam-se responsáveis pela execução dos serviços de saúde e ações preventivas ganham destaque na política de saúde pública.

O Ministério da Saúde assume explícita responsabilidade em direcionar esforços na reorientação no modelo de atenção à saúde, com prioridade ao estabelecimento de um sistema voltado à atenção básica. Neste contexto, ao ministério compete¹ uma série de responsabilidades no sentido de fomentar e articular a execução dos programas voltados à atenção básica, que são executados pelas esferas subnacionais de governo. Dentre as atribuições do ministério, se destacam: o financiamento parcial das ações em saúde; estabelecer diretrizes nacionais; e o fornecimento de assessoria técnica e instrumentos pedagógicos para capacitação dos profissionais.

¹ Política Nacional de Atenção Básica, disposta na Portaria 648 / 2006 MS.

O Programa Saúde da Família (PSF) consiste em instrumento crucial no processo de reorganização e reestruturação do sistema público de saúde em bases e critérios que transcendem o tradicional enfoque curativo. A Política Nacional de Atenção Básica atribui ao programa o papel de estratégia prioritária na organização de acordo com os preceitos do Sistema Único de Saúde². O PSF se estrutura a partir da constituição de Unidades de Saúde da Família (USF), compostas por equipes multiprofissionais responsáveis por determinada população. Seu objetivo é realizar de forma integral e contínua ações de promoção, proteção e recuperação da saúde dos indivíduos e da família. Ao tornar a família o foco da atenção em saúde, abarcando seu ambiente físico e social, o PSF permite uma compreensão mais ampla do processo saúde-doença do que ocorreria a partir de intervenções pontuais. A composição multidisciplinar das equipes consiste numa das diretrizes operacionais mais importantes do programa, atendendo ao propósito de ampliar o conhecimento e as possibilidades de intervenção de cada um de seus membros.

Cada equipe de saúde da família trabalha com um território de atuação definido, sendo responsável pelo cadastramento e acompanhamento da população ali residente. A equipe multiprofissional é composta por, no mínimo, um médico generalista ou médico de família, um enfermeiro, um auxiliar ou técnico de enfermagem e agentes comunitários de saúde. Ainda existe a possibilidade de inclusão de outros profissionais, dependendo das demandas e possibilidades locais. O Ministério da Saúde recomenda que cada equipe deva ser responsável pelo acompanhamento de, no máximo, 4.000 pessoas, cabendo a cada agente comunitário o acompanhamento, no máximo, de 750 pessoas. Cada USF é responsável pelo primeiro nível de atenção, sendo considerada a porta de entrada no sistema, logo, deve ser dotada de infra-estrutura adequada para realização de consultas, vacinação e demais atividades a serem executadas pelas equipes de saúde de família (EFS). As USFs devem ainda estar integradas a uma rede de serviços dos diversos níveis de complexidade, estabelecendo um sistema de referência que garanta resolutividade e possibilite o acompanhamento dos pacientes.

Ainda que o modelo de atenção básica tenha sido esboçado a partir da promulgação de Constituição Federal de 1988 foi a partir da formação do Programa de Agente Comunitário de Saúde (PACS), em 1991, que se iniciou sua implementação de forma mais efetiva (Viana e Dal Poz, 2005), com o modelo de saúde começando a

² Idem.

apresentar contornos mais parecidos com sua configuração atual. O ministério institucionalizou, naquele momento, experiências com agentes comunitários que ocorriam isoladamente em algumas regiões do país (municípios do Paraná e Mato Grosso e no estado do Ceará). Basicamente, o programa consiste na contratação de agentes comunitários de saúde (ACS), indivíduos escolhidos dentro da própria comunidade a ser atendida, e capacitá-los para o desenvolvimento de atividades de promoção da saúde por meio de ações educativas individuais e coletivas.

O PACS começou a focar a família como ação programática de saúde e introduziu a noção de área de cobertura. Neste programa, os ACS são acompanhados e orientados por um enfermeiro de uma unidade de saúde tradicional, executando um amplo conjunto de atividades, dentre as quais se destacam: (a) o cadastramento dos membros de cada família em sua área de atuação, informação esta posteriormente agregada ao Sistema de Informação de Atenção Básica (SIAB) pela Secretaria Municipal de Saúde; (b) realizar visitas domiciliares periodicamente, acompanhando as condições de saúde das famílias, com atenção especial para crianças e gestantes; (c) a realização de atividades educativas, no âmbito nutricional, de saúde bucal, na prevenção e combate às endemias, entre outras; e (d) identificação de áreas e fatores de risco à saúde na comunidade. Desta forma, o agente comunitário constrói um elo entre as comunidades e as unidades de saúde, fazendo com que as unidades básicas de saúde transcendam o papel de receptoras de pacientes (Nogueira *et al*, 2000; Ministério da Saúde, 2001b).

Inicialmente implantado em regiões mais carentes do Norte e Nordeste, a percepção de que os agentes comunitários poderiam ser peças importantes para organização dos serviços de saúde dos municípios consistiu num estímulo para sua forte expansão e para que o Ministério da Saúde destinasse esforços com objetivo de aperfeiçoá-lo. A experiência acumulada em programas similares, mas geridos por governos locais³, tornou clara a vantagem de incorporar novos profissionais à equipe dos ACS⁴. Neste contexto que, em 1994, foi criado o Programa Saúde da Família,

³ O Programa Médico de Família, implementada pela Prefeitura Municipal de Niterói (RJ) a partir de 1991, consistia na formação de equipes de saúde compostas por um médico generalista e um auxiliar de enfermagem – residente na comunidade – responsáveis pelo atendimento de determinada área de abrangência (Terra e Malik, 1998). No PAS (Programa de Agentes de Saúde), gerido pelo Governo do Estado do Ceará, o trabalho do agente era supervisionado por um enfermeiro (Viana e Dal Poz, 2005).

⁴ O experimentalismo bem sucedido que sucedeu a experiência com os agentes comunitários de saúde possui base teórica no chamado “laboratório do federalismo fiscal” (Oates, 1999). Num contexto de informação imperfeita associado a um processo de aprendizado do tipo *learning-by-doing*, há ganhos

servindo como novo modelo de assistência à saúde e consistindo num instrumento de reorganização do SUS. Inicialmente, a implantação do PSF privilegiava áreas de maior risco social, mas em menos de cinco anos o programa já era encarado como a estratégia estruturante dos sistemas municipais de saúde e da política de atenção básica (Ministério da Saúde, 2005). Desde então, o PACS é compreendido como estratégia transitória para o PSF. Nogueira *et al.* (2000) afirmam que o Ministério da Saúde tomara a decisão de não contratar agentes comunitários sem vinculação a uma equipe PSF, já à época da realização de seu artigo. Entretanto, tal informação é incongruente com os dados disponibilizados pelo ministério, que adiante serão discutidos. Não obstante, a interface entre os dois programas torna indispensável que consideremos explicitamente o PACS em nossa análise, sobretudo na estratégia de estimação da resposta dos indicadores de saúde e de produção, evitando o viés causado pela omissão de variável relevante.

A adesão do município ao PACS e ao PSF exige que o município esteja habilitado em alguma das duas modalidades de gestão⁵ do sistema municipal de saúde, estabelecidas pela Norma Operacional Básica do SUS (NOB-SUS) 01-1996. Com a habilitação, o gestor municipal obriga-se a cumprir os compromissos assumidos perante os demais gestores associados ao SUS e toda a população sob sua responsabilidade. Simultaneamente se torna apto a receber as transferências financeiras previstas para os participantes do sistema de atenção básica, e que adiante serão discutidas em maior detalhe. Dentre os requisitos para habilitação na gestão da saúde básica, destacam-se: garantir o funcionamento dos conselhos municipais de saúde, apresentar o Plano Municipal de Saúde, assegurar atendimento primário em uma unidade básica de referência, a disponibilidade de um profissional de nível superior na supervisão e auxílio às ações de saúde e a existência de fundo municipal de saúde para receber os recursos do programa. (NOB-SUS 01-1996; Viana e Dal Poz, 2005).

O desenho da Política de Atenção Básica, sobretudo no aspecto da descentralização das ações em saúde, encontra fundamento na Teoria de Federalismo Fiscal. A idéia subjacente a este lógica é a de que as esferas municipais e estaduais estão

potenciais com o estabelecimento de diversos desenhos alternativos para o mesmo programa. O sistema federativo oferece um arcabouço institucional propício ao estabelecimento destas pequenas variações.

⁵ A NOB 01/96 estabelece duas modalidades em que os municípios podem habilitar-se: gestão plena da atenção básica ou gestão plena do sistema municipal. Na primeira, o município assume a responsabilidade sobre ações e serviços de atenção básica à saúde de sua população. Na gestão plena da saúde municipal, além de responsabilizar-se pela provisão da atenção básica, o município assume serviços de maior complexidade, como a gerência de serviços hospitalares e a oferta de procedimentos ambulatoriais de alto custo (Andrade e Lisboa, 2001a).

mais próximas da população, então, conseguem captar de forma mais precisa suas preferências e estão sujeita a fiscalização mais próxima dos eleitores (Oates, 1999).

A questão das externalidades interjurisdicionais representa um problema crítico para a provisão descentralizada de diversos serviços de saúde, principalmente o atendimento hospitalar, sobretudo num arcabouço legal como o brasileiro, em que é garantido constitucionalmente o atendimento a qualquer cidadão na rede do SUS. No caso da atenção básica, todavia, o teorema sugere que a provisão descentralizada gera níveis de bem-estar superiores em relação ao fornecimento pela União. Afinal, ao contrário de outras ações de saúde, como atendimento ambulatorial e hospitalar, no âmbito do PSF e da atenção básica de saúde, a definição prévia das coberturas territorial e populacional implica em que não haja externalidades interjurisdicionais significativas. Além disso, é intuitivo que a produção das unidades de saúde voltadas ao cuidado preventivo não seja suscetível a retornos crescentes de escala. Em suma, a descentralização da execução se aplica de forma extremamente adequada no arcabouço da atenção básica.

3. Indicadores de saúde

A avaliação econômica de intervenções na área da saúde (*health care interventions*) geralmente mensura os resultados a partir de uma das três perspectivas: monetária, efetividade clínica ou utilidade individual⁶. A indisponibilidade de uma base de dados que discrimine a série histórica dos gastos públicos na atenção básica, por município, impede que a análise seja pela ótica monetária⁷. A ausência de dados também impossibilita que seja seguida a abordagem da ótica da utilidade, já que seria necessário acesso a informações sistematizadas (e ordenáveis) referentes ao bem-estar dos indivíduos atendidos no escopo da atenção básica. Resta, portanto, recorrer à análise da efetividade clínica, embora seja feita uma avaliação um pouco mais abrangente.

Assim, a primeira questão que aparece diz respeito a que indicador de saúde utilizar para avaliar um determinado programa. A busca de um indicador que reflita de forma completa as condições de saúde de determinada população não é tarefa trivial. Isto porque as limitações existentes na conceituação de saúde ou doença se refletem na mensuração dos eventos relacionados a estes dois conceitos (Barreto e Carmo, 2000).

⁶ Vide McCrone (1998) para uma apresentação organizada de cada uma dessas três perspectivas.

⁷ Há informação apenas para o ano de 2005 da série de despesas nos municípios disponibilizadas pela STN, o que não configura um painel de dados.

De acordo com Fournier (1997), as seguintes propriedades devem ser apresentadas por um indicador de saúde: validade, confiabilidade, sensibilidade, especificidade e inteligibilidade. O critério da validade se refere à habilidade de o indicador oferecer a diversidade de valores necessários na avaliação do estado e desenvolvimento do fenômeno estudado. Confiabilidade diz respeito à capacidade do indicador em fornecer números estáveis em diferentes períodos e localidades. Sensibilidade seria a habilidade de um indicador em reagir, sobretudo a variações no curto prazo, a mudanças no fenômeno representado. Especificidade traduz-se como a característica de um indicador em variar somente devido a alterações afetando o fenômeno sob observação ou devido a intervenções e, por último, mas não menos importante, a inteligibilidade diz respeito à capacidade de compreensão do indicador por parte de não especialistas.

No que se refere à aferição da qualidade de um sistema de saúde a partir de dados relacionados ao estado de saúde da população atendida, tanto o aspecto da morbidade⁸ quanto da mortalidade devem ser considerados. A utilização dos dados de mortalidade como instrumento de avaliação de um sistema de saúde é, certamente, de grande valia, tanto para se aferir a capacidade de prevenção deste sistema, como sua capacidade de intervenção curativa. A objetividade inquestionável do evento morte e a obrigatoriedade de sua vinculação ao Código Internacional de Doenças, além de sua comunicação compulsória minoram substancialmente problemas como subnotificação e imprecisão dos dados.

A taxa de mortalidade infantil é o mais tradicional e utilizado dos indicadores de saúde. Ela representa o risco de um nascido vivo em determinada localidade falecer durante seu primeiro ano de vida (Laurenti et al., 1987). Uma vez que crianças de até um ano de idade são extremamente vulneráveis às condições sócio-ambientais em que estão inseridas, a taxa de mortalidade infantil é muitas vezes utilizada como *proxy* para as condições gerais de vida de determinada sociedade. Logo, consiste num indicador que reflete, em linhas gerais, as condições de saúde populacionais. Quando analisados de forma mais precisa as causas de óbitos infantis vis-à-vis o período em que ocorreram, constata-se que as causas diferem substancialmente entre recém-nascidos e os demais. Os óbitos de crianças recém-nascidas geralmente ocorrem devido a problemas congênitos, complicações do parto e nascimento prematuro, enquanto em crianças com

⁸ A morbidade se refere ao estado de saúde dos indivíduos vivos.

mais de um mês de vida doenças diarreicas e infecciosas são os principais vilões (Grossman & Jacobowitz, 1981; Serra, 2003). Em função desta nuance, é comum a decomposição da mortalidade infantil em dois componentes: o neonatal e o pós-neonatal. A taxa de mortalidade neonatal representa a quantidade de óbitos ocorridos entre o 1º e o 28º dia de vida, por mil nascidos vivos, enquanto a taxa pós-neonatal corresponde às mortes ocorridas do 29º ao 364º dia. Em sociedades mais desenvolvidas, com presença de taxas reduzidas de mortalidade infantil, há predomínio do componente neonatal, enquanto em populações mais carentes há tendência de que a morte pós-neonatal seja dominante. Isto pode ser explicado pelo fato de que as causas mais frequentemente responsáveis pelos óbitos pós-neonatais são facilmente evitáveis por vacinação, cuidado preventivo ou medidas de saneamento ambiental.

Apesar do Programa Saúde da Família ter sempre tido como seu objetivo primordial a diminuição da mortalidade infantil, esta não expressa completamente todos os aspectos referentes ao nível de saúde populacional, já que foca num substrato bastante restrito da população. Além disso, sua tendência declinante, em períodos recentes e em várias sociedades, poderia fragilizar seu papel como principal indicador, já que careceria da sensibilidade mencionada por Fourier.

Assim, para testar a robustez dos resultados obtidos inicialmente usando-se a taxa de mortalidade infantil também serão utilizados outros dois indicadores de saúde, quais sejam, o índice de anos de vida perdidos e o quantum de internações hospitalares de residentes.

Conforme Marinho e Façanha (2001) *“a forma genérica com que são formulados programas sociais de governo e a multiplicidade de objetivos envolvidos criam obstáculos críticos para avaliações de eficácia”*⁹. A avaliação da eficácia, portanto, requer o estabelecimento de indicadores que expressem de forma fidedigna os objetivos do programa em questão, sendo que a utilização de mais de um indicador deve atender ao critério de captar a pluralidade de metas da política em questão.

Com a construção do índice de anos potenciais de vida perdidos (IAVP), espera-se poder avaliar se há impactos diferenciados do programa em diferentes segmentos etários da população. O índice foi desenvolvida por Romeder e McWhinnie (1977) com a finalidade de ordenar as principais causas responsáveis por mortes prematuras. Embora ele seja mais comumente usado para determinar a importância de mortes

⁹ Marinho e Façanha, 2001, p. 7.

prematuras provocadas por uma causa específica, o índice de anos potenciais de vida perdidos consiste num indicador para o peso das mortes prematuras frente a estrutura de mortalidade de determinada comunidade.

Do ponto de vista da análise do bem estar, o cálculo dos anos de vida perdidos parece adequado, uma vez que considera a estrutura etária associada à mortalidade em cada país (Andrade e Lisboa, 2001b). Para aplicação no Brasil, o cálculo utiliza dados censitários sobre população e registros civis sobre óbitos. Neste trabalho segue-se a abordagem utilizada por Romeder e McWhinnie, que considera todos os óbitos entre 1 e 70 anos de idade, assumindo que esta última idade corresponde à expectativa de vida da população, para ambos os sexos. Uma crítica eventualmente feita a este indicador é a de que este dá uma importância excessiva a mortes ocorridas em jovens, resultando num “viés” que favorece intervenções afetando pessoas mais jovens.

Como já comentado, anteriormente, justamente por atribuir maior peso a óbitos de indivíduos mais jovens é que este indicador parece mais apropriado numa perspectiva do bem-estar. Uma forma de atenuar um pouco a crítica mencionada seria atribuir um desconto tal que desse maior importância aos anos a serem vividos no futuro próximo, em detrimento dos anos a serem vividos num futuro mais remoto¹⁰ (Fournier, 1997).

Uma avaliação baseada apenas na mortalidade, no entanto, restringe-se à situação limite da efetividade de um sistema de saúde. O conceito contemporâneo de saúde incorpora a qualidade de vida, mesmo sabendo do elevado grau de subjetividade associado a este conceito¹¹. Embora haja indisponibilidade de dados no Brasil sobre a percepção dos indivíduos sobre sua qualidade de vida, a utilização de informações associadas a internações hospitalares consiste numa alternativa que viabiliza a incorporação da morbidade à análise, complementando a análise focada somente na mortalidade. A utilização de informações referentes a internações hospitalares é relevante na medida em que permite auferir em que medida as ações preventivas executadas no escopo da atenção básica conseguem reduzir a incidência de enfermidades mais graves e, conseqüentemente, a utilização de serviços hospitalares.

¹⁰ Não há qualquer alteração substantiva nos resultados encontrados quando incluída a taxa de desconto (entre 1% e 3% ao ano) no cálculo do índice de anos de vida potencialmente perdidos.

¹¹ Nos países desenvolvidos, a morbidade é avaliada com base em índices de anos de vida ajustado à qualidade de vida (QALY). Infelizmente, no Brasil, não há dados e pesquisas que permitam a construção do QALY. (Andrade e Lisboa, 2001b).

Naturalmente, críticos mais severos podem vir a questionar o conjunto de indicadores escolhido, defendendo que haveria alguma variável mais representativa dos padrões de saúde populacionais como, por exemplo, a mortalidade materna¹². Entretanto, é importante ressaltar que a escolha de indicadores teve como critério abarcar tanto o maior espectro populacional possível em termos de faixa etária – e, nesse sentido, o índice de anos de vida perdido consiste em complemento para a mortalidade infantil – quanto aspectos relacionados à morbidade, captados, ainda que parcialmente, pelas informações referentes às internações.¹³

4. Metodologia e dados utilizados

A fim de estimar o efeito parcial da atenção básica será utilizado um painel de municípios da Região Sudeste entre 1999 e 2003.¹⁴ Como discutido anteriormente, como indicadores de saúde serão utilizados a mortalidade infantil, o índice de anos de vida perdidos e o quantum de internações hospitalares. As coberturas populacionais do PACS e PSF são utilizadas como variáveis explicativas de interesse. Rocha e Soares (2008) argumentam que o uso das coberturas populacionais dos programas resultaria num problema de endogeneidade uma vez que municípios onde a mortalidade fosse maior também seriam os municípios em que a cobertura é maior em termos percentuais. Assim, preferem utilizar no lugar das coberturas populacionais *dummies* indicando há quanto tempo o município está no programa. Como a amostra aqui utilizada começa em 1999 e a partir de 1998 o programa foi estendido a praticamente todos os municípios acredita-se que o problema da possível endogeneidade é dramaticamente reduzido.

¹² A mortalidade materna é definida como a morte de mulheres durante a gravidez ou até 42 dias após o parto, causada ou agravada direta ou indiretamente pela gravidez (WHO, 2004). Dada a impossibilidade de se determinar com precisão o número de gestações, a mortalidade materna é medida em relação ao número de nascidos vivos. Ela reflete, basicamente, as condições de assistência pré-natal e ao parto, assim como aspectos biológicos da reprodução humana e a presença de doenças provocadas ou agravadas pela gravidez e parto (Fonseca e Laurenti, 2000). Embora se espere que uma política com forte ênfase no atendimento integral e ação preventiva, como a estratégia de atenção básica e o PSF, deva exibir impacto significativo sobre a mortalidade materna, a pouca confiabilidade dos dados no Brasil, devido à subestimação em relação aos óbitos maternos de fato ocorridos, impede que esta sirva de indicador adequado.

¹³ No caso específico da mortalidade materna, chegou-se a realizar as estimações, mas os resultados foram totalmente inconclusivos, com todos os coeficientes estatisticamente iguais a zero, provavelmente devido à pouca confiabilidade das informações referentes a esta variável dispostas no DATASUS.

¹⁴ Como as séries anuais de leitos hospitalares e obstetrícios por município – uma importante variável de controle representativa dos insumos médicos disponíveis à população de interesse – são interrompidas no ano de 2003 o período de análise não ultrapassa esse ano.

A utilização de um painel apresenta a vantagem de possibilitar o controle da heterogeneidade não observada, ou seja, de efeitos específicos associados a determinado município ou ano. Desta forma, é possível superar um potencial viés provocado pela omissão de variáveis, desde que a variável relevante não observada pelo pesquisador seja constante no tempo, pois a variável omitida será captada pelo efeito específico associado a cada município (Wooldridge, 2002). O modelo a ser estimado será um painel básico com efeitos não observáveis do tipo:

$$is_{it} = \beta X_{it} + f_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

O indicador de saúde de cada município i e ano t é representado por is_{it} ; X_{it} constitui a matriz de variáveis explicativas para cada município i e ano t ; f_i consiste no efeito específico do município i , ou seja, aquelas características do município invariantes no tempo e não observadas pelo pesquisador; δ_t representa a *dummy* referente ao ano t ; e ε_{it} consiste no distúrbio idiosincrático referente ao município i no ano t .

A matriz de variáveis explicativas X_{it} é composta pelos vetores das variáveis de interesse (PACS e PSF) e pelos vetores das variáveis de controle. As variáveis de controle, representando a renda per capita municipal, os insumos médicos e variáveis de risco à saúde estão apresentadas na tabela 1. As variáveis de controle utilizadas consistem naquelas que refletem a qualidade do sistema de saúde e/ou as condições sócio-ambientais dos residentes nos municípios e são variantes no tempo.¹⁵

As coberturas populacionais do PACS e do PSF são obtidas no DATASUS, base de dados disponibilizada pelo Ministério da Saúde. A população residente em cada município i e ano t é estimada pelo IBGE, com base na evolução da população municipal constatada a partir dos censos. A renda per capita municipal também é calculada anualmente pelo IBGE. Os totais de leitos hospitalares e obstetrícios cadastrados no SUS, disponibilizados pelo DATASUS, consistem nos vetores de insumos médicos acessíveis aos residentes¹⁶. Os coeficientes de óbitos e de internações

¹⁵ Formalizando, o interesse é estimar $E(y | w, c)$, em que a vetor y representa a variável dependente (o indicador de saúde), w seria uma matriz $2 \times NT$ cujas colunas representam as variáveis de interesse, respectivamente a cobertura populacional respectivamente do PSF e do PACS e c consiste na matriz de variáveis de controle de dimensão $(K-2) \times NT$. Alternativamente, w pode consistir num vetor de dimensão NT cujas colunas representam a soma da cobertura do PSF e do PACS.

¹⁶ Algumas variáveis utilizadas por Serra (2003) não foram aqui empregadas, como coeficiente de médicos por mil habitantes, taxa de urbanização municipal e despesas municipais anuais por função de saúde e saneamento. Tal fato ocorreu, em primeiro lugar, porque a Fundação SEADE é o único órgão que disponibiliza dados anuais referentes ao coeficiente de médicos por mil habitantes e à taxa de urbanização municipal, o que incorre que estas informações se restrinjam aos municípios localizados no Estado de São

causados por doenças infecciosas e parasitárias consistem em *proxy* para os níveis de saneamento nos municípios. Conjuntamente ao indicador para gestações de risco e às variáveis representativas dos níveis de educação municipais, consistem nas variáveis de risco à saúde das populações de interesse.

Tabela 1. Descrição das variáveis de controle

Nome	Descrição da variável	Fonte
PIBPC	Produto Interno Bruto municipal, por habitante	IBGE
HOSP	Total de leitos hospitalares municipais cadastrados no SUS, excluindo os leitos de UTI (coeficiente por mil habitantes)	DATASUS
OBST	Leitos de clínica obstétrica municipais cadastrados no SUS (coeficiente por mil habitantes)	DATASUS
ODIPC	Óbitos causados por doenças infecciosas e parasitárias (coeficiente por cem mil habitantes)	DATASUS
IDIPC	Internações provocadas por doenças infecciosas e parasitárias (coeficiente por cem mil habitantes)	DATASUS
RGEST	Gestações de risco: proporção de mulheres que possui menos de 15 anos ou mais de 44 anos, em relação ao total de mulheres em idade fértil (10 a 49 anos)	DATASUS
DICEMM	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino médio – Sexo Feminino	INEP-MEC
DICEMG	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino médio – Ambos os sexos	INEP-MEC
DICEFM	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino fundamental – Sexo Feminino	INEP-MEC
DICEFG	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino fundamental – Ambos os sexos	INEP-MEC
DES_EF	% de docentes com ensino superior nas escolas de nível fundamental	INEP-MEC
DES_EM	% de docentes com ensino superior nas escolas de nível fundamental	INEP-MEC
EVAS_EM	Taxa de abandono – Ensino Médio	INEP-MEC
EVAS_EF	Taxa de abandono – Ensino Fundamental	INEP-MEC

Taxa de distorção idade-conclusão (nas escolas do ensino fundamental e médio; para mulheres e ambos os sexos), percentual de docentes com ensino superior (nas escolas de nível fundamental e médio) e taxa de abandono (também nas escolas do ensino fundamental e médio) são as variáveis representativas dos níveis de educação municipais, todas disponibilizadas pelo INEP-MEC. O amplo conjunto de variáveis representativas da educação se justifica, em primeiro lugar, pela dificuldade de encontrar um indicador anualmente calculado para todos os municípios da amostra que

Paulo. Além disso, optamos por desconsiderar a série de despesas municipais anuais por função de saúde e saneamento, que apresenta quantidade excessiva de lacunas, o que exigiria um tratamento rigoroso para avaliar um potencial problema de seleção.

reflita apropriadamente o estoque de conhecimento detido pela população residente. Além disso, a relevância de cada uma destas depende em grande medida da variável dependente utilizada na estimação. Por exemplo, para o cálculo do impacto da atenção básica sobre a mortalidade infantil, os indicadores educacionais da população do sexo feminino são mais relevantes que os populacionais, enquanto para o índice de anos de vida perdidos e para as internações, não há porque limitar-se aos indicadores referentes somente às mulheres residentes.

5. Resultados econométricos

Quando a mortalidade infantil é utilizada como indicador de saúde observa-se que em municípios pequenos há variações enormes na taxa de ano para ano, o que é causado pelo baixo número de nascimentos ocorridos anualmente nestas localidades¹⁷. Para atenuar esse problema são analisados somente municípios com população superior a 50.000 habitantes no ano de 2003.¹⁸

Os resultados são apresentados na tabela 2. A estimação por efeitos fixos¹⁹ indica que o coeficiente associado à cobertura do PSF é de -2,46 (redução de 2,46 óbitos infantis por mil nascidos vivos como resposta à cobertura de 100% da atenção básica comparativamente ao estado inicial de ausência de atendimento primário) e o associado ao PACS é estatisticamente igual a zero. Assim, existem indicações de que o Programa Saúde da Família exerce impacto negativo e estatisticamente significativo sobre a mortalidade infantil.

Em relação ao Programa de Agentes Comunitário de Saúde, o impacto é estatisticamente igual a zero, ou seja, não é possível rejeitar a hipótese de que o PACS não afeta a mortalidade infantil. Uma hipótese que poderia justificar esse resultado seria o fato de que o PACS é um programa transitório, ou seja, a tendência é que uma vez que a atenção básica se consolide no município, os recursos direcionados para o PACS migrem totalmente para o PSF (Ministério da Saúde, 2001b). Outra possibilidade seria haver baixa resolutividade por parte dos agentes comunitários de saúde na ausência de

¹⁷ Em relação a 1999, primeiro ano da amostra, a média e o desvio padrão da mortalidade infantil nos municípios do Sudeste é de respectivamente 24,1 e 52,4 por cada mil nascidos. Já para a amostra com municípios acima de 50.000 habitantes, a média na taxa de mortalidade é de 19 por mil nascidos vivos, com desvio padrão de 5,4.

¹⁸ Sem qualquer esse tratamento especial, todos os coeficientes estimados são estatisticamente iguais a zero, exceto os indicadores de educação municipais e as dummies de ano. Os resultados dessas estimações podem ser obtidos diretamente com os autores.

¹⁹ Os testes Breusch-Pagan e de Hausman indicam que efeitos fixos é o método de estimação mais adequado.

profissionais de saúde mais qualificados, no que se refere ao cuidado com crianças menores que um ano. De qualquer forma é muito importante ressaltar que a hipótese aventada de baixa a eficiência do trabalho isolado do agente comunitário não passa de conjectura, sendo necessária análise mais cuidadosa para que seja confirmada ou rejeitada.

Tabela 2. Resultados: Taxa de mortalidade infantil como indicador de saúde

	Coefficiente	Erro Padrão	t	P> t 	Int. de Confiança 95%	
PSF	-2,46	1,25	-1,97	0,049	-4,91	-0,01
PACS	-0,66	1,38	-0,48	0,632	-3,38	2,05
PIBPC	0,000033	0,000032	1,00	0,315	-0,000031	0,000096
HOSP	0,07	0,24	0,30	0,764	-0,40	0,54
OBST	0,11	2,03	0,05	0,957	-3,88	4,10
IDIPC	0,0009	0,0014	0,66	0,509	-0,001804	0,003633
EVAS_EF	-0,01	0,09	-0,10	0,921	-0,18	0,16
EVAS_EM	-0,09	0,04	-2,13	0,034	-0,18	-0,01
D00	-0,07	0,39	-0,18	0,858	-0,84	0,70
D01	-2,01	0,47	-4,22	0,000	-2,94	-1,07
D02	-3,00	0,54	-5,53	0,000	-4,06	-1,93
D03	-3,35	0,60	-5,59	0,000	-4,52	-2,17
CONS	20,36	1,32	15,38	0,000	17,76	22,96
Observações	1135					
Hausman	56,72 (0,000)		R²		0,1505	
Breusch-Pagan	424,83(0,000)		F (12,896)		13,23 (0,000)	

Em relação à estimação com o índice de anos de vida perdidos como variável dependente, os testes Breusch-Pagan e de Hausman indicam que a estimação através de efeitos fixos é o método mais apropriado, assim como ocorrera em relação à taxa de mortalidade infantil. As variáveis referentes ao número de leitos em clínicas obstétricas e à proporção de gravidezes de risco são excluídas da regressão uma vez que são variáveis de controle específicas à saúde materno-infantil dado que o índice de anos perdidos refere-se à toda a população residente com idades entre 1 e 70 anos²⁰.

²⁰ A exclusão do número de leitos de clínica obstétrica da *proxy* de gestações de risco não provoca qualquer alteração relevante nos resultados encontrados. Importante ressaltar que ao excluir a variável número de leitos obstétricos não se incorre em omissão de variável relevante, uma vez que foi utilizado o total de leitos hospitalares como controle e esta variável já inclui os leitos voltados à especialidade obstetrícia.

Os resultados da estimação²¹, dispostos na coluna da esquerda da tabela 3, indicam que os coeficientes associados aos PSF e PACS apresentam sinal diferente do esperado, com significância estatística de 1% e 5%, respectivamente.

Seria crível que a estratégia PACS / PSF apresentasse coeficientes estatisticamente iguais a zero, mas é de difícil compreensão como a introdução dos programas teria impacto positivo na proporção de mortes prematuras da população. O crescimento de óbitos provocados por causas externas poderia justificar o resultado encontrado, caso houvesse alguma variável não identificada que provocasse simultaneamente a elevação de mortes por causas externas e da cobertura da atenção básica. Para testar tal hipótese o modelo é reestimado considerando-se como variável dependente o índice de anos de vida perdidos sem computar as mortes por causas externas. Os resultados estão dispostos na coluna da direita da tabela 3 e apesar de pequenas alterações nos coeficientes estimados, o problema do sinal contra-intuitivo permanece. Tampouco há alteração substancial nos resultados quando aplicada uma taxa de desconto sobre os anos perdidos²².

Tabela 3. Resultados : Índice de Anos de Vida Perdidos como indicador de saúde

V. Dependente	IAVP				IAVP Exclusive Causas Externas			
	Coef.	Erro Pad	T	P> t	Coef.	Erro Pad	T	P> t
PSF	4,34	1,536	2,83	0,005	3,53	1,324	2,67	0,008
PACS	4,66	2,731	1,71	0,088	5,80	2,354	2,46	0,014
PIBPC	0,00003	0,00009	0,35	0,729	0,00001	0,00008	0,13	0,896
HOSP	1,12	0,498	2,25	0,024	0,83	0,429	1,94	0,052
IDIPC	0,00	0,001	2,88	0,004	0,00	0,001	3,74	0,000
DES_EF	0,03	0,045	0,68	0,498	0,01	0,038	0,38	0,702
EVAS_EF	0,11	0,132	0,84	0,398	0,16	0,114	1,44	0,149
D00	-3,17	1,022	-3,10	0,002	-2,11	0,881	-2,39	0,017
D01	-7,54	1,156	-6,52	0,000	-5,60	0,996	-5,62	0,000
D02	-8,59	1,280	-6,71	0,000	-8,29	1,104	-7,51	0,000
D03	-6,88	1,359	-5,07	0,000	-5,65	1,172	-4,82	0,000
CONS	99,67	3,203	31,12	0,000	78,38	2,762	28,38	0,000
Observações	8320				8320			
Hausman - $\chi^2(10)$	101,12				57,59			
Breusch-Pagan - $\chi^2(1)$	2218,81				1466,79			
R ²	0,0152				0,0195			
F(11,6645)	9,30				12,04			

²¹ As estimações com outras variáveis de controle para os padrões educacionais nos municípios não provocam alteração significativa nos resultados e estão disponíveis mediante solicitação ao autor.

²² Estimções disponíveis com os autores.

Uma explicação plausível para esse resultado pode ser o fato do PSF apresentar maior penetração em localidades de pior desenvolvimento humano, nas quais tende a haver elevada subnotificação de óbitos. Isto é, a estruturação da rede de atenção à saúde, possibilitada pelo PSF, provocaria melhora do apontamento de óbitos, o que nos levaria a inferir, com base nas séries históricas dos municípios, que a implantação e ampliação do PSF geram crescimento do número de óbitos. Embora esta hipótese não seja exatamente testável, já que, evidentemente, não se dispõe da informação sobre a evolução da subnotificação em cada município, a estimação do impacto das variáveis de interesse sobre a mortalidade total do município pode ser um indicativo importante de essa hipótese é razoável.

Mantendo-se as mesmas variáveis de controle da estimação do índice de anos de vida perdidos, obtém-se evidência de que o PACS e o PSF têm impacto positivo, respectivamente, 5% e 1% de significância sobre a taxa de mortalidade do município, o que reforça a hipótese do impacto (matematicamente) negativo sobre a subnotificação²³. Neste caso, é possível ainda conjecturar que as estimativas do impacto sobre a mortalidade infantil também estariam subestimados, já que haveria relação negativa entre a subnotificação de óbitos e a cobertura da atenção básica, desde que a subnotificação do número de nascidos vivos fosse, em valores relativos, inferior à dos óbitos infantis²⁴.

Finalmente resta testar o efeito do Programa Saúde da Família sobre os indicadores de morbidade, representados pelo quantum e valores das internações hospitalares. Considerando apenas a natureza preventiva do programa, é intuitivo esperar que haja redução na quantidade de internações, já que parte das enfermidades seriam tratadas no âmbito da atenção básica. Entretanto, o aspecto estruturante da atenção básica atua no sentido oposto, possibilitando que a rede de saúde penetre em áreas outrora desassistidas, o que deve contribuir para elevar a quantidade dos encaminhamentos para as unidades de média e alta complexidade. Embora tal efeito possa ser interpretado como positivo, há que se levar em consideração que na hipótese da equipe de saúde não dispor da infra-estrutura necessária para o exercício de suas funções, é altamente provável que haja uma incidência elevada de encaminhamentos

²³ Resultados disponíveis com os autores.

²⁴ Poder-se-ia ainda conjecturar tratar-se de caso de causalidade reversa, em que há expansão da rede de atendimento justamente em áreas com maior crescimento na incidência de óbitos precoces. Entretanto, esta hipótese parece pouco razoável, já que a tendência é de redução dos óbitos por outras causas que não as externas, devido à melhora da tecnologia disponível.

para unidades de mais alta complexidade, já que o tratamento não pode ser realizado no primeiro nível de atenção.

A tabela 4 mostra o resultado das estimações quando o número de internações pagas pelo SUS, por cem mil habitantes, é considerado como indicador de saúde.

Com a amostra de municípios completa, os coeficientes associados ao PSF e ao PACS são estatisticamente iguais a zero e as estimativas do número de leitos hospitalares, cobertura de saneamento básico e qualidade do ensino no nível fundamental são estatisticamente significantes, todos com o sinal esperado (coluna da esquerda).

Como para os municípios menores há a possibilidade do comportamento estocástico da variável dependente ser excessivamente forte (devido à base populacional reduzida), o que pode ocasionar pouca aderência dos dados ao modelo teórico, na coluna da direita são reportados os resultados somente para os municípios com população superior a 50.000 habitantes.

Quando somente a amostra de municípios grandes é considerada há uma mudança significativa nos resultados obtidos. O coeficiente associado ao PSF é positivo e estatisticamente significativo, ao passo que não se pode afirmar que os demais sejam diferentes de zero, com exceção da quantidade de leitos hospitalares disponíveis, que têm o sinal positivo esperado.

Tabela 4: Resultados :AIH pagas por 100.000 habitantes como indicador de saúde

AIH Pagas	Amostra completa				Municípios com pop. > 50.000			
	Coef.	Erro Pad	T	P> t	Coef.	Erro Pad	t	P> t
PSF	-150,40	197,90	-0,76	0,447	684,25	218,40	3,13	0,002
PACS	-15,95	351,90	-0,05	0,964	305,08	239,50	1,27	0,203
PIBPC	-0,0026	0,0116	-0,22	0,822	-0,0020	0,0057	-0,35	0,726
HOSP	228,80	64,18	3,56	0,000	203,74	37,88	5,38	0,000
ODIPC	5,94	2,35	2,53	0,012	2,19	3,88	0,56	0,573
DICEFG	9,82	5,37	1,83	0,068	5,91	5,08	1,17	0,244
DES_EF	-36,62	5,76	-6,36	0,000	-8,60	6,19	-1,39	0,165
D00	202,79	133,12	1,52	0,128	-142,69	71,38	-2,00	0,046
D01	-67,94	153,53	-0,44	0,658	-455,93	90,99	-5,01	0,000
D02	-322,71	178,82	-1,80	0,071	-712,75	139,46	-5,11	0,000
D03	-336,78	178,61	-1,89	0,059	-872,43	141,26	-6,18	0,000
_CONS	8949,66	456,74	19,59	0,000	7221,06	492,94	14,65	0,000
Observações	8315				1135			
Hausman - $\chi^2(10)$	107,49				41,04			
Breusch-Pagan - $\chi^2(1)$	2766,20				1499,30			
R²	0,0164				0,2311			
F	F(11,6640)			10,06	F(11,897)			12,04

Desta forma, a partir dos resultados obtidos para os grandes municípios, é possível inferir que o aspecto preventivo da atenção básica não está gerando os resultados desejados, em termos de internações hospitalares. Mais especificamente, o impacto depende da magnitude dos municípios. Nos municípios com população superior a 50.000 habitantes, a estruturação da atenção básica provoca crescimento na quantidade de internações, mas o mesmo não ocorre nos municípios menores, em que o impacto é estatisticamente igual a zero. Esse resultado em parte decorre da maior intensidade do comportamento estocástico nos municípios pequenos. Outra explicação possível seria a de que há uma disposição das equipes localizadas nos municípios maiores encaminharem os pacientes para os hospitais com maior frequência, dada a tendência de haver hospital no próprio município²⁵. Ou seja, um fator determinante para que haja crescimento do número de internações seria a presença de hospital no município.

Para testar essa hipótese avalia-se se há diferença significativa na resposta do quantum de internações pagas aos programas entre municípios com e sem hospitais. Os resultados obtidos confirmam a diferença na resposta entre os dois grupos de municípios. Nos municípios em que há hospitais, o efeito é positivo e estatisticamente significativo para o PACS e PSF, ao passo em que nos municípios em que não existe atendimento de maior complexidade, o impacto dos programas da atenção básica é estatisticamente igual a zero, embora com sinal negativo. A diferença se mantém quando comparados os dois grupos de municípios considerando única e exclusivamente as localidades com menos de 50.000 habitantes²⁶, o que sugere que a presença de hospital é o elemento preponderante para a diferença nos resultados e não o maior desvio padrão observado nos municípios menores.

Naturalmente, este fenômeno tem implicações importantes para efeito de finanças públicas: se a atenção básica exerce um impacto positivo sobre a produção das unidades de maior complexidade, o impacto financeiro dos programas de baixa complexidade sobre as contas públicas não pode ser mensurado apenas pelo custo de seu financiamento direto, mas também pela elevação de despesa nos outros níveis de complexidade. Uma forma de mensurar este efeito é avaliar o impacto dos programas

²⁵ Cerca de metade dos municípios com até 50.000 habitantes não dispunham de leitos hospitalares em 2003, ao passo que em 97% dos municípios com população superior a 50.000 habitantes havia ao menos um hospital.

²⁶ Resultados disponíveis com os autores.

sobre o valor total pago pelas internações a que foram submetidos os residentes de cada município. Os resultados são apresentados na tabela 5.

Tabela 5: Resultados: Valor Total das AIH pagas *per capita* como variável dependente

Valor Total despendido em AIHs	Amostra Completa				Municípios com pop. > 50.000			
	Coef.	Erro Pad	t	P> t	Coef.	Erro Pad	t	P> t
PSF	-1,03	0,877	-1,17	0,241	3,59	0,970	3,70	0,000
PACS	-0,12	1,559	-0,07	0,941	2,03	1,064	1,91	0,057
PIBPC	-0,00001	0,00005	-0,20	0,842	0,00003	0,00003	1,01	0,310
HOSP	1,39	0,284	4,88	0,000	1,25	0,168	7,45	0,000
ODIPC	0,04	0,010	4,17	0,000	0,01	0,017	0,79	0,428
DICEFG	0,04	0,024	1,67	0,095	-0,02	0,023	-0,73	0,466
DES_EF	-0,12	0,025	-4,77	0,000	0,01	0,027	0,36	0,721
D00	-1,15	0,590	-1,95	0,052	-3,28	0,317	-10,35	0,000
D01	-3,33	0,680	-4,90	0,000	-5,86	0,404	-14,49	0,000
D02	-5,81	0,792	-7,34	0,000	-7,18	0,619	-11,60	0,000
D03	-8,27	0,791	-10,46	0,000	-10,56	0,627	-16,84	0,000
CONS	30,12	2,021	14,90	0,000	26,02	2,189	11,89	0,000
Observações	8317				1135			
Hausman - $\chi^2(10)$	102,45				27,86			
Breusch-Pagan - $\chi^2(1)$	3634,45				1355,90			
R ²	0,0632				0,6562			
F	F(11,6642)			40,76	F(11,897)			155,63

Os resultados apresentados são similares àqueles obtidos quando o quantum de AIH pagas é a variável dependente. No que se refere aos coeficientes associados às variáveis de controle, as estimações apresentam os mesmo sinais, com exceção da renda e do percentual de docentes com superior que, no entanto, são estatisticamente iguais a zero. Para a amostra completa de municípios, não pode é possível rejeitar a hipótese de que o impacto de PSF e PACS sejam iguais a zero, mas no caso dos municípios com mais de 50.000 habitantes, ambos são positivos, com significância estatística de 1% e 10%, respectivamente. No contexto dos municípios maiores, o Programa Saúde da Família eleva os gastos com alta complexidade em R\$3,59 per capita, a valores de 1999 e o Programa de Agentes Comunitários em R\$2,03²⁷.

A similaridade dos resultados (no que se refere aos sinais) entre as estimações com o quantum de AIH pagas e o com o valor total despendido pelo SUS pode ser um indicativo de que o mesmo fator – a presença de hospital no próprio município – é determinante para o impacto da política de atenção básica sobre as internações. Para reforçar tal afirmação, as estimativas foram novamente realizadas para as amostras

²⁷ O valor referente ao PSF equivale a R\$ 8,43 a preços correntes de 2008, com correção pelo IGP-M médio do ano. Para o ano de 2008, considerou-se somente a média do índice de preços até o mês de maio. No caso do PACS, o valor a preços correntes seria de R\$ 4,77.

separadas (com e sem hospital)²⁸. Os resultados indicam que o PSF tem impacto matematicamente positivo (R\$ 1,85 por habitante) e estatisticamente diferente de zero (a 5% de significância) sobre o valor total despendido em internações nos municípios dotados de hospital, enquanto nos municípios sem unidades de alta complexidade, o programa reduz o dispêndio em R\$ 2,85 *per capita* ao ano. No caso do PACS, para cada amostra, são mantidos os mesmos sinais do PSF, porém, em ambas as amostras não se pode afirmar que o impacto seja diferente de zero. Para exame da robustez desta conclusão, verificou-se ainda se a diferença ocorre quando comparados somente os municípios pequenos com e sem hospitais, confirmando-se que perdura a discrepância. No caso de municípios pequenos com hospitais, os impactos dos programas de interesse sobre o valor total pago nas internações foram estatisticamente iguais a zero (com sinal positivo) e quando considerados somente os pequenos sem hospital, o impacto do PSF foi de -2,88, com significância estatística a 10%, e o do PACS foi de -1,65, mas estatisticamente igual a zero.

Um resultado comum a todas as estimações realizadas e que deve ser destacado é o impacto direto estatisticamente insignificante da renda per capita sobre os indicadores de saúde em praticamente todas as regressões²⁹. Esse resultado aparentemente estranho confirma, contudo, o encontrado por outros autores (Hanratty, 1996; Filmer & Pritchett, 1999; e Serra, 2003). Não deve-se, entretanto, a partir daí concluir que a renda é uma variável irrelevante, mas entender que esta é um fator importante para os níveis de saúde sobretudo na medida em que viabiliza o consumo de outros itens relacionados à saúde, como saneamento básico e atendimento médico. Ou seja, quando esses fatores são controlados nas regressões o impacto da renda torna-se menos importante.

6. Conclusões

O objetivo desse artigo é avaliar a eficácia da política de atenção básica nos quatro estados da Região Sudeste entre 1999 e 2003. A atenção básica tem no Programa

²⁸ Estimacões disponíveís com os autores.

²⁹ A exceção é a estimacão por efeitos fixos do impacto da atencão básica sobre a mortalidade materna na amostra de municípios com menos de 50.000 habitantes.

Saúde da Família a estratégia prioritária para sua organização de acordo com os preceitos do SUS. No modelo estabelecido, à União compete estabelecer as diretrizes nacionais e financiar (parcialmente) os municípios, que são os entes responsáveis pela organização e execução das ações previstas.

Estima-se uma redução de 2,46 óbitos com o PSF (diferente de zero a 5% de significância) e estatisticamente igual a zero com o PACS. Considerando-se que, no ano de 1999, a taxa de mortalidade infantil média nos municípios com mais de 50.000 habitantes era de 19,6 por mil nascidos vivos, não seria equivocado afirmar que o Programa de Saúde da Família foi eficaz no objetivo de reduzir os óbitos infantis, uma vez que, de acordo com os resultados obtidos, foi responsável por reduzir a taxa de mortalidade em 12,6%.

As estimações realizadas com o índice de anos de vida perdidos como indicador de saúde conduziram à percepção de que ações de atenção básica territorialmente adstritas reduzem consideravelmente a subnotificação de óbitos, o que implica em maior confiabilidade das bases de dados utilizadas pelos pesquisadores da área de saúde e tomadores de decisão de políticas de saúde pública. A elevação do grau de confiabilidade das bases de dados do SUS (DATASUS) é um mérito *per se*. Isto porque tornam mais precisas as avaliações de políticas e possibilitam que os órgãos de saúde dos três níveis de governo realizem diagnósticos mais rigorosos das principais carências, problemas e experiências bem sucedidas na atenção à saúde e, conseqüentemente, utilizem os recursos de que dispõem de forma mais eficaz e eficiente.

A análise do aspecto da morbidade, com base nas internações hospitalares pagas pelo SUS, indica que a redução das internações a partir do crescimento da cobertura da atenção básica é função da existência ou não de um hospital no próprio município. Nos municípios sem atendimento hospitalar próprio, há redução significativa da quantidade de internações e no correspondente dispêndio para seu pagamento, e o contrário ocorre nas localidades dotadas de hospitais. Este resultado sugere uma diferença no *modus operandi* dos sistemas municipais que seria determinada pela variável presença de hospital. Ou seja, naqueles locais em que não há hospitais, deve haver maior frequência de demandas sanadas nas próprias unidades básicas de saúde ou ainda maior incidência de casos em que, mesmo após o diagnóstico realizado nas UBS, permanecem pendentes de tratamento. Uma explicação relativamente intuitiva seria haver mais resistência, por parte dos usuários, médicos e gestores de saúde, em relação ao encaminhamento a

outros municípios. Os próprios pacientes podem hesitar em realizar o tratamento indicado, dado o maior tempo necessário distante de atividades produtivas ou devido à distância da família. Os médicos e gestores podem preferir não encaminhar os pacientes para outros municípios devido, respectivamente, à maior dificuldade em acompanhar o tratamento do paciente, assim em função do crescimento expressivo de custos com a locomoção a outras cidades e pagamento de serviços a prestadores fora do sistema municipal. Entretanto, não é possível afirmar categoricamente que estas sejam as razões para o fato constatado.

Bibliografia

ANDRADE, Mônica V.; LISBOA, Marcos. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA; Marcos, MENEZES-FILHO, Naércio A. (orgs.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, p. 285-332, 2001a.

ANDRADE, Mônica V.; LISBOA, Marcos. Mortalidade nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, vol. 31, n.1. São Paulo, 2001b.

BARRETO, Maurício L.; CARMO, Eduardo H. Mudanças em Padrões de Morbimortalidade: Conceitos e Métodos. In: MONTEIRO, C.A. (org.) **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: A Evolução do País e suas Doenças**, pp.186-192, São Paulo: Editora Hucitec/Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde, Universidade de São Paulo, 2000.

FONSECA, Luiz Augusto M.; LAURENTI, Ruy. *Evolução da mortalidade materna*. In: MONTEIRO, C.A. (org.) **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: A Evolução do País e suas Doenças**, pp.186-192, São Paulo: Editora Hucitec/Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde, Universidade de São Paulo, 2000.

FOURNIER, C. *Panorama of evaluative studies: mortality indicators, data sources and methods of estimation*. In: KHLAT, M. (ed.). **Demographic Evaluation of Health Programmes**. Paris, CICRED, p. 15-27, 1997.

GERTLER, P. *The Impact of PROGRESA on Health*. Washington D.C.: International Food Policy Research Institute, 2000.

GROSSMAN, Michael; JACOBOWITZ, Steven. *Variations in infant mortality rates among counties of the United States: the roles of public policies and programs*. **Demography**, v.18, n.04, p.695-713, 1981.

LAURENTI, Ruy; MELLO JORGE, Maria Helena P. de; LEBRÃO, Maria Lúcia; e GOTLIEB, Sabina L.D. **Estatísticas de Saúde**. 2ª edição. São Paulo, EPU, 1987.

MACINKO, James; GUANAIS, Frederico; SOUZA, Maria de Fátima M. de Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60, p. 13-19.

MARINHO, Alexandre; FAÇANHA, Luís O. **Programas Sociais: Efetividade, Eficiência e Eficácia como Dimensões Operacionais da Avaliação**. IPEA – Texto para Discussão nº 787, 2001.

McCRONE, Paul. *Understanding Health Economics: A Guide for Health Care Decision Makers*. London: Open University Press, 1998.

NOGUEIRA, Roberto P. Estabilidade e flexibilidade: tensão de base nas novas políticas de Recursos Humanos em saúde. **Divulgação em saúde para debate**, v. 14, p.18-22, 1996.

NOGUEIRA, Roberto P.; SILVA, Frederico B.; RAMOS, Zuleide V.O. **A Vinculação Institucional de um Trabalhador *sui generis* – o Agente Comunitário de Saúde**. IPEA – Texto para discussão nº 735. Rio de Janeiro, 2000.

OATES, Wallace E. *An Essay on Fiscal Federalism*. **Journal of Economic Literature**, Vol. 37, No. 3, pp. 1120-1149. Set., 1999.

PRITCHETT, Lant; SUMMERS, Lawrence H. *Wealthier is Healthier*. **Journal of Human Resources**, v. 31, n.04, p.841-868, 1996.

ROCHA, Romero Cavalcanti Barreto da ; SOARES, Rodrigo Reis Impacto de programas de saúde a nível familiar e comunitário : evidências do Programa Saúde da Família, Encontro Nacional da ANPEC, Salvador, 2008.

ROMEDER, J-M.; MCWHINNIE, J.R. *Potential Years of Life Lost Between Ages 1 and 70: An Indicator of Premature Mortality for Health Planning*. **International Journal of Epidemiology**, v. 6, p. 143-151, 1977.

SERRA, Rodrigo A. M. **Uma Avaliação Empírica do impacto do Programa Saúde da Família sobre a Saúde Infantil no Estado de São Paulo**. São Paulo, 2003. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

TERRA, Valéria; MALIK, Ana Maria. Programa Médico de Família de Niterói. In: FUJIWARI, Luis M.; ALESSIO, Nelson L.N.; FARAH, Marta F.S. (orgs.). **20 Experiências de Gestão Pública e Cidadania**. 1ª edição. São Paulo: Ed. FGV, 1998.

VIANA, Ana Luiza D.; DAL POZ, Mario Roberto. Reforma do Sistema de Saúde no Brasil e o Programa de Saúde da Família. **Physis: Revista Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, 15 (Suplemento): p.225- 264, 2005.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Department of Reproductive Health and Research. **Maternal Mortality in 2000: estimates developed by WHO, UNICEF, UNFPA**. Genebra, 2004.

