

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bjbfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

Universidade de São Paulo

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Departamento de Economia

**Uma Avaliação Empírica do Impacto
do Programa Saúde da Família sobre a
Saúde Infantil no Estado de São Paulo**

Rodrigo Antonio Moreno Serra

Orientador: Prof. Dr. Antônio Carlos Coelho Campino

São Paulo
2003

Reitor da Universidade de São Paulo
Prof. Dr. Adolpho José Melfi

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Prof^a. Dr^a. Maria Tereza Leme Fleury

Chefe do Departamento de Economia
Prof^a. Dr^a. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina

T338.433621 S487a

T85453



20600025469

DEDALUS - Acervo - FEA



20600025469



Powered by RiteProStar - www.logoprostar.com.br

Uma Avaliação Empírica do Impacto do Programa Saúde da Família sobre a Saúde Infantil no Estado de São Paulo

Rodrigo Antonio Moreno Serra

Dissertação apresentada ao curso de pós-graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial e último para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Antônio Carlos Coelho Campino

São Paulo
2003

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Serra, Rodrigo Antonio Moreno

Uma avaliação empírica do impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde infantil no Estado de São Paulo / Rodrigo Antonio Moreno Serra. -- São Paulo : FEA/USP, 2003.

122 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2003
Bibliografia.

1. Economia da saúde 2. Saúde da família - Avaliação 3. Mortalidade infantil 4. Econometria I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade USP II. Título.

CDD – 338.433621

Para Carla,

inspiração e poesia.

Agradecimentos

À minha família cabem os primeiros agradecimentos. A meus pais, Maritza e Manuel, principalmente pelo infinito amor e respeito com que me criaram, mas também por todo o esforço – muitas vezes gigantesco – que devotaram à minha educação, possibilitando-me alcançar, dia após dia, os objetivos que tracei para a minha carreira. Agradeço também à minha querida irmã, Maricita, amiga de todas as horas, pelos inúmeros bons momentos que já passamos e que ainda passaremos juntos. Todas as páginas desta dissertação não seriam suficientes para expressar sequer uma ínfima parte da minha enorme gratidão para com vocês.

Agradeço muito aos meus grandes amigos Fábio Waltenberg (brilhante economista da educação), Diego Pedote, Enrico Dalla Riva e Daniel Toshimitsu pela companhia, a qual espero conservar pelo resto dos meus dias. De algum tempo para cá, tenho tido a sorte de contar com uma amiga incondicional, cujo apoio tem sido intenso: D. Norma, muito obrigado pela sua ajuda, a qual foi importantíssima para a realização deste trabalho (e também, em muitas situações gastronômicas, para a minha própria sobrevivência!).

Na área acadêmica, muitas foram as pessoas que me ajudaram, direta ou indiretamente, para a elaboração deste trabalho; mencionarei algumas, correndo o inevitável risco de ser injusto ao não citar as demais. Devo muito ao Prof. Antônio Campino: desde que tive a honra de começar a conviver com ele, foi não somente um orientador, mas fundamentalmente um amigo, fazendo de nossas (por vezes longas) reuniões habituais momentos muito prazerosos. O Prof. Campino é, sem dúvida alguma, meu “pai acadêmico”, levando-me pela mão em muitos momentos do árduo caminho inicial de minha vida acadêmica. Espero ter muitas outras oportunidades para dar-lhe o meu “muito obrigado”, professor.

Ainda na Universidade, dedico um agradecimento todo especial ao Prof. Gilberto Tadeu Lima, meu grande amigo Giba. Perdi a conta de quantas vezes tomei o seu tempo pedindo-lhe conselhos sobre os mais variados assuntos entre o céu e a terra, e eventualmente também sobre a minha dissertação. O impressionante é que, nas

conversas com o Giba, além de sempre ser ouvido com a máxima atenção e receber valiosos conselhos. Sai-se com a forte impressão de que ele também desfrutou de um momento agradável! Outras pessoas foram importantes na minha passagem pelo Mestrado e têm minha gratidão: a Prof^a. Basília Aguirre, que me ajudou em todas as ocasiões – burocráticas e/ou estritamente acadêmicas – em que necessitei, além de ter lido e comentado criteriosamente o projeto desta dissertação; o Prof. Naércio Menezes Filho, pelos importantíssimos ensinamentos a respeito das técnicas econométricas utilizadas neste trabalho e pelos seus comentários às versões preliminares do mesmo; o Prof. André Portela, por seus valiosos comentários quando do exame de qualificação; Felisbela Rossetti, certamente a secretária mais competente que já conheci, de contribuição inestimável para a frequência e agilidade dos meus contatos com o Prof. Campino; e a Sra. Rosicler Lorenzo, Coordenadora Estadual do PACS/PSF, por atender-me com extrema gentileza e atenção ao fornecer-me alguns dos dados necessários para o estudo empírico. Devo agradecer de um modo muito especial também à própria instituição *Universidade de São Paulo*, a qual me ofereceu a oportunidade de cursar uma graduação de primeiro nível e uma pós-graduação com grau de excelência acadêmica igual ou ainda maior, ciclo que agora se fecha com esta dissertação.

O último agradecimento é feito totalmente imbuído do mais nobre dos sentimentos humanos. A Carla N. Vital, esposa, amiga, inspiração permanente. Espero poder retribuir, ao longo do resto da minha vida, todo o amor que você me demonstra a cada dia.

Sumário

Agradecimentos.....	ii
Resumo.....	vii
Abstract.....	viii
1. Introdução.....	01
2. Breve descrição do Programa Saúde da Família.....	05
3. A saúde infantil como indicador de impacto do Programa Saúde da Família.....	17
4. Uma análise empírica do impacto do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de São Paulo.....	31
5. Conclusões.....	106
Referências bibliográficas.....	115
Apêndice.....	119

Índice

Agradecimentos.....	ii
Resumo.....	vii
Abstract.....	viii
1. Introdução.....	01
2. Breve descrição do Programa Saúde da Família.....	05
A Unidade de Saúde da Família.....	06
A implantação da estratégia de saúde da família.....	09
O financiamento do PSF.....	11
Alguns indicadores nacionais de cobertura do PSF.....	12
Informações preliminares sobre o processo de implantação e funcionamento do PSF.....	13
O PSF e o PACS em perspectiva comparada.....	15
3. A saúde infantil como indicador de impacto do Programa Saúde da Família.....	17
A taxa de mortalidade infantil e seus componentes.....	19
Panorama da evolução recente da mortalidade infantil e de seus componentes.....	27
4. Uma análise empírica do impacto do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de São Paulo.....	31
Revisão da literatura empírica.....	31
O modelo teórico.....	43
Dados e definição das variáveis.....	54
Resultados econométricos.....	68
Extensões da análise empírica.....	77
Discussões adicionais dos resultados empíricos.....	95
Limitações do estudo.....	103

5. Conclusões.....	106
Considerações gerais.....	106
Implicações de política.....	107
Alguns temas para pesquisas futuras.....	110
Referências bibliográficas.....	115
Apêndice.....	119

Resumo

O objetivo desta dissertação consistiu em efetuar uma avaliação do impacto do Programa Saúde da Família (PSF) sobre a mortalidade infantil, no contexto de uma função de produção de saúde infantil. Para tanto, utilizamos um painel de dados agregados com informações referentes a uma amostra de municípios do estado de São Paulo, entre 1998 e 2001. Os resultados empíricos apontam para um impacto benéfico de maiores graus de cobertura populacional do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil municipais, muito embora tal impacto tenha apresentado uma magnitude relativamente modesta.

Abstract

The aim of this dissertation is to evaluate the impact of the Brazilian *Programa Saúde da Família – PSF* (Family's Health Program) on infant mortality. It uses an infant health production function framework and panel data on *municípios* of São Paulo state for the years 1998-2001. The results indicate that expanded coverage of PSF leads to a reduction in infant mortality rates, although such estimated impact is relatively small.

1. INTRODUÇÃO

O papel do gasto estatal na vida econômica constitui um tópico de discussão antigo em nossa sociedade, e entre os economistas tal preocupação torna-se evidente já na obra de Adam Smith. Um aspecto importante desse tema é, evidentemente, o conjunto de setores conhecidos como “sociais”. De fato, o desenho das políticas e programas sociais é visto entre os estudiosos, cada vez mais, como um grande problema a ser resolvido quanto à eficiência dos gastos públicos (ver, entre outros, Organización Panamericana de la Salud, 1994; Lustig, 1999; e Sen, 2000), e os programas de saúde, entorno temático do nosso trabalho, apresentam-se como parte essencial dessa problemática. As políticas e programas de saúde são extremamente complexos de um âmbito teórico, e igualmente diversos na prática. Traçar conclusões com respeito aos mesmos não é, conseqüentemente, uma tarefa fácil: muitos são os aspectos envolvidos, e inúmeras as inter-relações observadas entre seus sub-setores.

No Brasil, a avaliação do impacto de políticas e programas de saúde, sob a ótica da disciplina *Economia*, constitui ainda uma prática pouco freqüente, embora existam metodologias substancialmente desenvolvidas na literatura teórica, com aplicações empíricas nas mais distintas regiões do mundo. A determinação *ex-post* dos impactos de

programas de saúde – e de programas sociais, de um modo geral – exige a aplicação de modelos experimentais, quasi-experimentais ou não-experimentais capazes de identificar as alterações ocorridas nos participantes do programa em virtude dessa intervenção. O desenho experimental, considerado mais rigoroso, fundamenta sua construção de um contra-factual em um grupo de controle aleatoriamente estabelecido, estatisticamente equivalente em suas características ao grupo de tratamento, o que tende a eliminar da análise os problemas relacionados à heterogeneidade não observada existente entre os participantes e não-participantes de um programa. No método quasi-experimental, os membros dos grupos de “tratamento” e de “controle” não são selecionados aleatoriamente, e sim mediante as chamadas comparações reflexivas ou de coincidências, originando os “grupos de comparação não-equivalentes”. Finalmente, os modelos não-experimentais funcionam como uma alternativa quando é impossível comparar o grupo de tratamento com um grupo de controle (Cohen & Franco, 1993). Nos dois últimos tipos de modelos, faz-se imprescindível a utilização de técnicas estatísticas ou econométricas que permitam corrigir as complicações oriundas da heterogeneidade não observada entre as unidades de análise, pois um fator chave para a confiabilidade dos resultados obtidos (ou, mais especificamente, para a *validade interna* da avaliação) é a possibilidade de distinguir entre os efeitos do programa e outros efeitos externos. Por meio de um correto desenho metodológico, as técnicas de avaliação descritas permitem comprovar relações de causalidade entre as ações de uma política ou programa e as mudanças observadas na população analisada, contribuindo para a melhoria da eficácia e eficiência dessas intervenções.

Apesar de o Programa Saúde da Família (PSF) representar um dos programas de saúde mais abrangentes já desenvolvidos no Brasil, pouco ou nada tem sido feito a fim de aferir, de maneira estatisticamente confiável, o seu impacto sobre as condições de saúde das populações por ele beneficiadas. Este programa é uma iniciativa federal lançada oficialmente em 1994 pelo Ministério da Saúde; sua estratégia inicial foi estabelecida primeiramente por meio do Programa de Agentes Comunitários da Saúde (PACS), iniciado em junho de 1991, o qual já fazia parte de uma estratégia mais ampla de aprimoramento e consolidação do Sistema Único de Saúde (SUS), buscando a reorientação da assistência ambulatorial e domiciliar.

O objetivo deste trabalho é contribuir para a identificação do real impacto das ações do PSF sobre as condições de saúde populacionais. Busca-se uma resposta à pergunta fundamental que norteia nossa investigação: o Programa Saúde da Família tem se revelado uma estratégia eficaz para a melhoria da condição de saúde das populações residentes nas áreas beneficiadas? Para tanto, estimamos o impacto proporcionado pela maior cobertura populacional do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil em uma amostra de municípios do estado de São Paulo, explorando as variações existentes entre esses municípios no que diz respeito aos anos de implementação do Programa e aos graus de cobertura populacional alcançados pelo mesmo. Tais diferenças possibilitam tratar a heterogeneidade municipal não observada, isolando-se o impacto do PSF em relação a elementos específicos de cada município que não variam ao longo do tempo, e também em relação a fatores que variam no período analisado mas são comuns ao grupo de municípios. A identificação do real impacto de um programa de saúde com as

características do PSF constitui, certamente, um instrumento relevante para guiar futuras intervenções públicas na área da saúde.

No primeiro capítulo deste trabalho, descreveremos sucintamente os principais elementos que caracterizam o PSF, como os profissionais que integram as equipes de saúde da família, o processo de implementação do Programa pelos municípios, aspectos de seu financiamento e alguns indicadores da cobertura populacional alcançada pelo mesmo. O capítulo seguinte destina-se a descrever a importância da saúde infantil como um indicador abrangente e representativo das condições de saúde populacionais, além de traçar um panorama da evolução recente da taxa de mortalidade infantil e de seus componentes no Brasil e no estado de São Paulo. No terceiro capítulo, iniciado por uma revisão da literatura empírica (selecionada) relativa à análise do impacto de políticas e programas de saúde, estima-se o impacto do PSF sobre a saúde infantil em uma amostra de municípios do estado de São Paulo, discutindo-se os resultados obtidos e algumas de suas limitações. A seguir, encerramos o trabalho com um resumo das conclusões derivadas do estudo empírico, ressaltamos algumas implicações de política e sugerimos possíveis extensões da nossa análise.

2. Breve descrição do Programa Saúde da Família

De acordo com o estabelecido nos documentos oficiais de formulação do Programa Saúde da Família (PSF), este programa representa uma estratégia cuja ênfase reside nas ações de promoção, proteção e recuperação da saúde dos indivíduos e da família, de maneira integral e contínua; seu objetivo geral pode ser caracterizado, portanto, como a obtenção de melhorias nas condições de saúde das populações beneficiadas (Ministério da Saúde, 2001c). A primeira etapa de sua implantação foi iniciada em junho de 1991, através do Programa Agentes Comunitários de Saúde (PACS) (Ministério da Saúde, 2001a). Em janeiro de 1994 foram formadas as primeiras equipes do PSF, buscando-se a incorporação e ampliação da atuação dos agentes comunitários de saúde.

Um dos objetivos gerais do PSF é reorganizar a prática de assistência à saúde, por meio da substituição do modelo tradicional orientado para a cura de doenças no hospital. O foco da atenção em saúde passa a residir na família, no contexto de seu ambiente físico e social, como forma de possibilitar a compreensão ampla do processo saúde-doença e da necessidade de intervenções mais eficientes e eficazes do que as práticas curativas. Embora constitua uma tentativa de reorganização da assistência à

saúde, é importante notar-se que o PSF não compõe uma intervenção vertical e paralela às atividades dos serviços de saúde; a concepção norteadora do Programa está exatamente em reorganizar tais atividades, integrando-as e promovendo-as em um território definido. Claramente, a estratégia de ação representada pelo PSF enquadra-se no contexto dos princípios básicos do sistema de saúde brasileiro (Sistema Único de Saúde – SUS): universalização do acesso, descentralização do atendimento, integralidade e participação comunitária.

A Unidade de Saúde da Família

O PSF está estruturado a partir da Unidade de Saúde da Família (USF), uma unidade pública de saúde composta por uma equipe multi-profissional responsável por uma determinada população, na qual desenvolve ações de promoção de saúde, prevenção, tratamento e reabilitação. Essa unidade de saúde age de acordo com os seguintes princípios:

1. *Papel substitutivo*: não se objetiva a criação de novas estruturas de serviços (exceto nas áreas desprovidas das mesmas), mas sim a substituição das práticas convencionais de assistência por práticas centradas na vigilância em saúde;
2. *Integralidade e hierarquia*: a USF pertence ao nível de atenção básica e deve estar vinculada à rede de serviços disponíveis aos indivíduos, garantindo-lhes a referência e a contra-referência aos níveis de complexidade superior do sistema sempre que exista tal necessidade;

3. *Foco territorial*: a USF possui um território de atuação definido, e se encarrega do cadastro e acompanhamento da respectiva comunidade;
4. *Equipe multi-profissional*: cada equipe de saúde da família é composta, no mínimo, por um médico generalista ou médico de família (o qual deve dedicar-se exclusivamente ao Programa, isto é, quarenta horas semanais de trabalho), um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e de quatro a seis agentes comunitários de saúde (ACS). Outros profissionais – como dentistas e psicólogos – podem ser incorporados à equipe de acordo com as necessidades e possibilidades locais.

Pelas recomendações do Ministério da Saúde, cada equipe de saúde da família (ESF) deve ser responsável por 4.500 pessoas (ou 1.000 famílias) no máximo.¹ A quantidade de ACS deve ser fixada, pelo município, com relação ao número de indivíduos sob responsabilidade da equipe de saúde, mas um ACS deve encarregar-se, no máximo, por 750 pessoas (ou 150 famílias).

A respeito das atribuições dos profissionais de saúde, o médico generalista é responsável pelo atendimento a todos os integrantes da família, independentemente de sexo ou idade, e desenvolve, juntamente com os demais membros da equipe, ações preventivas e de promoção da saúde e da qualidade de vida da população atendida. O enfermeiro deve supervisionar o trabalho do auxiliar de enfermagem e dos ACS, além de assistir pessoas na unidade de saúde ou no domicílio com o apoio do auxiliar de

¹ No entanto, uma Unidade de Saúde da Família pode possuir mais de uma equipe de saúde, de acordo com a extensão do território sob sua responsabilidade (conforme explicaremos mais adiante). O número de equipes de saúde da família é uma decisão municipal, desde que respeitados os parâmetros de cobertura determinados pelo Ministério da Saúde (2001c).

enfermagem; este último, ademais, tem a seu cargo ações de orientação sanitária na comunidade.

Os ACS constituem o substrato fundamental da estratégia de saúde da família. Esses profissionais exercem o papel de ponte entre as famílias e os serviços de saúde: devem visitar cada domicílio ao menos uma vez por mês, além de realizar o mapeamento de cada área, o cadastro das famílias e de estimular práticas que proporcionem melhores condições de saúde e de vida. As gestantes e as crianças devem formar grupos prioritários para a atenção dos agentes comunitários, segundo as diretrizes do Ministério da Saúde. Esses agentes devem identificar as gestantes – sobretudo as de risco – e encaminhá-las aos serviços pré-natais², pesquisar as crianças nas visitas domiciliares, orientar as mães (inclusive sobre a importância da imunização oportuna das crianças) e referenciá-las para os serviços de saúde de maior complexidade nos casos indicados; além disso, devem contribuir para a diminuição dos riscos à saúde materno-infantil incentivando comportamentos benéficos como o aleitamento materno, a adequada nutrição materna e infantil e desestimulando o consumo de álcool e tabaco pelas mães.

A participação dos ACS nesta estratégia de atenção à saúde mostra-se uma característica extremamente importante, em virtude dos potenciais benefícios oriundos do fato de esses agentes pertencerem à mesma comunidade dos indivíduos atendidos: uma pessoa somente pode ser contratada como ACS se cumprir o requisito de estar

² O Ministério da Saúde estabelece como adequado o início da assistência pré-natal ainda no primeiro trimestre da gestação e um número mínimo de cinco consultas; ver Monteiro, C.A., França Jr., I. & Conde, W., “Evolução da assistência materno-infantil na cidade de São Paulo (1984-1996)”, *Revista de Saúde Pública*, v.34 (Supl.), n.06. p. 19-25, 2000.

residindo na comunidade atendida no mínimo há dois anos.³ Desta maneira, o ACS encontra-se em uma posição privilegiada para adquirir a confiança da população local, para conhecer as reais condições de saúde de seus habitantes e para identificar as áreas de risco que devem ser prioritárias para a intervenção das equipes de saúde.⁴

Pelo descrito anteriormente, a ESF deve ser capaz de conhecer a realidade das famílias pelas quais é responsável, por meio do cadastro das mesmas e do diagnóstico de suas características sociais, demográficas e epidemiológicas. Igualmente, a equipe de saúde deve identificar as situações de risco às quais está exposto o grupo populacional, além de elaborar – com a participação da comunidade – um plano local para o enfrentamento dos determinantes do processo saúde-doença, prestar assistência integral às demandas locais (na USF, no domicílio e no acompanhamento aos serviços de referência ambulatoriais ou hospitalares) e desenvolver ações educacionais e intersetoriais para lidar com os problemas de saúde identificados.

A implantação da estratégia de saúde da família

A decisão relativa à implementação do PSF constitui basicamente uma decisão política da administração municipal. Os municípios devem estar dispostos a observar os princípios básicos descritos acima, com variações que sejam apenas as necessárias para a adaptação da estratégia às diversas realidades regionais e locais. Para iniciar-se a implantação do PSF é necessário que o município esteja habilitado em uma das

³ As demais condições para a contratação de um indivíduo como ACS são a idade mínima de dezoito anos, saber ler e escrever e dedicar-se em tempo integral a suas funções (ver Ministério da Saúde, 2001a).

⁴ Os benefícios potenciais das intervenções baseadas em agentes de saúde de características semelhantes às dos ACS no Brasil foram reconhecidas, já nos anos 70, por organismos como o Banco Mundial, fundamentando-se na experiência pioneira dos agentes de saúde na China, em meados da década de 60; ver World Bank (1975, 1980).

condições de gestão do SUS. Depois de aprovada no Conselho Municipal de Saúde e discutida com organismos da sociedade civil local e das populações beneficiadas, o município deve encaminhar a proposta detalhada de adesão ao PSF à Secretaria Estadual de Saúde. A proposta é novamente avaliada nos níveis estadual e federal (Comissões Intergestores Bipartite e Tripartite); uma vez aprovada, o Governo Federal define o montante de recursos que será destinado ao município requerente. Este município adquire, então, uma série de responsabilidades, as quais caracterizam o desenho descentralizado de funcionamento do PSF:

1. Efetuar a adequação das unidades básicas de saúde e integrá-las aos níveis de complexidade superior do sistema;
2. Custear a unidade de saúde;
3. Centrar a atenção dos serviços de saúde na família e em seu espaço social;
4. Contratar e remunerar os profissionais que compõem a equipe de saúde da família;
5. Garantir a capacitação permanente dos profissionais envolvidos no PSF;
6. Incentivar a organização da comunidade para a participação e controle social das atividades.

Evidentemente, os níveis estadual e federal também possuem responsabilidades no que concerne à implementação e funcionamento do PSF. O Ministério da Saúde, entre outras funções, deve:

1. Estabelecer normas e diretrizes para a implantação do Programa;

2. Assegurar fontes de recursos federais para a composição do financiamento tripartite do PSF;
3. Regulamentar e regular o cadastro das USF no SUS;
4. Assessorar tecnicamente os estados e municípios no processo de implantação e gestão do PSF;
5. Administrar o funcionamento do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) e divulgar os resultados obtidos.

Por último, os estados são responsáveis pela coordenação do PSF no âmbito regional – definido estratégias de implantação e implementação do Programa e realizando o cadastro das USF no SUS – e pela interlocução com o nível federal, além de exercer funções análogas às do Ministério da Saúde (levando-se em consideração, obviamente, as particularidades e capacidades inerentes ao nível estadual de governo).

O financiamento do PSF

A estratégia de saúde da família é financiada com aportes federais, estaduais e municipais. Os recursos federais apresentam-se sob a forma de incentivos que compõem a parte variável do Piso da Atenção Básica (PAB)⁵, e são transferidos de maneira regular e automática diretamente do Fundo Nacional de Saúde para o Fundo Municipal de

⁵ Os recursos federais destinados à saúde e transferidos aos municípios dividem-se em dois componentes: o PAB *fixo* (transferência automática calculada sobre o número de habitantes do município) e o PAB *variável* (o qual está condicionado à implementação, por parte do município, de uma série de programas desenhados em âmbito federal, de natureza preventiva – como o PSF e o PACS –, nutricional, farmacêutica e sanitária). Os detalhes a respeito deste assunto podem ser encontrados no documento denominado Norma Operacional Básica de 1996 (NOB/96), no qual estão estabelecidas as regras de orientação para o desenvolvimento dos sistemas estaduais e municipais de saúde, além dos critérios de definição dos valores para os recursos financeiros destinados ao custeio das ações a serem realizadas no âmbito do SUS; ver Ministério da Saúde (1997).

Saúde, em parcelas mensais. O incentivo financeiro concernente ao PSF, destinado a um determinado município, depende de forma direta da cobertura populacional oferecida pelo Programa nessa localidade: coberturas mais elevadas – as quais possuem um potencial de impacto maior – ampliam o montante de recursos transferidos ao município por ESF em atividade, como pode ser visto na Tabela 1 abaixo; adicionalmente, o Ministério da Saúde fixou um incentivo de R\$ 10.000,00 para cada nova ESF implantada, valor pago em duas parcelas consecutivas. Os recursos orçamentários federais previstos no Plano Plurianual de Investimentos (período 2000-2003) referentes ao PSF somam R\$ 11,8 bilhões para os quatro anos.

Tabela 1. Incentivo financeiro federal por equipe de saúde da família

Classificação das categorias de cobertura populacional	Níveis de cobertura populacional (em %) ¹	Valor anual do incentivo por ESF (em R\$)
1	0 – 4,9	28.008,00
2	5 – 9,9	30.684,00
3	10 – 19,9	33.360,00
4	20 – 29,9	38.520,00
5	30 – 39,9	41.220,00
6	40 – 49,9	44.100,00
7	50 – 59,9	47.160,00
8	60 – 69,9	50.472,00
9	70 ou mais	54.000,00

Nota: 1. Os níveis de população coberta (C) em um município são definidos, pelo Ministério da Saúde, a partir da seguinte fórmula: $C = [(E \times 3.450) / P] \times 100$, onde E = número de ESF, P = número de habitantes do município e 3.450 corresponde à média de indivíduos acompanhados por ESF (2.450 a 4.500 pessoas/ESF).

Fonte: Ministério da Saúde (2001c).

Alguns indicadores nacionais de cobertura do PSF

Segundo os dados do SIAB, de 1994 – ano inicial do Programa – até fevereiro de 2002, o número de ESF aumentou de 328 para 14.209, o que representa um salto

quantitativo estimado de população atendida de 1,1 milhão para 49 milhões de pessoas.⁶ Mais de 68% (3.805) dos 5.561 municípios do País possuíam ESF em atividade. A média nacional de cobertura populacional nos municípios chegava a 68,4%, mas com consideráveis diferenças entre regiões e entre municípios de uma mesma região. Estes dados demonstram um relativo êxito no que tange ao cumprimento das metas de cobertura estabelecidas pelo próprio Ministério da Saúde, para o ano de 2001 (ver Tabela 2).

Tabela 2. Metas de cobertura do PSF e situação real (2002)

	Municípios cobertos por ESF	População coberta por ESF (em milhões de pessoas)
Programado ¹	3.200	69,0
Efetivo ²	3.805	49,0

Notas: 1. Meta estabelecida pelo Ministério da Saúde, no ano 2000, para o ano de 2001. 2. Cobertura real verificada em fevereiro de 2002. A população coberta foi estimada com base em uma relação média de 3.450 pessoas por ESF.

Fonte: Ministério da Saúde (2001c).

Informações preliminares sobre o processo de implantação e funcionamento do PSF

De abril a julho de 1999, o Ministério da Saúde efetuou uma pesquisa relativamente abrangente a respeito da implantação e do funcionamento do PSF em 1.219 municípios do País (com o PSF implantado até dezembro de 1998), em 24 estados da federação (Ministério da Saúde, 1999). Por meio de entrevistas junto aos coordenadores estaduais do PSF, secretários municipais de saúde e equipes de saúde da família, foram levantadas informações acerca de aspectos importantes como a motivação dos municípios para a implementação do Programa, formas de incentivo das secretarias

⁶ As estimativas apresentadas baseiam-se no cálculo de 3.450 pessoas atendidas por ESF em média, parâmetro oficial utilizado pelo Ministério da Saúde.

estaduais de saúde para o funcionamento do PSF e principais investimentos realizados pelos municípios na sua implantação, além de opiniões dos coordenadores estaduais, secretários municipais e equipes de saúde sobre os principais benefícios proporcionados pelo PSF e as maiores dificuldades para a sua implementação e expansão.

De acordo com o relatório divulgado pelo Ministério da Saúde, o motivo principal que levou os municípios à opção pela implementação do PSF residiu na “substituição da forma tradicional de atenção à saúde” (em pouco mais de 50% dos casos) e na “ampliação do acesso da população aos serviços de saúde” (pouco mais de 30% dos casos). A “captação de recursos”, motivo intuitivamente bastante relevante para a decisão municipal a respeito da adesão ao Programa, foi apontada somente em 3% das respostas.⁷ Por outro lado, o financiamento do PSF deveria contar, como já explicitamos, com recursos provenientes dos três níveis de governo. No entanto, os resultados da pesquisa mostram que os recursos utilizados para o pagamento das equipes de saúde da família originam-se predominantemente dos Tesouros municipal e federal – em mais de 70% dos municípios –, enquanto que apenas 11.6% das localidades reportaram a disponibilidade de recursos estaduais para o custeio dessas equipes de saúde. Especificamente nos municípios do estado de São Paulo, os quais constituem a base do nosso estudo empírico, pouco menos de 25% das localidades pesquisadas recebem algum tipo de incentivo financeiro estadual; as outras duas principais formas de

⁷ Como a pesquisa foi levada a cabo por um órgão do governo federal, seria razoável esperar de antemão uma certa tendência, por parte dos gestores municipais, a expor como principais motivações da adesão ao PSF exatamente os dois motivos mais citados (nova forma de atenção à saúde e ampliação do acesso aos serviços de saúde pela população), deixando transparecer assim a concordância com o novo modelo de organização conduzido pela esfera federal e evitando um desgaste político com este último nível de governo – e mesmo no próprio nível local.

incentivo do governo estadual são o fornecimento de insumos e medicamentos e de material didático/educativo.

O estudo preliminar efetuado pelo Ministério da Saúde aponta também alguns dos obstáculos mais frequentemente identificados para a ampliação da cobertura do PSF nas localidades. Em primeiro lugar, a maioria dos questionários indicou a falta de recursos financeiros dos municípios como um obstáculo importante para a operacionalização do Programa, em grande medida devido ao fato de mais da metade dos estados não oferecer qualquer tipo de incentivo para a sua implantação ou funcionamento.⁸ Os demais problemas apontados por estados e municípios estão relacionados à escassez de médicos generalistas, à deficiência – por parte das instituições de ensino superior – para formar profissionais preparados para a atuação nos moldes do PSF, à baixa capacidade de muitas secretarias de saúde para a criação de mecanismos facilitadores da implantação e gestão do Programa, além da excessiva rigidez das leis trabalhistas para a contratação dos agentes comunitários de saúde.

O PSF e o PACS em perspectiva comparada

Conforme assinalamos no início deste capítulo, a estratégia de saúde pública consubstanciada no PSF teve seu início antes mesmo da criação deste último programa. O Programa Agentes Comunitários de Saúde (PACS), baseado igualmente na reorientação da assistência ambulatorial e domiciliar, representou um dos pilares para o novo direcionamento da atenção à saúde proposto pelo SUS já em 1991. O desenho

⁸ Foram consideradas como formas de incentivo estadual as doações de equipamentos, reformas, ampliações ou construções de unidades, doações de medicamentos, pagamentos de recursos humanos e repasses de recursos financeiros (Ministério da Saúde, 1999: 24).

institucional que caracteriza o PACS é, na grande maioria dos aspectos, virtualmente idêntico ao do PSF – isto inclui elementos como o objetivo geral do Programa, as normas de habilitação municipal fixadas pelo Ministério da Saúde e as funções dos níveis federal, estadual e municipal. A modalidade de repasse dos recursos federais para o financiamento do PACS consiste, à semelhança do que ocorre no caso do PSF, na transferência automática “fundo a fundo”, com base em uma quantia anual de R\$ 2.200,00 para cada agente comunitário de saúde (ACS).⁹

A analogia programática e funcional entre PSF e PACS constitui um elemento de central importância para a avaliação que pretendemos realizar do impacto do PSF sobre as condições de saúde infantil. Como argumentaremos mais adiante, devido exatamente às grandes semelhanças entre os dois programas, torna-se fundamental incluir a presença do PACS nos municípios como uma variável de controle em nossas estimações do impacto em saúde proporcionado pelo PSF. Em caso contrário, existiria um fator de confusão extremamente influente na identificação das relações de causalidade envolvidas, e o conseqüente viés de variável omitida minaria de modo substancial as conclusões empíricas delineadas neste trabalho.

⁹ Ver Ministério da Saúde (2001a). O número de ACS em um município, para efeito do repasse das verbas federais referentes ao PACS, deve estar limitado à cobertura populacional de um ACS para cada 550 habitantes.

3. A saúde infantil como indicador de impacto do Programa Saúde da Família

Os resultados alcançados pela avaliação de programas sociais representam um subsídio poderoso a fim de “*maximizar a eficácia dos programas na obtenção de seus fins e a eficiência na alocação de recursos para a consecução dos mesmos*” (Cohen & Franco, 1993: 77). Neste trabalho, o foco está na “obtenção dos fins” de um programa de saúde (o PSF) ou, mais especificamente, no impacto alcançado pelo mesmo nas comunidades beneficiadas. Se separarmos a análise do impacto em, de um lado, *resultados brutos* (modificações observadas na população beneficiária ao longo de um período suficientemente longo de funcionamento do programa) e, de outro lado, *resultados líquidos* (alterações na população-alvo devidas exclusivamente ao programa em questão), torna-se claramente indispensável isolarmos na análise os *efeitos externos* ao programa. Estes efeitos externos representam exatamente a parcela das modificações observadas na população beneficiária decorrentes, por exemplo, de outras intervenções

públicas ou então de tendências de mais longo prazo na evolução dos indicadores de impacto utilizados. Portanto, a correta identificação do impacto de um programa é equivalente à aferição dos resultados líquidos do mesmo sobre a população beneficiária, excluídos os efeitos externos. Evidentemente, incluir entre os efeitos de um particular programa mudanças provocadas por outras intervenções compromete grande parte das conclusões obtidas no processo de avaliação. Em particular, como se tende a superestimar ou subestimar o impacto do programa, os resultados de avaliações como as de custo-efetividade serão enviesados e, conseqüentemente, inválidos.¹⁰

Logo, ao pretender medir o impacto de um programa social, faz-se imprescindível ao pesquisador cercar-se de cuidados no que se refere à metodologia empregada para tal análise. Neste estudo, conforme detalharemos posteriormente, a escolha do instrumental econométrico utilizado para quantificar o impacto do PSF foi condicionada pela necessidade de se isolar as melhorias nas condições de saúde decorrentes dos serviços ofertados no âmbito do PSF, em relação às melhorias oriundas de outros programas governamentais (nos níveis municipal, estadual e mesmo federal) e de tendências já existentes de melhorias nos indicadores de saúde, impulsionadas por exemplo por avanços tecnológicos na área médica.

Nesse sentido, o êxito na adequada mensuração do impacto do PSF – ou seja, dos acontecimentos que podem razoavelmente ser creditados a algum aspecto do Programa – depende, de maneira inelutável, dos indicadores selecionados pelo pesquisador. No

¹⁰ A análise de custo-efetividade tem por objetivo servir para a comparação entre os graus de eficácia e eficiência relativos de distintas alternativas de programas voltados para um mesmo objetivo (ver Cohen & Franco, 1993). Dado que a efetividade é exatamente a medida do impacto de um programa, um fato como a superestimação deste último em alguma das alternativas analisadas tende a fazer com que seja atribuída uma razão de custo-efetividade melhor do que a “verdadeira”, colocando-a em uma posição favorável com respeito às alternativas de programas que tiverem seus impactos medidos mais adequadamente; problema inverso ocorre ao se subestimar o impacto do programa em questão.

presente estudo, a preocupação reside em selecionar um indicador de saúde que seja influenciável pelas intervenções contempladas no desenho do PSF e, ao mesmo tempo, cuja evolução temporal possa ser mensurada com razoável confiabilidade. Um indicador que se apresenta como uma alternativa conveniente aos nossos propósitos é a *taxa de mortalidade infantil*, e é exatamente a discussão acerca de sua adequação à análise do impacto do PSF nas populações beneficiadas o objeto da seção a seguir.

A taxa de mortalidade infantil e seus componentes

Existe um amplo consenso – tanto na área de saúde pública quanto entre os estudiosos do desenvolvimento econômico e social dos países – acerca da capacidade que a taxa de mortalidade infantil possui de refletir as condições gerais de vida em uma dada sociedade (ver, por exemplo, United Nations, 1973; CELADE, 1990; e UNICEF, 1998, entre outros). De fato, esse coeficiente foi se tornando, principalmente ao longo da segunda metade do século XX, um importante parâmetro de comparação com respeito ao nível de desenvolvimento social dos países, conforme atesta a sua extensa utilização nos relatórios produzidos por instituições multilaterais ligadas ao estudo do desenvolvimento sócio-econômico das nações.¹¹

A taxa de mortalidade infantil é definida, segundo a Organização Mundial da Saúde, como sendo o *número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil*

¹¹ Os dois exemplos mais notórios deste fato são as edições anuais do *World Development Report* (Banco Mundial) e do *Human Development Report* (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – UNDP), os quais consideram menores taxas de mortalidade infantil como indicativos de um maior grau de desenvolvimento sócio-econômico dos países. É interessante notar que a classificação das taxas de mortalidade infantil como “elevadas” ou “baixas” não está baseada em parâmetros fixos: tais parâmetros devem ser periodicamente ajustados às mudanças verificadas no perfil epidemiológico mundial. Assim, se nas décadas de 60 e 70 taxas de mortalidade infantil inferiores a 30 por mil nascidos vivos eram consideradas “baixas”, atualmente tende-se a considerar apenas as taxas abaixo de 20 por mil nascidos vivos como “baixas” (United Nations, 1973; Laurenti et al., 1987).

nascidos vivos, em determinado espaço geográfico, no ano considerado (Laurenti et al., 1987). Desta forma, a taxa de mortalidade infantil representa o risco de um nascido vivo em determinada localidade morrer durante o seu primeiro ano de vida. O principal motivo para a transformação desse coeficiente em uma das medidas mais amplamente utilizadas para aferição não somente do estado geral de saúde de uma população, mas também das próprias condições de vida da mesma, reside no fato de as crianças menores de um ano de idade serem extremamente vulneráveis às modificações observadas no ambiente social e econômico. Os óbitos de menores de um ano mostram-se diretamente relacionados a uma ampla gama de fatores sócio-econômicos, tais como as condições de nutrição, habitação, saneamento, educação dos pais, assistência pré-natal e ao parto, além naturalmente de fatores congênitos e genéticos (United Nations, 1973; Caldwell, 1979; Laurenti et al., 1987; Cramer, 1987; Behm-Rosas, 1990 e Costa et al., 2001; entre outros).

No entanto, ao analisar-se mais detidamente as causas de morte (ou grupos de causas) relacionadas à mortalidade infantil, certos padrões podem ser identificados no que diz respeito à importância de cada uma dessas causas para o período específico no qual ocorre o óbito das crianças com idade inferior a um ano. Assim, já há bastante tempo os pesquisadores na área da saúde optam por decompor a mortalidade infantil em dois componentes básicos: *neonatal* ou *infantil precoce* (óbitos durante os primeiros 28 dias de vida) e *pós-neonatal* ou *infantil tardia* (correspondente às mortes de crianças entre o 29º dia de vida até 364 dias). Em meados dos anos 1940, uma terceira subdivisão da taxa de mortalidade infantil passou também a ser utilizada, a chamada mortalidade

perinatal (envolvendo os óbitos fetais a partir de 22 semanas completas de gestação acrescidos às mortes ocorridas até o 7º dia completo de vida).¹²

De acordo com diversos estudos, as principais causas de morte no período neonatal correspondem a problemas da gestação e do parto, fatores maternos diversos – como idade da mãe – e problemas congênitos e genéticos: são as denominadas causas biológicas ou endógenas (United Nations, 1973; Laurenti et al., 1987; Cramer, 1987; Maranhão et al., 1998; Koupilová et al., 1998; Sarinho et al., 2001). Muito freqüentemente, os óbitos neonatais são verificados em recém-nascidos com uma situação de saúde bastante comprometida já no nascimento, como aqueles nascidos prematuramente ou com malformações incompatíveis com a vida (Araújo et al., 2000). Um grupo de causas semelhante mostra-se responsável pela grande maioria dos óbitos no período perinatal (United Nations, 1973; Maranhão et al., 1998).¹³ Prevaecem, entre os óbitos perinatais, as mortes ocasionadas por malformações congênitas, prematuridade, asfixia intra-uterina e intraparto, baixo peso ao nascer¹⁴, traumatismo obstétrico e infecção intra-uterina, além de deficiências no atendimento médico durante a gestação, parto, pós-parto e nos cuidados imediatos ao recém-nascido. Particularmente no Brasil, segundo dados apresentados por Maranhão et al. (1998), as afecções perinatais respondiam por mais de 72% da mortalidade neonatal no Brasil em 1995 e, à época, tais

¹² A definição de mortalidade perinatal aqui apresentada equivale à utilizada atualmente. Na década de 40, quando da sua formulação, essa definição englobava as mortes fetais somente a partir da 28ª semana de gestação; a este respeito, ver United Nations, 1973, capítulo V.

¹³ Deve-se notar que a mortalidade perinatal compreende as mortes ocorridas na primeira semana de vida, as quais também são incluídas na mortalidade neonatal (mais especificamente, representam a chamada *mortalidade neonatal precoce*). Uma das justificativas para a utilização do conceito de mortalidade perinatal em paralelo ao de mortalidade neonatal assenta-se no argumento de que o primeiro possui a vantagem de eliminar alguns problemas de comparabilidade – causados por diferentes definições e procedimento de registro – relativos às estatísticas sobre natimortos e óbitos neonatais (United Nations, 1973, capítulo V).

¹⁴ Refere-se às crianças que apresentam um peso inferior a 2.500 gramas quando do seu nascimento (United Nations, 1973).

afecções determinavam, em conjunto com as anomalias congênitas, mais de 80% das mortes neonatais.

Por outro lado, problemas como as doenças diarréicas e infecciosas (notadamente as infecções respiratórias agudas – IRA), doenças evitáveis por vacinação e a desnutrição estão mais presentes nas crianças após o primeiro mês de vida, ou seja, no período pós-neonatal. Estas causas, as quais estão ligadas em boa parte a fatores ambientais, recebem o nome de causas exógenas (Laurenti et al., 1987; Maranhão et al., 1998). No caso das regiões caracterizadas por elevadas taxas de mortalidade pós-neonatal, verifica-se normalmente que as doenças diarréicas e as IRA constituem as principais causas de morte nesse período (United Nations, 1973). Em um estudo efetuado para o Ceará, por exemplo, os autores verificaram que 85% das mortes pós-neonatais ocorridas em 11 municípios no período de um ano tiveram como causas as doenças diarréicas e as IRA (Souza et al., 2000). Como reconhecimento dessa característica das mortes pós-neonatais, o próprio critério utilizado pelos agentes comunitários de saúde no Brasil para a classificação dos óbitos ocorridos nesse período exhibe, como categorias separadas, as doenças diarréicas e as infecções respiratórias agudas (Souza et al., 2000).

De modo geral, nas sociedades caracterizadas por reduzidos coeficientes de mortalidade infantil, observa-se um predomínio da mortalidade neonatal sobre a mortalidade pós-neonatal. Situação oposta é encontrada nas regiões onde a taxa de mortalidade infantil é elevada, em que o componente da mortalidade infantil tardia ou pós-neonatal representa a maior parcela do coeficiente total (Laurenti et al., 1987). Assim sendo, existe uma relação inversa entre o nível geral de mortalidade infantil e a

proporção de óbitos infantis que ocorrem logo após o nascimento. A consequência imediata disto é que, em regiões nas quais a taxa de mortalidade infantil situa-se em um patamar reduzido, maiores reduções nessa taxa mostram-se difíceis sem novos avanços revolucionários na medicina, dado que as afecções do período neonatal – das quais tratamos acima – são, de maneira geral, menos suscetíveis de controle por meio de medidas de saúde pública e melhorias nas condições sociais e ambientais. As causas da mortalidade pós-neonatal, por sua vez, respondem rápida e positivamente a medidas preventivas e curativas simples e pouco custosas: é o caso, por exemplo, da promoção da terapia de reidratação oral (TRO) para o tratamento de doenças diarréicas e da estratégia desenvolvida pela Organização Mundial da Saúde para as infecções respiratórias agudas (IRA) (ver, entre outros, Formigli et al., 1996; UNICEF, 1998; Souza et al., 2000; Araújo et al., 2000).

Desta forma, os processos de redução rápida da taxa de mortalidade infantil em regiões menos desenvolvidas do ponto de vista sócio-econômico são obtidos geralmente às custas da diminuição significativa do seu componente pós-neonatal (United Nations, 1973; World Bank, 1993). Diversos estudos têm ressaltado o grande potencial que medidas como a vacinação oportuna das crianças ou a TRO possuem, em países como o Brasil, de colaborar para fortes reduções da taxa de mortalidade infantil, através do seu efeito benéfico sobre a mortalidade pós-neonatal. Souza et al. (2000), por exemplo, concluem seu trabalho atentando para a grande probabilidade de que a maior parcela das mortes pós-neonatais por eles observadas no Ceará pudesse ter sido evitada por meio de providências como a TRO ou mediante um tratamento médico simples iniciado oportunamente. Da mesma maneira, Ortiz (1996) reporta que, em 1994, as mortes

redutíveis por diagnóstico e tratamento médico precoce pouco complexos constituíam uma parcela extremamente importante da mortalidade infantil no estado de São Paulo, principalmente no período pós-neonatal (62% dos óbitos).

A distinção entre os componentes da mortalidade infantil, apresentada nas páginas precedentes, afigura-se como um elemento extremamente útil para os nossos propósitos de avaliação detalhada do impacto do PSF sobre as condições de saúde infantil nos municípios de São Paulo. É amplamente reconhecido que a diminuição da mortalidade pós-neonatal deve ser vista como o foco prioritário de ações que visem quedas maiores nas taxas de mortalidade infantil em regiões com recursos financeiros relativamente escassos para aplicação na área da saúde (como no caso da maioria dos municípios brasileiros), em razão do baixo custo e da baixa complexidade das práticas preventivas e curativas relacionadas às causas de morte pós-neonatal.¹⁵ Conforme tivemos a oportunidade de destacar, o PSF, pelo seu próprio desenho, está voltado eminentemente para a prevenção e a promoção da saúde¹⁶; especificamente no que se refere à saúde infantil, suas equipes de saúde são capazes de monitorar de modo bastante próximo a saúde dos recém-nascidos após a alta hospitalar, com especial atenção para a recuperação das crianças com a saúde debilitada já desde o parto. As equipes de saúde da família, em virtude de sua proximidade em relação aos membros da comunidade, encontram-se igualmente em uma posição privilegiada para executar ações preventivas de elevada efetividade, tais como o estímulo ao aleitamento materno e à vacinação

¹⁵ Um bom exemplo deste reconhecimento é a argumentação apresentada no *World Development Report* de 1993, dedicado à área da saúde. Nele, os estudiosos do Banco Mundial recomendam aos países mais pobres a priorização das atividades preventivas como forma de obter melhorias significativas – e sem grandes custos – nos indicadores de saúde desses países. No que tange especificamente à saúde infantil, a recomendação descrita visa especialmente a redução da mortalidade pós-neonatal (ver World Bank, 1993).

¹⁶ Ver o capítulo anterior deste trabalho.

oportuna das crianças ao longo de seu primeiro ano de vida, além do controle das doenças diarreicas por meio da terapia de reidratação oral. Assim, é plausível esperarmos um impacto positivo das intervenções em saúde contempladas pelo PSF sobre o componente pós-neonatal da mortalidade infantil, pois este está fortemente relacionado às causas ditas evitáveis pela prevenção ou por tratamentos terapêuticos simples, como as doenças diarreicas e imunopreveníveis e as infecções respiratórias agudas.

Por outro lado, os médicos, enfermeiros e agentes comunitários de saúde possuem também algum poder de influência sobre a ocorrência de mortes no período neonatal, caracterizadas por uma complexa combinação de variáveis biológicas (endógenas), sociais e de assistência à saúde (exógenas). A incidência de recém-nascidos de baixo peso, um dos principais fatores de risco para a mortalidade neonatal (ver, entre outros, Cramer, 1987; Maranhão et al., 1998; e Sarinho et al., 2001), pode ser diretamente reduzida pela ação das equipes de saúde da família, com base, por exemplo, nas orientações acerca da correta alimentação da gestante e no incentivo ao exame pré-natal. No entanto, outras causas importantíssimas de óbitos neonatais – como as malformações congênitas, asfixia intra-uterina e outras afecções perinatais – são menos suscetíveis de reduções diretas ocasionadas por ações preventivas de programas de saúde, como aquelas que caracterizam o PSF; conforme já salientamos, esse fato tende a tornar mais difícil e lenta a redução das taxas de mortalidade infantil nas regiões em que este último coeficiente é dominado pelo seu componente neonatal.

Como o PSF possui instrumentos capazes – ao menos potencialmente – de melhorar os índices de mortalidade tanto no primeiro mês de vida quanto no período

subseqüente (até o fim do primeiro ano de vida da criança), parece-nos proveitoso estendermos nosso estudo acerca do impacto provocado por esse programa sobre a saúde infantil. Evidentemente, a análise do impacto do PSF, as conclusões e as implicações de política derivadas do nosso estudo empírico assentar-se-ão, de modo intenso, sobre as relações identificadas entre o funcionamento do Programa e a evolução das taxas de mortalidade *infantil* municipais. Esse indicador representa, como já expressamos, o principal índice da saúde infantil em uma sociedade, além de fornecer um retrato razoavelmente preciso das próprias condições gerais de saúde e de vida da população. Contudo, o tipo de análise aqui proposto possui condições de avançar um pouco no tocante à desagregação do impacto percebido do PSF: se, de fato, o Programa reduz (em média) as taxas de mortalidade infantil, podemos tentar identificar qual é o período – neonatal ou pós-neonatal – em que as ações do PSF apresentam maior efetividade para a diminuição da mortalidade de menores de um ano nas regiões analisadas. Portanto, as próprias evoluções das taxas de mortalidade neonatal e pós-neonatal nessas localidades constituem indicadores importantes para a aferição dos efeitos do PSF sobre a saúde infantil, fornecendo pistas referentes às características da mortalidade infantil na área de análise.¹⁷ Com relação a este ponto, um trecho de uma publicação das Nações Unidas mostra-se bastante ilustrativo:

“The distinction between neonatal and post-neonatal mortality serves roughly to separate the endogenous and exogenous components of infant mortality (...) (which reflect the influence of biological and environmental

¹⁷ Com relação a este aspecto particular, nosso trabalho encontra-se próximo em espírito ao estudo desenvolvido por Goldman & Grossman (1982), o qual será detalhado mais adiante.

factors), respectively, and require different kinds of efforts to bring them under control.” (United Nations, 1973, p. 122; grifo nosso)

O reconhecimento do PSF como uma intervenção capaz de agir sobre distintas causas da mortalidade de menores de um ano evidencia o caráter amplo das ações de tal Programa, aspecto indispensável de intervenções realizadas em países apenas parcialmente desenvolvidos como o Brasil e voltadas (pelo menos em parte) para a melhoria das condições de saúde infantil.

Panorama da evolução recente da mortalidade infantil e de seus componentes

De maneira geral, tanto a taxa de mortalidade infantil quanto seus componentes neonatal e pós-neonatal têm experimentado uma considerável redução ao longo das últimas décadas no Brasil. Os dados apresentados na Tabela 3 mostram a tendência decrescente dessas taxas de mortalidade no País durante a década de 90. A taxa de mortalidade infantil brasileira, segundo os dados oficiais, caiu a uma taxa anual de aproximadamente 4,8% entre 1991 e 1999; uma queda ainda mais intensa sofreu a taxa de mortalidade pós-neonatal no mesmo período, reduzindo-se a uma taxa de aproximadamente 7,4% ao ano. Embora a um ritmo menor, a taxa de mortalidade neonatal apresenta igualmente um decréscimo no período (-2,9% ao ano). Tais indicadores exibiram um declínio consistente também no caso particular do estado de São Paulo, conforme atesta a Tabela 4. Para a taxa de mortalidade infantil, observou-se um declínio médio de 5,1% ao ano no período 1991-2001; por sua vez, a mortalidade

pós-neonatal reduziu-se a uma taxa anual de aproximadamente 7,1% no mesmo período, enquanto que a taxa de mortalidade neonatal exibiu uma queda anual de 5,8%.

Tabela 3. Evolução das taxas de mortalidade infantil e seus componentes – Brasil (1991, 1996 e 1999)

Taxa de mortalidade ¹	1991	1996	1999
Infantil	47,0	38,0	31,8
Neonatal	25,6	22,6	20,2
Pós-neonatal	21,4	15,4	11,6

Nota: 1. Por mil nascidos vivos.

Fonte: DATASUS (2003a,b).

Tabela 4. Evolução das taxas de mortalidade infantil e componentes – Estado de São Paulo (1991, 1996 e 2001)

Taxa de mortalidade ¹	1991	1996	2001
Infantil	27,0	22,7	16,1
Neonatal	17,6	15,0	10,9
Pós-neonatal	9,4	7,7	5,2

Nota: 1. Por mil nascidos vivos.

Fonte: Fundação SEADE (2003).

Como seria de se esperar, a redução da mortalidade infantil brasileira durante a década passada deveu-se especialmente à queda acentuada de seu componente pós-neonatal¹⁸: esta taxa sofreu um declínio total de 45,8% entre 1991 e 1999 e, embora ainda se mantenha em um patamar elevado – sobretudo em comparação com os níveis observados nos países desenvolvidos –, sua participação no total das mortes infantis ocorridas caiu de 45,5% para 36,5% no mesmo período. Situação semelhante é

¹⁸ Conforme já salientamos, a diminuição nos índices de mortalidade nas crianças tende a ocorrer primeiramente com relação às causas nas quais medidas básicas de saúde produzem mudanças mais imediatas.

vislumbrada no caso do estado de São Paulo, onde a taxa de mortalidade pós-neonatal reduziu-se em 44,7% e sua participação na mortalidade infantil passou de 34,8% para 32,3%, entre 1991 e 2001.

Comparando-se ainda os dados paulistas acerca da evolução da mortalidade infantil com o padrão observado em nível nacional, um aspecto marcante é o ritmo mais acelerado de redução nas mortes neonatais verificado em São Paulo.¹⁹ Na verdade, conforme os dados apresentados acima, a queda anual média da taxa de mortalidade neonatal no estado foi exatamente o dobro da média nacional. Este fato constitui, sem dúvida, o principal responsável pelo declínio relativo mais acentuado da mortalidade infantil como um todo no estado de São Paulo em relação à média do Brasil.²⁰ Dado o caráter teoricamente mais persistente e menos suscetível a intervenções em saúde pública das causas relacionadas à mortalidade no primeiro mês de vida (por fatores já discutidos aqui), e observando-se que a participação das mortes neonatais no total das mortes infantis já era maior, no início da década de 90, para o estado de São Paulo em relação à média nacional, é de certa forma surpreendente o ritmo mais intenso de redução da taxa de mortalidade infantil no caso paulista. Apesar de estar fora do escopo do presente trabalho realizar um estudo profundo acerca das razões responsáveis pela diferente evolução das mortes neonatais (e infantis) paulistas em relação ao panorama brasileiro geral, um tema passível de investigação em nosso estudo empírico é o papel

¹⁹ Optamos por apresentar, nas tabelas, os dados mais recentes disponíveis acerca das taxas de mortalidade infantil. Assim, o período examinado estende-se de 1991 a 1999 no caso nacional e de 1991 a 2001 para o estado de São Paulo. Embora esses intervalos de tempo – bases para as comparações efetuadas no texto – não sejam exatamente iguais, a utilização do período 1991-1999 também para o caso paulista não altera significativamente quaisquer das conclusões delineadas.

²⁰ Note-se que a queda na taxa de mortalidade pós-neonatal na década foi semelhante, em termos percentuais, em São Paulo e no Brasil como um todo.

que a implementação do PSF desempenhou – se é que de fato desempenhou algum papel – na redução importante da taxa de mortalidade neonatal no estado de São Paulo.

Evidentemente, em São Paulo (como, de resto, em todo o País), o patamar e a importância relativa da mortalidade pós-neonatal e neonatal variam muito de um município para outro. Por exemplo, se, de um lado, municípios como Itapeva e Mairiporã apresentaram taxas de mortalidade pós-neonatal superiores a 10 por mil nascidos vivos em 2001, com esses óbitos representando mais de 38% das mortes infantis locais, por outro lado, a referida taxa encontrou-se em patamares inferiores a 2 por mil e representou menos de 17% das mortes de menores de um ano em localidades como Arujá, Matão e Mococa (Fundação Seade, 2003). Disparidades da mesma ordem ocorrem em relação às taxas de mortalidade neonatal, com municípios caracterizados por coeficientes inferiores a 5 por mil em 2001 (Araçatuba, Embu-Guaçu, Matão e São Carlos) e outros com coeficientes superiores a 18 por mil (casos de Peruíbe, São Vicente e Suzano). Estas discrepâncias podem refletir a existência de diferenças importantes em uma série de fatores de ordem sócio-econômica, tais como renda per capita e nível educacional, além de elementos como a disponibilidade de serviços médicos e a execução de intervenções de saúde pública. Este último fator é o de interesse específico para nossa pesquisa, uma vez que, como já foi explicitado, o objetivo da mesma consiste em identificar o impacto de uma intervenção de saúde pública – o PSF – sobre as condições de saúde infantil das populações beneficiadas. Nesse sentido, o próximo capítulo ocupa-se da estimação de tal impacto em uma amostra de municípios do estado de São Paulo e da discussão dos resultados obtidos, antecedidas pelo exame descritivo de alguns estudos empíricos elaborados com objetivos semelhantes ao deste trabalho.

4. Uma análise empírica do impacto do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de São Paulo

Revisão da literatura empírica

A literatura dedicada a estudos empíricos do impacto de políticas e programas públicos na área da saúde é certamente mais variada no contexto internacional do que no âmbito nacional. Mesmo os poucos estudos mais rigorosos existentes acerca do desempenho dos programas de saúde brasileiros carecem de uma atenção mais detida à questão da efetividade dos mesmos, ou seja, de sua capacidade de atingir os objetivos propostos.²¹ Internacionalmente, a avaliação do impacto de programas de saúde passa a ser realizada com mais frequência e rigor analítico nos Estados Unidos, no início da

²¹ Um exemplo claro disto é o estudo elaborado por Cohen et al. (2001) sobre o Programa Nacional de DST-AIDS. Deve-se ressaltar que mesmo este último trabalho foi elaborado por iniciativa de um organismo internacional (CEPAL) ligado à ONU, e não por alguma instituição brasileira.

década de 80; o fator impulsionador dessas análises pareceu residir nos cortes orçamentários efetuados pela administração Reagan, os quais afetaram duramente os programas públicos voltados para a população mais pobre, inclusive na área de saúde, e evidenciaram a necessidade de se concentrar os recursos restantes nos programas mais custo-efetivos (Corman et al., 1987).

O tratamento pioneiro das questões que pretendemos abordar em nosso estudo empírico deve-se a Grossman & Jacobowitz (1981). O objeto de análise dos autores consiste no papel desempenhado por um conjunto de políticas e programas públicos – entre eles a legalização do aborto e alguns programas de saúde materno-infantil – no rápido declínio da taxa de mortalidade infantil estadunidense entre 1964 e 1977, desagregando o impacto total entre indivíduos negros e brancos. Mais especificamente, os autores optam por analisar a evolução da taxa de mortalidade neonatal em uma amostra de 679 condados (variável dependente) em função da presença ou não dos programas públicos de saúde nas localidades (representados por *dummies*) e de uma série de variáveis locais de controle, como níveis de pobreza, educação e acesso a serviços médicos; além disso, inclui-se nas regressões – estimadas por mínimos quadrados – uma medida da taxa de mortalidade infantil no início do período em questão, a fim de captar (segundo a argumentação dos autores) os efeitos dos determinantes não observados da mortalidade infantil que estão correlacionados com as variáveis incluídas no modelo.²² Os resultados obtidos apontam para as políticas de

²² Por exemplo, os programas materno-infantis nos EUA estavam desenhados para atender populações com os piores indicadores de saúde, razão pela qual a mensuração do impacto desses programas ver-se-ia enviesada para zero caso as condições de saúde iniciais não fossem levadas em consideração. Deixamos para a posterior apresentação da nossa estratégia de estimação as discussões acerca do problema mencionado e da solução econométrica mais conveniente para os nossos propósitos.

legalização do aborto como sendo os fatores mais importantes para a queda da taxa de mortalidade infantil dos EUA no período examinado. Uma das limitações mais notórias do trabalho de Grossman & Jacobowitz (1981), no entanto, é representada pelo baixo poder explicativo de suas regressões (o R^2 ajustado não supera o patamar de 0,317), o que se deve em grande parte à estratégia de não utilizar nas estimações o painel de dados constituído pela evolução das variáveis dependente e independentes no conjunto de condados ao longo do período 1964-1977. Em vez disto, os autores estimam o impacto dos programas em duas etapas, iniciando pela estimação de uma *cross-section* de condados para o ano de 1971 e, em seguida, aplicando os coeficientes estimados na primeira etapa à evolução das variáveis exógenas entre 1964 e 1977, a fim de explicar a tendência de longo-prazo da mortalidade neonatal.

O objeto de estudo e a metodologia analítica de Grossman & Jacobowitz (1981) serviram como fonte de inspiração para uma seqüência de trabalhos na mesma área. Goldman & Grossman (1982), por meio de duas especificações econométricas alternativas, procuraram investigar o impacto do Programa de Centros de Saúde Comunitários (CHC), uma iniciativa federal, sobre as condições de saúde de 678 condados dos EUA, entre 1970 e 1978. Usando a taxa de mortalidade infantil como o principal indicador de avaliação e variável dependente (mas desagregando também o efeito do Programa sobre as taxas de mortalidade neonatal e pós-neonatal), a melhor especificação obtida baseia-se em uma regressão múltipla, a qual compreende dois termos defasados – um no nível e outro quadrático – referentes ao número de centros comunitários per capita na localidade (indicador de cobertura) e uma variável representando a taxa de mortalidade infantil no período inicial (semelhante ao

procedimento de Grossman & Jacobowitz, 1981), além de um vetor de outros possíveis determinantes da mortalidade infantil, tais como a renda familiar e o número de médicos per capita. De maneira geral, os autores encontram, na estimação por mínimos quadrados, impactos negativos e estatisticamente significativos dos centros de saúde comunitários sobre a taxa de mortalidade infantil (o aumento unitário no número de centros per capita em uma dada localidade e em dado ano teria contribuído em aproximadamente 2% da redução observada na taxa de mortalidade infantil no ano seguinte²³), com um maior impacto relativo sobre o declínio do componente pós-neonatal em comparação com o neonatal.

Três outros estudos na mesma linha dos anteriores (dois deles publicados de maneira praticamente simultânea entre si) são os de Corman et al. (1987), Joyce (1987) e Reichman & Florio (1996). No entanto, embora a motivação destes trabalhos seja análoga à dos dois estudos já esmiuçados, os dois grupos diferem no que tange à modelagem teórica dos determinantes da saúde infantil. Corman et al. (1987), Joyce (1987) e Reichman & Florio (1996) examinam o efeito de programas públicos de saúde e de outras variáveis explicativas – inclusive as características do atendimento pré-natal – no contexto de um modelo estrutural de saúde infantil.²⁴ Para uma amostra de 677 condados dos EUA entre 1964 e 1977, Corman et al. (1987) investigam a relação entre

²³ Como, de acordo com a hipótese dos autores, os efeitos dos centros comunitários de saúde sobre a mortalidade infantil estão distribuídos por mais de um período, Goldman & Grossman (1982) analisam seu modelo como um modelo de defasagens distribuídas, efetuando assim a separação entre os efeitos de curto e longo prazo derivados da instalação desses centros de saúde.

²⁴ A função de produção estrutural de saúde infantil utilizada por esses autores baseia-se nos modelos econômicos do comportamento familiar propostos por Gary Becker (uma das referências específicas é Becker & Lewis, 1973). Contudo, é em Corman et al. (1987) e Joyce (1987) que essa função é pioneiramente empregada a fim de identificar os efeitos indiretos – através de fatores como o baixo peso ao nascer – dos insumos (pré-natal, qualidade do atendimento médico, fatores individuais, programas públicos de saúde e outros) sobre os indicadores de saúde infantil.

as taxas de mortalidade neonatal de negros e brancos e a utilização de insumos de saúde (fumo, atendimento pré-natal e neonatal, além da participação em programas públicos de saúde materno-infantil, planejamento familiar e outros), controlando fatores como a porcentagem de mulheres em idade gestacional de risco e o nível de renda familiar. Devido ao fato de o componente genético da mãe e do feto – o qual entra na função de produção estrutural de saúde infantil – constituir uma variável não-observável para o pesquisador e, ao mesmo tempo, afetar o comportamento dos pais no que concerne ao uso dos insumos de saúde, faz-se necessária a estimação da especificação linear adotada por meio do método de mínimos quadrados de dois estágios, a fim de evitar os potenciais efeitos de causalção reversa.²⁵ Através desse procedimento, utilizando conjuntos distintos de instrumentos para variáveis como o peso ao nascer e o uso de serviços pré-natais, os autores concluem que o atendimento pré-natal, as políticas de legalização do aborto e um programa federal de suplementação alimentar para crianças e gestantes foram os principais responsáveis pela tendência decrescente da mortalidade neonatal no período considerado.

Por meio de um modelo teórico e de uma metodologia empírica análogos aos descritos acima, Joyce (1987) explora os diversos canais pelos quais uma política pública – o processo crescente de flexibilização das leis do aborto nos Estados Unidos,

²⁵ Nos três artigos dos quais nos ocupamos no momento (e em outros escritos subsequentemente), o componente genético ao qual fizemos alusão é comumente denominado “dotação inicial de saúde”. O problema da causalção reversa entre essa dotação e a utilização de insumos médicos aparece especificamente porque os pais podem obter informações acerca da saúde do feto (através de técnicas como o ultra-som) e, em virtude dessas informações, alterar seu comportamento – por exemplo, efetuando um número maior de visitas pré-natais, intensificando os cuidados neonatais ou mesmo recorrendo ao aborto. Logo, cria-se uma correlação entre a utilização de insumos médicos e o termo não-observável referente à “dotação inicial de saúde”, correlação que pode tornar enviesadas e inconsistentes as estimativas dos parâmetros obtidas por mínimos quadrados ordinários. A endogeneidade dessas variáveis é tratada, portanto, através de um sistema estrutural de equações. Uma extensa discussão das características e dos métodos de estimação dos modelos de equações simultâneas pode ser encontrada em Greene (2000), capítulo 16.

no final da década de 60 – afetou a taxa de mortalidade neonatal entre 1976 e 1978, em uma amostra semelhante de condados dos EUA. A exemplo dos resultados alcançados por Corman et al. (1987), a estimação do modelo estrutural por mínimos quadrados de dois estágios (com um conjunto de variáveis demográficas como instrumentos) indicou um impacto geral significativo das medidas de legalização do aborto sobre o declínio observado das taxas de mortalidade neonatal no período em questão.

Reichman & Florio (1996) efetuam sua investigação a respeito dos fatores determinantes do baixo peso ao nascer utilizando uma especificação similar às anteriores para a função estrutural de produção de saúde infantil; todavia, ao contrário dos estudos detalhados acima, a unidade de análise dos autores são os indivíduos, isto é, uma amostra de nascidos vivos em 1989 e 1990. De maneira mais específica, os autores procuraram mensurar o impacto do Programa “*Health Start*”, implementado em 1988 com a finalidade de prover serviços pré-natais às gestantes pobres, sobre a taxa de nascidos vivos de baixo peso em New Jersey. De acordo com os testes de especificação implementados pelos autores, o modelo teórico estimado por mínimos quadrados ordinários – o qual inclui uma série de características individuais da mãe e da criança, além de um conjunto de *dummies* de efeitos específicos dos condados e cidades – revelou-se superior à estimação por dois estágios (com variáveis instrumentais para a participação das mães no programa). Ademais, o modelo escolhido parece controlar efetivamente o problema potencial já mencionado de correlação entre a frequência ao pré-natal (ou, de forma equivalente, entre a participação no referido programa, representada por uma variável dicotômica) e o uso de outros insumos médicos. Com relação aos resultados obtidos, a participação das gestantes de etnia negra – mas não de

etnia branca – no “*Health Start*” mostrou estar associada, em média, a uma probabilidade menor de ocorrência de baixo peso ao nascer, indicando assim, para tal parcela da população, melhorias estatisticamente significativas nesse indicador de saúde infantil, induzidas pelos serviços do Programa.

Um estudo ainda mais detalhado do que os acima expostos, e preocupado apenas com o impacto de um programa específico, foi realizado por Gertler (2000). O objeto de análise do autor é o PROGRESA, um programa mexicano de combate à pobreza, o qual combina as tradicionais transferências em dinheiro para as famílias consideradas pobres com incentivos financeiros para que essas famílias invistam em capital humano, especialmente em saúde e educação. Uma vantagem enorme com a qual contou a análise de Gertler (2000) consistiu no desenho de experimento controlado que caracterizou o início da implementação do PROGRESA, em 1998. Um sub-grupo de 506 das 50.000 cidades que seriam beneficiadas pelo Programa foi aleatoriamente dividido em dois grupos, um de tratamento e outro de controle: as famílias pobres das localidades em tratamento receberam os benefícios imediatamente, enquanto a entrega dos benefícios referentes às famílias pobres das cidades de controle foi adiada até o ano de 2000. Claramente, o fato de a avaliação do PROGRESA haver sido considerada desde o início como parte integrante do desenho do Programa praticamente eliminou um dos principais obstáculos à correta aferição do impacto dos programas sociais, qual seja a impossibilidade de se observar simultaneamente as famílias no estado alternativo de ausência desses programas. Desta forma, restou somente uma reduzida probabilidade de que as diferenças identificadas entre os grupos de tratamento e de controle sejam devidas a fatores não observados.

Gertler (2000), após verificar que as famílias pertencentes aos grupos de tratamento e controle possuíam características médias – tais como idade, educação e renda dos indivíduos – estatisticamente idênticas, optou por medir o impacto do PROGRESA sobre a saúde das populações beneficiadas através de uma série de indicadores, relativos tanto à utilização de serviços de saúde (número de visitas preventivas diárias a clínicas públicas, número de consultas de aconselhamento e monitoramento nutricional infantil, número de *check-ups* em adultos e número de internações) quanto aos resultados em saúde (incidência de enfermidades em adultos e em crianças até cinco anos, além do número de dias de cama devido a enfermidades em pessoas acima de 50 anos).²⁶ No que se refere à saúde infantil, tema de nosso interesse, a implementação do PROGRESA aparentemente resultou em melhorias significativas para as famílias favorecidas. Os quatro modelos de diferenças-em-diferenças estimados pelo autor apresentam como variável dependente a probabilidade de uma criança adoecer²⁷ e utilizam uma variável binária para indicar as localidades em tratamento, isto é, as que recebem os benefícios do PROGRESA²⁸, além de um conjunto de *dummies* individuais (efeitos específicos dos indivíduos), outro conjunto de *dummies* de ano e a renda domiciliar per capita como controles. O impacto do programa sobre a variável dependente revelou-se negativo e estatisticamente significativo, evidenciando que as

²⁶ Nenhum dos indicadores empregados, contudo, refere-se a medidas de mortalidade infantil, como a taxa de mortalidade infantil ou seus componentes. De qualquer maneira, a análise do trabalho de Gertler (2000) nos é útil pela própria natureza de seu objetivo – a avaliação do impacto de um programa público sobre as condições de saúde – e pela metodologia empírica proposta, a qual guarda algumas semelhanças com a adotada aqui (esta será descrita mais adiante).

²⁷ De maneira mais rigorosa, está-se examinando o impacto do PROGRESA sobre a probabilidade de uma mãe afirmar que seu filho esteve doente nas quatro semanas anteriores às pesquisas domiciliares de avaliação do Programa; ver Gertler (2000), p.13.

²⁸ Naturalmente, no contexto do artigo de Gertler (2000), o maior interesse repousa no coeficiente desta variável, o qual representa a estimativa em diferenças do impacto do PROGRESA sobre a probabilidade de uma criança adoecer.

crianças beneficiárias do PROGRESA possuem, em média, uma probabilidade 12% menor de adoecerem, em comparação com as crianças pobres residentes nas localidades de controle.

Parece-nos proveitoso incluir também, nesta revisão da literatura empírica sobre avaliação do impacto de programas públicos na área de saúde, dois estudos relativos aos efeitos de intervenções governamentais mais abrangentes – como são os casos dos seguros nacionais de saúde no Canadá e nos Estados Unidos – sobre indicadores de saúde infantil. Conforme ficará claro mais adiante, aspectos importantes das metodologias empíricas utilizadas por esses autores (em adição a outros elementos presentes nos trabalhos anteriormente detalhados) ajustam-se convenientemente aos nossos propósitos de análise do impacto do PSF.

A expansão da cobertura do *Medicaid* – o seguro público de saúde – nos Estados Unidos, entre 1979 e 1992, fez surgir questionamentos quanto às alterações daí decorrentes nos indicadores de saúde populacional. Uma tentativa de apreender a magnitude dessas alterações é levada a efeito por Currie & Gruber (1996). O objetivo dos autores reside em quantificar o impacto das mudanças na fração de gestantes coberta pelos serviços do *Medicaid* sobre a saúde infantil, esta mensurada pela taxa de mortalidade infantil e pela incidência de baixo peso ao nascer. A determinação do impacto específico dessa mudança de política viu-se facilitada pelo fato de a expansão da cobertura ter ocorrido em ritmos diferenciados entre os estados da federação, e os autores efetuam o exame empírico com base em dados agregados para essas unidades de análise, no período entre 1979 e 1992. Com o intuito de evitar uma potencial correlação espúria entre variações na cobertura do *Medicaid* (regressor de interesse) e os

indicadores de saúde infantil (variáveis dependentes), uma medida alternativa de cobertura populacional é usada como instrumento na estimação por mínimos quadrados de dois estágios, além de um conjunto de *dummies* de ano e dos efeitos específicos para cada estado.²⁹

Os resultados obtidos indicam impactos diferenciados da expansão da cobertura do *Medicaid*. Essas medidas teriam afetado sobretudo a taxa de mortalidade infantil, estimando-se, no período examinado, um decréscimo de 8,5% no indicador devido ao aumento de 30% na cobertura entre as mulheres de 15 a 44 anos; em relação à incidência de baixo peso ao nascer, esta teria sofrido uma diminuição estatisticamente significativa, porém de magnitude apenas modesta (1,9%). Os autores demonstram que as estimativas de impacto não são substancialmente modificadas quando controles adicionais são incorporados às regressões, tais como a quantidade de leitos em UTIs neonatais em cada estado (*proxy* para avanços tecnológicos em medicina infantil), gasto público estadual com saúde materno-infantil (*proxy* para a maior disponibilidade de serviços médicos) ou a taxa de aborto (elemento importante no contexto estadunidense, conforme evidenciado por Grossman & Jacobowitz, 1981, e Joyce, 1987, entre outros).

Os resultados apresentados por Currie & Gruber (1996) são análogos, em alguns aspectos, aos conseguidos em um contexto diferente por Hanratty (1996). Esta autora

²⁹ A correlação espúria entre a variável dependente e o regressor de interesse poderia aparecer se existissem características relevantes, específicas de um ano ou de um determinado estado, que não se mantivessem constantes nesse estado ou entre estados em um dado ano (não sendo, portanto, captadas pelos efeitos específicos de ano e localidade). A fração de gestantes cobertas pelo *Medicaid* em um estado depende de características econômicas e demográficas e estas, por sua vez, podem estar correlacionadas com os indicadores de saúde infantil: por exemplo, se um estado enfrentar um período de recessão econômica, a parcela de mulheres gestantes coberta pelos serviços do *Medicaid* tenderia a aumentar (pois um dos requisitos exigidos é o baixo nível de renda familiar), mas a crise econômica poderia aumentar simultaneamente a taxa de mortalidade infantil, induzindo assim a uma correlação positiva espúria entre a cobertura do *Medicaid* e a mortalidade infantil. Para detalhes adicionais, ver Currie & Gruber (1996), p. 1274-1276.

procura examinar, através de um painel de dados composto por informações para 204 condados entre 1960 e 1975, o impacto da introdução do seguro nacional de saúde (NHI), em dez províncias do Canadá, sobre a saúde infantil. Segundo a autora, a transição para a nova modalidade de seguro-saúde ocasionou a realocação de recursos para o atendimento de populações mais carentes, além de aumentar sensivelmente o uso dos serviços de saúde e incentivar a priorização da atenção médica preventiva em detrimento dos procedimentos curativos. À semelhança da análise efetuada por Currie & Gruber (1996), a autora explora o fato de a implementação do NHI haver ocorrido em anos distintos entre as províncias canadenses (ao longo do período compreendido entre 1962 e 1972) e, ademais, de três províncias terem adotado a nova política apenas parcialmente em princípio, para mais tarde generalizá-la.

A estratégia empírica proposta por Hanratty (1996) consiste em estimar o efeito da introdução do NHI, em uma determinada província, sobre a taxa de mortalidade infantil observada nos condados que a compõem – esta última, a variável dependente. A variável explicativa de interesse é, portanto, a existência ou não do NHI na província em um dado ano: esta é representada por uma *dummy* que assume o valor 0 se o NHI ainda não foi implementado e o valor 1 caso tenha funcionado durante o ano (e, ainda, para as províncias em que o NHI iniciou seu funcionamento de maneira apenas parcial, tal variável assume um valor intermediário entre 0 e 1, calculado individualmente³⁰). Diversos fatores econômicos e demográficos são também considerados potencialmente relevantes para a explicação das variações na mortalidade infantil: a renda provincial per capita, a parcela de famílias de renda baixa, os graus de urbanização e de educação e a

³⁰ Para maiores detalhes a respeito deste e dos demais procedimentos metodológicos da autora, ver Hanratty (1996), especialmente p. 278-279.

proporção de mulheres em idade gestacional (15-45) com idade inferior a 20 anos ou superior a 35 anos. A autora estima, por mínimos quadrados ponderados, três modelos *logit* de dados agrupados. A especificação preferida envolve o uso de efeitos específicos de ano e província, juntamente com as variáveis de controle já explicitadas. A estimativa pontual – de magnitude similar nas três especificações alternativas – aponta para uma redução estatisticamente significativa de 4% na taxa de mortalidade infantil dos condados após a introdução do seguro nacional de saúde pela província.

Cabem, a esta altura, algumas observações quanto ao caráter e principais objetivos da revisão literária desenvolvida acima. Em primeiro lugar, como é natural, essa revisão não é, de forma alguma, exaustiva. Optamos por abranger os trabalhos empíricos mais interessantes para os nossos propósitos, com especial ênfase naqueles voltados para a mensuração do impacto de políticas e programas públicos sobre a taxa de mortalidade infantil e seus componentes. Muito embora o exame dos resultados alcançados por esses estudos seja capaz de fornecer-nos parâmetros úteis para avaliar os efeitos do PSF sobre a saúde infantil, estamos plenamente conscientes a respeito da impossibilidade de paralelos imediatos entre os resultados anteriormente apresentados e aqueles obtidos para o PSF, em virtude sobretudo das enormes disparidades – econômicas, sanitárias, institucionais etc. – existentes entre localidades situadas em países como os Estados Unidos ou o Canadá, de um lado, e os municípios paulistas, de outro. Contudo, a motivação essencial para a análise dos trabalhos anteriores residiu em fornecer-nos pistas úteis acerca do instrumental econométrico adequado aos nossos objetivos. Através da referida revisão, é possível vislumbrar a utilidade de algumas das técnicas empregadas por esses autores à nossa investigação do impacto do PSF sobre a

mortalidade infantil; de fato, faremos uso de diversos desses procedimentos econométricos em nosso estudo empírico, como veremos um pouco mais adiante.

Sumariando os resultados obtidos na literatura e resenhados nesta seção, podemos afirmar que, de modo geral, os programas e políticas de saúde cujos impactos foram objeto de análise revelaram-se eficazes para a melhoria das condições de saúde infantil, estas sendo aferidas por um conjunto variado de indicadores. Nosso intuito agora é verificar se podemos dizer o mesmo a respeito do PSF; antes, porém, faz-se necessário explicitar o contexto analítico – mais especificamente, o modelo teórico – que embasará nosso estudo empírico. É o que fazemos a seguir.

O modelo teórico

Na área de economia, o pano de fundo teórico para a grande maioria dos estudos empíricos preocupados com os determinantes da saúde infantil – inclusive para a maior parte daqueles resenhados anteriormente – é constituído pela teoria econômica do comportamento familiar desenvolvida por Becker & Lewis (1973). De acordo com o arcabouço analítico desenvolvido por esses autores, a função de utilidade dos pais depende de seu próprio consumo, do número de nascimentos e da probabilidade de sobrevivência de cada recém-nascido (invariável entre nascimentos de uma mesma família). Para os nossos propósitos, o ponto importante a destacar é que a probabilidade de sobrevivência citada é uma variável endógena em um modelo estrutural: depende de insumos endógenos como a quantidade e a qualidade da atenção médica e de aspectos como a nutrição e o tempo disponível da mãe. Além disso, a probabilidade de sobrevivência de um recém-nascido depende também de um componente denominado

“eficiência reprodutiva da mãe”, o qual inclui a probabilidade de sobrevivência da criança associada a fatores biológicos da própria criança, os quais, evidentemente, são em grande parte herdados dos pais da mesma.

Adaptando-a ao nosso objeto de estudo, a função de produção de saúde infantil no modelo anterior pode ser expressa da seguinte maneira:

$$(1) \pi = f_1(i, p, a, c, s, x, e)$$

Na formulação acima, π representa a probabilidade de um recém-nascido morrer antes de completar um ano de vida (variável dependente principal em nossas estimações), a qual é colocada em função de um vetor de insumos médicos (i), um vetor de insumos médicos pré-natais (p), utilização de serviços de aborto (a), utilização de insumos anticoncepcionais (c), do uso materno de cigarros (s), de variáveis exógenas observáveis de risco para a criança (x) e da dotação biológica da criança (e), determinada em grande parte pelas características biológicas da própria mãe e não-observável para o pesquisador. Corman et al. (1987) referem-se à equação (1) acima como “função de produção de saúde infantil quasi-estrutural”, pois resulta da substituição de funções de produção estruturais – para a probabilidade de baixo peso ao nascer e para a probabilidade de prematuridade no nascimento – na equação estrutural específica para a mortalidade infantil.

Com dados individuais, a estimação direta, por mínimos quadrados ordinários, da função de produção de saúde infantil (1) tende a gerar estimativas enviesadas e inconsistentes dos coeficientes (Rosenzweig & Schultz, 1983). Isto ocorre porque,

conforme apontamos anteriormente³¹, a dotação de saúde materno-infantil (*e*) não constitui uma variável observável para o pesquisador, mas é parcialmente observável pela mãe ou pelo seu médico. Essas informações adicionais disponíveis para os indivíduos mas não para o pesquisador podem levar as mães com dotações “inadequadas” de saúde a escolher combinações de insumos médicos diferentes daquelas utilizadas pelas demais gestantes. Em outras palavras, a informação obtida por uma mãe acerca de suas dificuldades congênitas em gerar filhos pode influenciar tanto sua escolha de insumos médicos (por exemplo, mais exames pré-natais) quanto o resultado de sua gravidez (por exemplo, morte ou não da criança no primeiro ano de vida). Desta forma, os insumos médicos estão correlacionados com o termo de erro, o qual reflete em parte a dotação de saúde, pelo que as estimativas por mínimos quadrados ordinários dos parâmetros da função (1) serão enviesadas e inconsistentes.

O fato de contarmos, no estudo empírico, com um painel de dados agregados nos permite seguir uma estratégia ligeiramente diferenciada no tocante à especificação e à estimação de nossa “função de produção de saúde infantil”. Especificamente no nosso contexto, isto é, de dados agregados para uma amostra de municípios, a equação a ser estimada representa uma modificação da equação (1). Algumas variáveis incluídas nesta última não estão disponíveis para o nosso estudo, como a utilização de serviços de aborto, insumos anticoncepcionais e cigarros.³² A equação modificada que serve de base para o nosso modelo pode ser considerada, da mesma maneira que (1), uma *função*

³¹ Ver nota de rodapé 25.

³² De fato, a própria relevância desses elementos no contexto nacional não foi ainda objeto de estudos quantitativos rigorosos.

quasi-estrutural de produção de saúde infantil (Corman et al., 1987; Frank et al., 1992), e é representada como se segue:

$$(2) \quad tmi = f_2(i, psf, pacs, r, x, e)$$

A variável dependente no modelo aqui proposto é uma probabilidade calculada no âmbito agregado: a taxa de mortalidade infantil (*tmi*). Esta variável depende de um vetor (*i*) de insumos médicos (os quais representam a disponibilidade e o preço dos serviços médicos em uma determinada localidade), da existência e do grau de cobertura do Programa Saúde da Família (*psf*) e do Programa Agentes Comunitários de Saúde (*pacs*) na área, da renda per capita local (*r*) (a qual serve como *proxy* para a capacidade de aquisição de insumos não observados no nosso modelo, como calorias), de um vetor de variáveis exógenas de risco para a saúde infantil (*x*) medidas em nível local e da dotação de saúde materno-infantil (*e*).

O modelo teórico escolhido incorpora explicitamente, para o nível agregado, os determinantes mais importantes da probabilidade de sobrevivência dos menores de um ano e de seu complemento – e variável dependente de nosso interesse –, a probabilidade de óbito da criança antes de seu primeiro ano de vida, isto é, a taxa de mortalidade infantil. Este conjunto de variáveis é similar ao utilizado em outros trabalhos empíricos, tanto na área de saúde pública (como Araújo et al., 2000; Formigli et al., 1996; Sarinho et al., 2001; Koupilová et al., 1998 e Hope, 1992) como em economia da saúde (Corman et al., 1987; Frank et al., 1992; Hanratty, 1996; Goldman & Grossman, 1982 e Joyce, 1987, entre outros). Ademais, e de importância fundamental para os nossos propósitos

neste trabalho, o modelo provê uma estrutura operacional dentro da qual interpretar o impacto de um programa público, como o PSF, sobre as taxas de mortalidade infantil em uma amostra particular de municípios.

Em muitos dos trabalhos discutidos na seção precedente, o problema já abordado da endogeneidade inerente à utilização de serviços pré-natais em relação ao uso de outros insumos médicos constitui uma fonte potencial de inconsistências nas estimativas da função de produção de saúde infantil. Tal inconveniente vem à tona devido ao próprio objetivo empírico desses autores, qual seja o de identificar os efeitos *indiretos* de algumas intervenções em saúde sobre a taxa de mortalidade infantil ou algum de seus componentes, através de variáveis como a taxa de nascidos vivos de baixo peso e a atenção pré-natal (é o caso de Corman et al., 1987; Reichman & Florio, 1996 e Joyce, 1987, por exemplo). De maneira diferente, a função de produção de saúde infantil que estimaremos não inclui a utilização de serviços pré-natais no vetor de insumos médicos (*i*), nem tampouco a porcentagem de nascidos vivos com baixo peso. A razão básica dessa diferença reside em nossa intenção de quantificar o impacto *direto* do PSF sobre a taxa de mortalidade infantil: embora as ações do Programa possam diminuir esse coeficiente através de fatores como o incentivo ao pré-natal ou pela redução da parcela de nascidos vivos de baixo peso em uma localidade, tais efeitos indiretos não são de especial interesse para o propósito deste estudo, motivo pelo qual as variáveis mencionadas não são incluídas no modelo, e o coeficiente estimado do PSF representará o impacto *total* do Programa (isto é, de todas as suas ações e através dos diversos canais de melhoria) sobre a taxa de mortalidade infantil. O fato, portanto, de não precisarmos incluir a parcela de nascidos vivos de baixo peso ou insumos como o pré-natal em nossa

função de saúde infantil a estimar elimina uma potencial fonte de viés para as estimativas daí provenientes.³³

Por outro lado, a utilização de dados agregados coloca sob um prisma um pouco distinto a questão do viés ocasionado pela dotação de saúde materno-infantil. No caso de dados agregados em corte transversal (“*cross-section*”), conforme observado por Frank et al. (1992), o uso de um modelo de equações estruturais para estimar a função de produção de saúde infantil pode ainda ser necessário, pois mulheres com dotações de saúde similares podem concentrar-se geograficamente, aumentando a probabilidade de ocorrência de determinado tipo de evento – por exemplo, o óbito de menores de um ano – em uma localidade (em relação às demais) e enviesando, desta forma, as estimativas por mínimos quadrados ordinários dos parâmetros associados aos demais determinantes da saúde infantil incluídos no modelo. Como consequência, nossa abordagem de estimação deve necessariamente lidar com a questão do viés ocasionado por variáveis omitidas no modelo: se as mulheres com piores prognósticos para nascimentos estiverem sobre-representadas nos municípios que adotaram o PSF (uma espécie de “seleção adversa” na implementação do Programa), a diferença entre as taxas de mortalidade infantil em áreas com e sem o Programa será pelo menos parcialmente atribuível a fatores outros além das ações do Programa em si e das demais variáveis de controle do modelo. Isto tenderá a enviesar para baixo o impacto do PSF sobre a nossa medida de saúde infantil³⁴, devido à presença de uma diferença não observada responsável pelos distintos prognósticos em saúde infantil. Desta maneira, análises empíricas que não

³³ Não se trata de negar, aqui, a importância de identificar e quantificar os distintos canais pelos quais o PSF atua sobre a taxa de mortalidade infantil; o tema é certamente relevante, mas, devido ao escopo limitado deste trabalho, deixamos o seu tratamento para estudos posteriores.

³⁴ Resultado encontrado em trabalhos como Currie & Cole (1993).

incorporem técnicas adicionais para lidar com o problema descrito tendem a apresentar estimativas pouco confiáveis dos parâmetros.

Com a utilização de um *painel de dados*, estratégia empírica adotada aqui, o viés ocasionado pela mencionada concentração geográfica de mulheres com dotações de saúde semelhantes também está potencialmente presente. Contudo, assumindo-se que a dotação média de saúde materno-infantil em uma dada localidade – em nosso caso, no mesmo município – não varia ao longo do tempo (pelo menos durante o período de tempo em análise), estimativas diretas não-enviesadas da função de produção de saúde infantil podem ser obtidas, tratando-se essa concentração de dotações similares de saúde como efeitos específicos de cada localidade, seja por meio dos modelos de efeitos fixos/aleatórios ou através da aplicação de primeiras diferenças ao modelo original, eliminando-se tais efeitos específicos invariantes no tempo (Menezes-Filho, 2001).

Portanto, em nosso estudo empírico, buscaremos controlar a heterogeneidade não observada entre os municípios da amostra por meio da incorporação de efeitos específicos à equação (2); a relação a ser estimada será do tipo:

$$(3) \text{tmi}_{it} = \beta X_{it} + f_i + \varepsilon_{it}$$

No modelo (3), tmi_{it} representa a taxa de mortalidade infantil observada no município i e no ano t ; X_{it} constitui o vetor de variáveis explicativas (o qual inclui, como visto na equação (2), a disponibilidade de determinados insumos médicos, a renda per capita municipal, fatores exógenos de risco à saúde infantil, a variável *pacs* e o regressor

de interesse, a variável psf); f_i representa o efeito específico de cada município e ε_{it} é um choque aleatório não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas.³⁵

Como já expressamos, o fato de dispormos de um painel de dados municipais permite-nos aplicar e comparar pelo menos três metodologias alternativas para solucionar o problema de identificação da relação causal entre PSF e mortalidade infantil: a utilização do estimador de efeitos fixos, a utilização do estimador de efeitos aleatórios e a estimação do modelo em primeiras diferenças. A determinação do método mais adequado entre os anteriores depende crucialmente da hipótese assumida acerca da correlação entre o efeito específico e o vetor X_{it} (Menezes-Filho, 2001). Na estimação por *efeitos aleatórios*, assume-se que os efeitos específicos de cada unidade de análise não são correlacionados com os regressores. A estimação do modelo corresponde à utilização do estimador de mínimos quadrados generalizados para dados em painel, ponderando-se mais intensamente as “*observações cujos termos aleatórios sejam realizações de variáveis aleatórias com menor variância*” (Menezes-Filho, 2001: 441). A estimação por *efeitos fixos*, por sua vez, é realizada assumindo-se que a correlação entre os efeitos específicos e as demais variáveis explicativas pode ser diferente de zero; os efeitos específicos são considerados parâmetros a estimar, incluindo-se uma variável *dummy* para cada unidade observacional (ou seja, uma constante distinta para cada unidade), e o modelo pode então ser estimado convencionalmente por mínimos

³⁵ Estamos assumindo, portanto, que toda a correlação entre o termo de erro e o vetor de variáveis explicativas (gerada pela existência de variáveis omitidas no modelo) é eliminada através da introdução dos efeitos específicos (f_i). Discutiremos mais adiante a adequação desta hipótese à nossa análise empírica do PSF.

quadrados ordinários.³⁶ Por fim, a terceira estratégia seguida consiste em aplicar *primeiras diferenças* à equação (3), isto é, diferenciar as variáveis dependente e explicativas no tempo, dentro de cada unidade observacional, a fim de eliminar os efeitos específicos do modelo e estimá-lo por mínimos quadrados ordinários, dando origem à seguinte especificação:

$$(4) \Delta tmi_{it} = \beta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$$

Na presença de efeitos específicos, entre as metodologias mencionadas acima, a maior parte dos autores de estudos econométricos com propósitos similares ao nosso mostra certa preferência pelo modelo de *efeitos fixos* na estimação das relações de causalidade envolvidas (ver, por exemplo, Reichman & Florio, 1996; Frank et al., 1992; Gertler, 2000; Rosenzweig & Wolpin, 1986; e Pritchett & Summers, 1996).³⁷ É importante destacarmos que a introdução de efeitos específicos em nosso modelo não remove apenas a influência de qualquer concentração geográfica sistemática e temporalmente estável de mulheres com dotações de saúde semelhantes sobre o coeficiente estimado do PSF; a inclusão desses efeitos específicos é também capaz de captar a influência de outros elementos municipais fixos no período analisado, como diferentes “valores culturais” (a presença de certas “crenças” locais a respeito da

³⁶ Greene (2000) mostra que a utilização do modelo de efeitos fixos equivale a transformar os dados observados em desvios com relação à média de cada unidade (municípios; em nosso caso). Essa transformação elimina assim os efeitos específicos – pois estes são invariantes no tempo – e permite a estimação do novo modelo por mínimos quadrados ordinários. Para maiores detalhes a respeito das estimações por efeitos fixos e aleatórios, a referência básica é o capítulo 14 (“*Models for Panel Data*”), de Greene (2000).

³⁷ Discutiremos posteriormente a possibilidade do uso de variáveis instrumentais em regressões por mínimos quadrados de dois estágios.

utilidade do tratamento médico em caso de doença da criança, por exemplo³⁸) e a maior ou menor qualidade em geral da administração pública de um município com relação à dos demais.³⁹

Mesmo admitindo-se que a inclusão dos efeitos específicos nas regressões estimadas elimina a heterogeneidade não observada entre os municípios da amostra, resta ainda uma outra fonte potencial de viés por variáveis omitidas no modelo. É possível que características não observadas que se alteram no tempo e são comuns às localidades (como choques macroeconômicos ou o “ciclo dos negócios”) provoquem movimentos simultâneos tanto nas taxas de mortalidade infantil como nas variáveis explicativas incluídas. Desta forma, os coeficientes estimados sofreriam ainda do problema de viés e inconsistência. A fim de controlar esses fatores macroeconômicos correlacionados com os regressores – fatores esses que variam ao longo dos anos e atingem todos os municípios ao mesmo tempo –, as equações estimadas conterão um conjunto de *dummies* para cada um dos anos da nossa amostra, a exemplo do procedimento explicitado em Greene (2000) e adotado em trabalhos como Gertler (2000), Currie & Gruber (1996), Hanratty (1996) e Frank et al. (1992). Logo, o modelo que estimaremos por efeitos aleatórios, efeitos fixos e em primeiras diferenças passa a ser uma ligeira modificação da equação (3),

³⁸ Estes fatores são identificados no estudo de Souza et al. (2000) acerca dos óbitos pós-neonatais em uma região do estado do Ceará. Por meio de entrevistas com as mães, verificou-se que, em muitos casos, a demora ou ausência de um tratamento médico profissional esteve relacionada com a crença dos pais na inevitabilidade da morte da criança ou com a utilização de práticas de curandeirismo.

³⁹ Parece-nos razoável assumir a hipótese de que a qualidade da administração pública (entendida em um sentido amplo e englobando aspectos como a qualificação e probidade do corpo administrativo local) permanece fixa no período analisado aqui. Isto porque, conforme explicaremos adiante, o período coberto em nosso estudo estende-se de 1998 a 2001, cujos três primeiros anos correspondem à legislatura de um mesmo prefeito municipal.

$$(5) \text{tmi}_{it} = \beta X_{it} + f_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

onde δ_t representa o conjunto de *dummies* de ano.

Finalmente, antes de passarmos à descrição das variáveis utilizadas no estudo empírico, faz-se necessário ressaltar que estimaremos uma função *linear* de produção de saúde infantil. Devido ao fato de a taxa de mortalidade infantil de uma localidade representar a probabilidade de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida (Laurenti et al., 1987), isso equivale a estimar um *modelo de probabilidade linear*. Temos três razões para dar preferência a um modelo linear em vez de especificações mais complexas. Primeiramente, os coeficientes estimados em especificações lineares apresentam maior facilidade de interpretação. Em segundo lugar, de acordo com a argumentação apresentada em detalhes por Maddala (1986), a disponibilidade de múltiplas observações agregadas – como no nosso caso – praticamente livra o modelo probabilístico linear da principal crítica a que está sujeito no caso de dados individuais, ou seja, a impossibilidade de se assegurar *a priori* que os valores da probabilidade previstos pelo modelo estejam restritos ao intervalo entre zero e um.⁴⁰ Por último, a grande maioria dos estudos econômicos efetuados sobre assuntos relacionados, os quais utilizam também dados agregados, tem encontrado resultados qualitativos muito similares entre o modelo linear e especificações alternativas como a logística (ver, entre outros, Grossman & Jacobowitz, 1981; Goldman & Grossman, 1982; Corman et al., 1987; Frank et al., 1992 e Joyce, 1987). Conseqüentemente, não parecem existir razões

⁴⁰ Maddala argumenta que, com múltiplas observações, como é o caso de dados agregados, “[the linear probability model] is no different in spirit from the log-linear model or the logit model.” (Maddala, 1986: 30).

para preocupações maiores acerca da adoção de uma forma funcional linear em nossa análise empírica.⁴¹

Dados e definição das variáveis

A estimação da equação (5) será realizada com base em um painel de dados, isto é, dados em série de tempo combinados com dados em corte transversal (“*cross-section*”). As informações utilizadas referem-se a 110 municípios do estado de São Paulo entre os anos de 1998 e 2001.⁴² A opção pelos municípios como unidade de análise deve-se primeiramente ao fato de que unidades maiores, como os estados, são muito grandes e freqüentemente muito mais heterogêneas. Renda, recursos físicos em saúde e outras variáveis relevantes podem variar enormemente dentro de um mesmo estado, questão essa que é minimizada quando se analisam os municípios.

Todavia, o tamanho reduzido de alguns municípios pode significar flutuações enormes em variáveis como a taxa de mortalidade infantil e seus componentes entre um ano e outro. O problema está em que tais flutuações, na maioria dos casos, estão relacionadas apenas com o pequeno número de nascimentos registrado nesses municípios. A fim de reduzir a influência dessas variações aleatórias nos coeficientes estimados, duas estratégias foram adotadas. A primeira consistiu em selecionar para a nossa amostra, entre os 645 municípios de São Paulo, somente aqueles nos quais o número de habitantes tenha sido superior a 50.000 em cada ano do período considerado. Este procedimento é idêntico ao adotado por Grossman & Jacobowitz (1981), Goldman

⁴¹ Devemos salientar, no entanto, que a opção pelo modelo linear equivale a assumir a hipótese simplificadora de que o impacto de variações marginais na cobertura populacional do PSF é idêntico, em termos relativos, entre municípios caracterizados por diferentes níveis de renda e de mortalidade infantil.

⁴² A relação completa dos municípios utilizados está no Apêndice deste trabalho (Tabela 1A).

& Grossman (1982) e Corman et al. (1987), autores que estabelecem o mesmo corte baseado no contingente populacional. Em termos de nascidos vivos, a metodologia adotada levou-nos a selecionar municípios com, no mínimo, 736 nascidos vivos em cada ano do período analisado, número satisfatoriamente elevado a fim de garantir uma menor flutuação espúria das taxas de mortalidade infantil municipais entre um ano e outro. Isto redundou, finalmente, no grupo de 110 municípios aqui considerado, um conjunto de municípios que em nenhum dos anos da amostra conteve menos do que 80% do contingente populacional do estado, sendo, portanto, bastante representativo em relação à situação do estado de São Paulo como um todo.

Simultaneamente ao procedimento descrito no parágrafo anterior, a segunda estratégia implementada com o objetivo de diminuir o impacto de variações exógenas exacerbadas nas taxas de mortalidade infantil reside na aplicação do método de mínimos quadrados ponderados às estimações por efeitos fixos e por primeiras diferenças, com pesos associados ao número de habitantes do município.⁴³ Esta metodologia resulta na redução do impacto das mencionadas flutuações aleatórias através da atribuição de um peso mais elevado nas regressões para as informações oriundas de municípios com um número maior de residentes.⁴⁴ Juntamente com a seleção dos municípios com mais de 50.000 habitantes no ano, a estimação por mínimos quadrados ponderados constitui uma forma de melhorar ao máximo a eficiência do estimador utilizado (obtendo-se estimativas apropriadas da sua variância) e, conseqüentemente, de proporcionar maior

⁴³ No modelo de efeitos aleatórios, o problema da heterocedasticidade é corrigido pela estimação por mínimos quadrados generalizados (ver Greene, 2000).

⁴⁴ Para maiores detalhes acerca do tratamento da heterocedasticidade através de mínimos quadrados ponderados, ver o capítulo 12 de Greene (2000).

confiabilidade ao impacto estimado do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil municipais.

A definição das variáveis utilizadas em nossa análise empírica é apresentada na Tabela 5. Conforme apontado por diversos autores, os dados relativos à taxa de mortalidade infantil e a seus componentes neonatal e pós-neonatal estão inevitavelmente sujeitos a erros de medida, devido a fatores como o sub-registro de óbitos de menores de um ano, o sub-registro de nascimentos e erros ou insuficiências no preenchimento das declarações de óbito (Laurenti et al., 1987; Maranhão et al., 1998). No âmbito nacional, como o sistema de informações do Ministério da Saúde é alimentado por informações enviadas pelos próprios municípios, existe a possibilidade de que fatores como o escasso treinamento dos profissionais locais para tratar as informações recolhidas originem erros de medida substanciais. Embora um nível mínimo de incorreções seja virtualmente inevitável, uma das regiões brasileiras caracterizada pela grande confiabilidade dos dados é justamente o estado de São Paulo, base de nosso estudo (Monteiro & Nazário, 2000). Ademais, se no período de nossa amostra (1998-2001), os erros de medida forem cometidos sempre na mesma direção (isto é, subestimação ou superestimação sistemática das taxas de mortalidade infantil ou das variáveis explicativas em um dado município), tais incorreções serão captadas pela introdução dos efeitos específicos e não tornarão enviesadas as estimativas dos coeficientes do modelo.

Tabela 5. Descrição das variáveis

Nome	Descrição da variável	Fonte
TMI	Taxa de mortalidade infantil: óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos	Fundação SEADE
TMN	Taxa de mortalidade neonatal: óbitos infantis de 0 a 27 dias, por mil nascidos vivos	Fundação SEADE
TMPN	Taxa de mortalidade pós-neonatal: óbitos infantis de 28 dias a 11 meses, por mil nascidos vivos	Fundação SEADE
PSF	Cobertura populacional estimada do PSF (em %) em cada município da amostra, calculada de acordo com os parâmetros do Ministério da Saúde (3.450 pessoas por equipe de saúde da família)	Secretaria Estadual de Saúde – SP (Coordenação Estadual do PACS/PSF)
PACS	Cobertura populacional estimada do PACS (em %) em cada município da amostra, calculada de acordo com os parâmetros do Ministério da Saúde (3.450 pessoas por equipe de agentes comunitários de saúde)	Secretaria Estadual de Saúde – SP (Coordenação Estadual do PACS/PSF)
PIBPC	Valor adicionado total do município, por habitante, em Reais de 2001	Fundação SEADE
GSSPC	Despesas municipais anuais por função de saúde e saneamento, por habitante, em Reais de 2001	IPEA, IBGE
MED	Médicos registrados no Conselho Regional de Medicina – SP (coeficiente por mil habitantes)	Fundação SEADE
HOSP	Total de leitos hospitalares municipais cadastrados no SUS, excluídos os leitos de UTI (coeficiente por mil habitantes)	DATASUS
OBST	Leitos de clínica obstétrica municipais cadastrados no SUS (coeficiente por 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
URB	Taxa de urbanização municipal, medida através da densidade demográfica (habitantes por quilômetro quadrado)	Fundação SEADE
EMEDF	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino médio para as mulheres, isto é, o percentual de alunos do sexo feminino que concluiu o ensino médio com idade superior à recomendada pelo Ministério da Educação, em dado ano	INEP-MEC
EFUNDF	Taxa de distorção idade-conclusão do ensino fundamental para as mulheres, isto é, o percentual de alunos do sexo feminino que concluiu o ensino fundamental com idade superior à recomendada pelo Ministério da Educação, em dado ano	INEP-MEC
TD99/00/01	Variáveis <i>dummy</i> para os anos de 1999, 2000 e 2001, respectivamente, tendo como referência o ano de 1998	

O coeficiente de maior interesse em nossa análise empírica será aquele associado ao impacto do PSF sobre a mortalidade infantil (esta, a variável dependente). Alguns trabalhos preocupados com o impacto de políticas e programas públicos sobre alguma medida de saúde infantil optaram por aferir esses efeitos através de uma variável binária para a existência ou não da política ou programa nas localidades em questão (este é caso, como vimos, de Grossman & Jacobowitz, 1981 e Hanratty, 1996). No entanto, tal especificação ignoraria as evidentes diferenças no potencial de melhorias em saúde entre graus menores e maiores de cobertura populacional do PSF nos municípios. Assim sendo, a exemplo de Corman et al. (1987), usamos uma medida de *cobertura* do PSF como variável de interesse.

Os dados provenientes da Secretaria Estadual de Saúde registram, para cada mês dos anos da amostra, a quantidade de equipes de saúde da família (ESF) e de equipes de agentes comunitários de saúde (EACS) em cada município.⁴⁵ Em muitos casos, o número de ESF e EACS em atuação nos municípios apresentou alguma variação entre meses de um mesmo ano. Neste estudo, a fim de obtermos um único número, para cada ano, de equipes do PSF e do PACS nos municípios, utilizamos o número mediano – entre os meses do respectivo ano – de ESF ou de EACS atuantes no município. Nossa medida de cobertura populacional do PSF é calculada, então, seguindo-se os parâmetros estipulados pelo Ministério da Saúde para as atividades das ESF/EACS e para o próprio repasse das verbas federais referentes a esses programas (Ministério da Saúde, 2001a,c), descritos em capítulo anterior deste mesmo trabalho. Cada equipe de saúde é

⁴⁵ Infelizmente, a Secretaria de Saúde não dispõe dos dados municipais sobre o funcionamento do PSF e do PACS antes de 1998. Para este último ano, inclusive, há o inconveniente de as informações estarem disponíveis somente a partir do mês de julho.

considerada responsável, em média, por 3.450 indivíduos; logo, a cobertura populacional do PSF no município i e no ano t é dada pela fórmula:

$$PSF_{i,t} = \frac{ESF_{i,t} \times 3.450}{população_{i,t}} \times 100$$

O cálculo da cobertura populacional do PACS em cada município e em cada ano é efetuado de maneira análoga à descrita acima. A cobertura do Programa Agentes Comunitários de Saúde representa uma variável de controle extremamente importante em nossa análise, visto que, conforme explicitamos em capítulo anterior, o PACS constitui, segundo o próprio Ministério da Saúde, a estratégia inicial de implantação do PSF nos municípios (Ministério da Saúde, 2001c), algo visto claramente no desenho, ações e objetivos análogos de ambos os programas. Assim, as eventuais melhorias na saúde infantil podem dever-se às ações tanto do PSF como do PACS, tornando-se necessário isolar o coeficiente estimado do primeiro programa em relação aos impactos em saúde impulsionados pelo segundo.⁴⁶

A evolução da implantação do PSF e do PACS nos municípios que constituem a nossa amostra é apresentada na Tabela 6 a seguir.

⁴⁶ Teremos a oportunidade de comentar, ainda neste capítulo, alguns resultados obtidos em estimações que consideram de maneira conjunta as coberturas populacionais do PACS e do PSF.

Tabela 6. Evolução da implantação do PSF e do PACS nos 110 municípios da amostra (1998-2001)

	1998	1999	2000	2001
Municípios com PSF implantado	30	33	59	68
Municípios com PACS implantado	17	23	38	34
Municípios com PACS ou PSF implantado	38	44	74	77

Fonte: Secretaria Estadual da Saúde – SP (Coordenação Estadual do PACS/PSF).

Com um painel de dados, as diferenças municipais no *timing* de implementação do PSF e nos graus de cobertura alcançados pelo mesmo tornam possível identificar o impacto do Programa sobre a taxa de mortalidade infantil; adicionalmente, a inclusão dos efeitos específicos e das *dummies* de ano nas regressões permite isolar o coeficiente do impacto do PSF em relação a fatores específicos municipais não observados e que são constantes ao longo do tempo, e também com respeito a fatores que variam no tempo mas são comuns aos municípios. Evidentemente, devido ao grande potencial que as ações do PSF possuem de proporcionar melhorias à saúde infantil, o sinal esperado do coeficiente associado ao grau de cobertura populacional do PSF é negativo. Igual expectativa é reservada para o coeficiente estimado do PACS.

Alguns insumos sugeridos na literatura empírica como relevantes para o estudo das condições de saúde infantil não estão contidos em nossa amostra, como a qualidade da alimentação materna e infantil. Como *proxy* para a capacidade de aquisição desses e outros insumos não observados, os quais possuem impacto benéfico sobre a saúde infantil, incluímos em nossa “função de produção” a renda municipal per capita, a exemplo de autores como Goldman & Grossman (1982), Frank et al. (1992) e Hanratty (1996). No caso de indivíduos adultos, há alguma discussão na literatura sobre a possibilidade da existência de um efeito de causação reversa entre a saúde em geral e a

renda: indivíduos mais ricos teriam condições de obter, por exemplo, alimentação e atendimento médico de qualidade superior em relação aos indivíduos mais pobres; contudo, melhores condições de saúde proporcionam igualmente uma capacidade maior de auferir renda no mercado de trabalho, estabelecendo-se assim uma relação causal de mão dupla. Mesmo se desconsiderarmos a improbabilidade de que essa relação causal dupla se manifeste *contemporaneamente* entre saúde *infantil* e renda (pois é a saúde da criança – e não a dos pais – a variável dependente em questão), podemos justificar a inclusão da renda municipal per capita em nosso modelo apoiando-nos nos resultados obtidos por autores como Pritchett & Summers (1996) (e em outros trabalhos ali mencionados), os quais, através de um painel de dados para uma variedade de países, mostram que a direção de causalidade, no contexto de nosso interesse, parte da renda em direção à mortalidade infantil, e não o contrário. Dado que a renda atua como *proxy* para a aquisição de insumos que tendem a melhorar as condições de saúde infantil, e mesmo para fatores como a educação paterna (Pritchett & Summers, 1996), o sinal esperado para a variável é negativo nas estimações efetuadas.

Os gastos municipais per capita com saúde e saneamento também são incluídos nas regressões a fim de controlar outras variáveis potencialmente relevantes para a mortalidade infantil e ausentes da nossa amostra, tais como a evolução das condições locais de saneamento básico (parcela dos domicílios abastecida por rede de água, esgoto e coleta de lixo; tratamento do lixo e esgoto domiciliares etc.)⁴⁷ e a qualidade do atendimento público à saúde. Infelizmente, não foi possível obter os dados a respeito dos

⁴⁷ Esta não é a melhor maneira, reconhecidamente, de controlar os fatores mencionados. Todavia, os dados municipais da Fundação SEADE acerca das características do saneamento básico estão disponíveis somente para os anos de 1999 e 2000.

gastos com saúde separadamente dos gastos com saneamento básico, nem tampouco dispomos da desagregação entre gasto público e privado com saúde, o que nos proporcionaria uma visão mais clara do papel desempenhado pelas políticas do setor público sobre as condições de saúde locais. Entretanto, de maneira geral, acreditamos que essa variável pode contribuir para a melhoria do modelo ao servir como *proxy* para as condições municipais de saneamento vigentes em um dado ano.⁴⁸

Adicionalmente, conforme apontado por Joyce (1987), Corman et al. (1987) e Currie & Gruber (1996), os avanços na tecnologia médica representam um fator importante para a diminuição da mortalidade infantil – especialmente neonatal – ao aumentar as probabilidades de sobrevivência, por exemplo, de crianças nascidas prematuramente. Os próprios trabalhos citados reconhecem as enormes dificuldades práticas existentes na tentativa de se controlar fatores como a qualidade do atendimento médico e dos equipamentos nas UTIs neonatais. Nesse sentido, a incorporação às nossas estimações dos gastos municipais per capita com saúde e saneamento constitui igualmente uma tentativa de levar em consideração a contribuição dos avanços em tecnologia médica, ao longo do tempo, sobre as chances de sobrevivência dos menores de um ano. Como a variável mencionada inclui tanto o gasto público como privado, tais avanços tecnológicos, estejam eles disponíveis na rede hospitalar pública ou privada,

⁴⁸ Pode parecer, à primeira vista, que os gastos com saúde e saneamento municipais apresentariam uma correlação elevada com a nossa variável de cobertura do PSF nesse mesmo município (pois o financiamento do PSF é, em parte, municipal) e poderiam ocasionar multicolinearidade no modelo estimado. Primeiramente, o exame da matriz de correlações apresentada no Apêndice deste trabalho – Tabela 2A – mostra um grau de correlação apenas modesto entre essas duas variáveis (0,142), reduzindo assim as preocupações quanto à presença de multicolinearidade elevada no modelo. Em segundo lugar, mesmo que exista algum grau de multicolinearidade gerado pela inclusão simultânea das variáveis PSF e gastos com saúde, preferimos manter as duas variáveis no modelo, eventualmente diminuindo a significância das estimativas individuais dos coeficientes, mas evitando o problema (certamente mais grave) de viés e inconsistência do estimador devido à omissão de uma variável relevante. Sobre as consequências provocadas pela multicolinearidade em modelos econométricos, ver o capítulo 6 de Greene (2000).

serão pelo menos em parte captados nas regressões.⁴⁹ Um coeficiente negativo associado à variável em questão é esperado, representando os diversos canais pelos quais a disponibilidade e qualidade do saneamento básico e do atendimento em saúde municipais podem melhorar a saúde infantil.

As variáveis relativas aos recursos municipais físicos e humanos na área da saúde representam, de maneira geral, o preço e a disponibilidade da atenção médica em cada localidade, isto é, formam o vetor i de insumos médicos em nossa função de produção de saúde infantil (2). Os coeficientes municipais (por mil habitantes) de médicos, leitos hospitalares e leitos de clínica obstétrica constituem um conjunto de variáveis de controle similar ao utilizado em diversos estudos empíricos (Grossman & Jacobowitz, 1981; Rosenzweig & Schultz, 1983; Frank et al., 1992; Currie & Cole, 1993; Currie & Gruber, 1996; entre outros). O coeficiente de leitos de clínica obstétrica pode ser visto, inclusive, como uma *proxy* para a disponibilidade de serviços pré-natais no município (Frank et al., 1992), fator relevante nas funções estruturais de produção de saúde infantil discutidas anteriormente. Espera-se que a maior disponibilidade de serviços médicos seja um elemento de redução do risco à saúde infantil, redundando assim em sinais negativos para os coeficientes estimados dessas variáveis.⁵⁰

⁴⁹ Se fizermos a hipótese de que os progressos tecnológicos na área de saúde infantil afetam todos os municípios ao mesmo tempo, as *dummies* de ano deveriam captar o impacto desse fator sobre as taxas de mortalidade infantil. No entanto, tal hipótese é muito forte, uma vez que implica a suposição de que todos os municípios da amostra adotaram as novas tecnologias simultaneamente no período considerado. Outra observação relativa às *dummies* de ano é que estas controlarão toda a influência exercida por eventuais erros de medida ou inconsistências no procedimento de deflação dos gastos com saúde e saneamento (Menezes-Filho, 2001).

⁵⁰ Seria mais apropriado, para os nossos propósitos, incluir informações a respeito da disponibilidade dos profissionais médicos ligados mais diretamente à saúde materno-infantil, como ginecologistas e pediatras. A disponibilidade total de médicos é, entretanto, a única variável sobre a qual possuímos dados para o período analisado.

A função de produção de saúde infantil (2) a ser estimada inclui um vetor de fatores exógenos de risco à saúde infantil, aqui representados pela proporção de mulheres em idade fértil (10-49) que possui menos de 15 anos ou mais de 44 anos e pelo grau de urbanização municipal. Com relação à primeira variável, medidas de risco gestacional semelhantes à usada aqui foram incluídas por Joyce (1987), Cramer (1987), Corman et al. (1987) e Hanratty (1996). Joyce (1987) atribui um papel ainda mais amplo à idade materna, indicando-a como *proxy* para fatores como estado civil da mãe, número de gestações prévias e educação materna. Em oposição à maioria das variáveis de controle do modelo, o coeficiente esperado da parcela de mulheres em idade fértil de risco é positivo, o que reflete o maior risco de agravos à saúde em crianças nascidas de mães muito jovens ou em um período de vida próximo ao climatério (Monteiro et al., 2000).

O efeito que o grau de urbanização deve exercer sobre as taxas de mortalidade infantil mostra-se ambíguo. embora a importância dessa variável seja atestada por alguns estudos já mencionados aqui (Joyce, 1987; Currie & Cole, 1993 e Hanratty, 1996). De um lado, o impacto negativo da maior urbanização sobre a mortalidade infantil pode ser justificado através dos efeitos deletérios exercidos pela poluição ambiental e pelo *stress* das cidades maiores sobre a saúde materno-infantil. Por outro ângulo, uma maior parcela de habitantes em áreas urbanas pode equivaler a melhores condições de acesso aos serviços médicos e de saúde em geral (transporte, rapidez etc.), reduzindo o risco de óbitos infantis por doenças evitáveis.⁵¹

⁵¹ Cabe destacar que a nossa medida de urbanização é a densidade demográfica do município. Para os anos em que a taxa de urbanização municipal (propriamente dita) estava disponível na Fundação SEADE (1998

As últimas variáveis de controle incluídas no modelo são as taxas anuais de distorção entre a idade e a conclusão do ensino médio e do ensino fundamental por estudantes do sexo feminino. Estes indicadores avaliam o percentual anual de mulheres que concluem os níveis de ensino médio e fundamental com idade superior à recomendada pelo Ministério da Educação, e atuam aqui, em conjunto, como *proxy* para o grau de escolaridade médio das mulheres em idade fértil nos municípios. A importância da educação materna para a saúde infantil, aspecto pioneiramente tratado por Caldwell (1979), vem sendo ressaltada por uma ampla gama de estudos teóricos e empíricos, tanto em nível individual como no agregado (ver, entre outros, Cramer, 1987; Pritchett & Summers, 1996; Hanratty, 1996; e Filmer & Pritchett, 1999). A escolha das taxas de distorção idade-conclusão como nossos indicadores educacionais das mulheres responde a fatores de ordem teórica e prática. Em um plano eminentemente teórico, existe a possibilidade de que a decisão feminina acerca do maior nível de escolaridade a ser atingido seja concomitante às decisões individuais relativas à fecundidade, tornando simultânea a determinação do número/época das gestações e de variáveis educacionais como o número médio de anos de estudo das mulheres.⁵² Do ponto de vista prático, as taxas de distorção idade-conclusão dos ensinos médio e fundamental são os indicadores mais adequados para se avaliar o grau de educação da população feminina em idade fértil *entre aqueles disponíveis para todos os anos no período 1998-2001*.⁵³ A racionalidade presente no uso desses indicadores é a de que, quanto mais elevado o grau

a 2000), verificamos um elevado grau de correlação entre o grau de urbanização e a densidade populacional, razão pela qual optamos por incluir esta última variável nas estimações.

⁵² Esta é uma das razões pelas quais Currie & Cole (1993) utilizam uma medida de educação feminina similar à nossa em seu estudo empírico.

⁵³ Indicadores como a taxa de analfabetismo municipal estão disponíveis, no período de nossa amostra, apenas para o ano de 2000. Situação análoga ocorre com outras medidas de escolaridade específicas para a população feminina dos municípios.

médio de distorção existente entre a idade adequada (estabelecida pelo Ministério da Educação) e a idade efetiva de conclusão dos ensinos médio e fundamental, pior é o nível *médio* de instrução das mulheres em um dado município. Essas taxas de distorção atuam, portanto, como *proxy* para o nível local de escolaridade das mulheres em idade fértil; entretanto, ao contrário do que ocorreria com os indicadores relativos ao número médio de anos de estudo das mulheres, os sinais esperados para as nossas medidas de educação feminina são positivos, ou seja, maiores taxas de distorção devem estar associadas a taxas de mortalidade infantil também maiores. Logo, as taxas de distorção idade-conclusão do ensino médio e do ensino fundamental por parte das mulheres representam medidas do nível educacional de determinada população feminina, ao mesmo tempo em que constituem elementos de risco à saúde infantil.

Apresentamos, por último, as estatísticas descritivas de cada uma das variáveis explicitadas nesta seção (incluindo também as taxas de mortalidade neonatal e pós-neonatal), para o período completo em análise e para os anos inicial e final da amostra (Tabela 7). Muito embora os 110 municípios selecionados neste estudo abarquem, como dissemos, mais de 80% do contingente populacional do estado de São Paulo, deve-se lembrar que a escolha do mencionado conjunto de localidades não é aleatória, fato este tornado explícito nos esclarecimentos desenvolvidos ainda no início desta seção. A comparação das informações mostradas na Tabela 7 com algumas estatísticas descritivas referentes aos 535 municípios excluídos de nossa amostra (apresentadas na Tabela 3A do Apêndice) é bastante ilustrativa a esse respeito. Para o período 1998-2001, os 110 municípios selecionados neste estudo empírico exibiram, em média, taxas de mortalidade infantil e pós-neonatal ligeiramente menores do que as reportadas pelos

municípios excluídos da amostra; este último conjunto de municípios excluídos caracterizou-se, entretanto, por uma significativa heterogeneidade nas taxas de mortalidade infantil individuais e em seus componentes neonatal e pós-neonatal, algo que pode ser comprovado ao observar-se as magnitudes dos desvios-padrão dessas variáveis (três a quatro vezes superiores em relação aos da amostra aqui selecionada de municípios). Esta constatação tende, portanto, a confirmar nosso receio acerca da presença de flutuações exacerbadas nas taxas de mortalidade infantil decorrentes do tamanho reduzido de muitos municípios, justificando assim a seleção dos municípios de acordo com o número de habitantes. Outras características importantes da amostra aqui escolhida, em comparação com o conjunto de municípios excluídos neste trabalho, são os maiores níveis médios de renda per capita, médicos por mil habitantes e, sobretudo, taxas de urbanização (medidas pelas densidades populacionais), juntamente com a maior homogeneidade nos indicadores educacionais dos municípios e com indicadores inferiores relativos aos recursos físicos na área da saúde. Em virtude das diferenças médias – algumas menores, outras maiores – existentes entre a amostra selecionada e o conjunto restante dos municípios paulistas, os resultados empíricos que apresentaremos a seguir devem ser vistos com a adequada cautela, caso se pretenda generalizar as respectivas conclusões para a totalidade dos municípios do estado de São Paulo.⁵⁴

⁵⁴ Voltaremos a este assunto quando tratarmos das limitações do trabalho empírico aqui realizado e das sugestões de temas para pesquisa futura.

Tabela 7. Estatísticas descritivas da amostra de municípios

Variável	Médias (Desvio-padrão entre parênteses)		
	Amostra completa (1998-2001)	Ano 1998	Ano 2001
TMI	17,35 (4,79)	18,69 (5,16)	16,10 (4,63)
TMN	12,15 (3,58)	12,95 (3,64)	11,26 (3,68)
TMPN	5,20 (2,27)	5,75 (2,57)	4,84 (2,17)
PSF	5,10 (10,78)	2,51 (7,08)	9,01 (14,21)
PACS	2,34 (6,32)	0,87 (2,65)	3,05 (6,52)
PIBPC	6.879,52 (6.913,70)	6.802,56 (6.115,46)	7.040,41 (7.532,27)
GSSPC	152,50 (83,67)	146,85 (85,91)	155,81 (80,95)
MED	1,45 (1,15)	1,42 (1,16)	1,47 (1,16)
HOSP	3,56 (4,59)	3,68 (4,73)	3,44 (4,47)
OBST	0,36 (0,22)	0,37 (0,23)	0,36 (0,21)
RGEST	0,23 (0,01)	0,23 (0,01)	0,23 (0,01)
URB	1.298,8 (2.364,3)	1.254,8 (2.316,8)	1.341,5 (2.425,0)
EMEDF	35,60 (8,62)	41,17 (7,58)	30,68 (8,02)
EFUNDF	24,88 (8,75)	30,75 (8,23)	19,12 (6,90)

Notas: Total de 110 municípios. O número de observações utilizado para o cálculo das estatísticas acima varia ligeiramente (em uma mesma coluna) para algumas variáveis, em virtude da ausência da respectiva informação anual para determinados municípios.

Resultados econométricos

A Tabela 8 exhibe as estimativas da função de produção de saúde infantil (2) obtidas por meio das distintas metodologias econométricas implementadas.⁵⁵ Na coluna (a) são reportadas as estimativas por mínimos quadrados ponderados do modelo (2) no nível (isto é, não-diferenciado), sem os efeitos específicos municipais e com *dummies* de ano. Os resultados da coluna (b) correspondem à estimação por mínimos quadrados

⁵⁵ Todas as estimações foram realizadas utilizando-se o pacote econométrico STATA 7.0.

ponderados da equação (4), ou seja, do modelo em primeiras diferenças, com *dummies* de ano. As estimações apresentadas nas colunas (c), (d) e (e) resultam da incorporação dos efeitos específicos municipais ao modelo. Os coeficientes estimados por efeitos aleatórios (mínimos quadrados generalizados) são exibidos na coluna (c); os resultados das colunas (d) e (e) referem-se à estimação da equação (5) por efeitos fixos (mínimos quadrados ponderados aplicados ao modelo sob a forma de desvios em relação à média do próprio município), para o modelo com *dummies* de ano e para o modelo com tendência linear determinista, respectivamente.

Já argumentamos em parágrafos anteriores acerca da necessidade de se tratar a heterogeneidade não observada entre os municípios da amostra. Tal necessidade é confirmada pelos resultados do teste LM de Breusch-Pagan aplicado ao modelo de efeitos aleatórios. De acordo com esse teste, baseado nos resíduos da estimação por mínimos quadrados ordinários, a hipótese nula de ausência de efeitos específicos no modelo é amplamente rejeitada, com uma estatística de teste calculada em 107,33 (ver Tabela 8). Conclui-se, desta forma, que o modelo de regressão clássico com apenas um termo constante é inapropriado aos nossos dados (Greene, 2000). Assim sendo, a maior atenção deve ser dedicada às quatro últimas colunas da Tabela 8, as quais exibem os resultados dos modelos que reconhecem, de diferentes maneiras, a presença dos efeitos específicos municipais.

Tabela 8. Resultados das estimações (variável dependente: TMI)

Variável	Modelo no nível (a)	Primeiras diferenças (b)	Efeitos Aleatórios (c)	Efeitos Fixos (Modelo 1) (d)	Efeitos Fixos (Modelo 2) (e)
PSF	-3.0 e-04 (0,021)	-0.058** (0,028)	-0.005 (0,023)	-0.040* (0,023)	-0.036 (0,023)
PACS	0.038 (0,037)	-0.123** (0,040)	-0.032 (0,033)	-0.108** (0,038)	-0.104** (0,038)
PIBPC	-3.0 e-05 (3.4 e-05)	1.1 e-04 (2,1 e-04)	-2.7 e-05 (5,3 e-05)	8.4 e-05 (1,6 e-04)	9.2 e-05 (1,5 e-04)
GSSPC	-0.006** (0,002)	-0.005 (0,004)	-0.008* (0,004)	-0.008** (0,004)	-0.009** (0,004)
MED	-0.520** (0,127)	-2.345 (3,160)	-0.764** (0,358)	-3.293 (2,453)	-1.894 (2,348)
HOSP	0.047 (0,064)	-0.435 (0,721)	-0.033 (0,086)	-0.600 (0,563)	-0.473 (0,561)
OBST	-2.158* (1,247)	5.831 (4,420)	0.186 (1,733)	4.395 (3,386)	3.345 (3,264)
RGEST	99.247** (26,505)	26.531 (24,297)	46.674** (19,777)	33.654 (26,685)	21.950 (25,599)
URB	5.5 e-05 (7.0 e-05)	-0.006* (0,003)	-7.6 e-05 (1.6 e-04)	-0.006** (0,002)	-0.006** (0,002)
EMEDF	0.044 (0,041)	-0.008 (0,042)	0.033 (0,038)	0.017 (0,040)	0.014 (0,040)
EFUNDF	0.113** (0,042)	-0.065 (0,064)	0.052 (0,051)	-0.079 (0,061)	-0.098 (0,060)
TD99	-0.858** (0,429)		-0.652 (0,488)	-1.215** (0,358)	
TD00	-0.475 (0,507)	1.012** (0,461)	-0.837 (0,618)	-1.410** (0,655)	
TD01	-0.854 (0,586)	0.447 (0,409)	-1.365* (0,755)	-2.196** (0,838)	
Tendência					-0.819** (0,273)
LM			107.33		
Hausman			43.78		
R ² ajustado	0.332	0.031		0.721	0.719
F	14.84**	1.70*		9.33**	9.38**
Observações	391	282	391	391	391

Notas: Erro-padrão entre parênteses. ** e * indicam níveis de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente. A 1% de significância, o valor crítico de uma χ^2 com 1 grau de liberdade (para o teste LM de Breusch-Pagan) é 6.64, enquanto que o valor crítico de uma χ^2 com 14 graus de liberdade (teste de especificação de Hausman) é 29.14.

Segundo as nossas primeiras estimativas observadas em seu conjunto, as evidências relativas ao impacto de maiores coberturas do Programa Saúde da Família sobre as taxas de mortalidade infantil municipais são ambíguas. O efeito negativo do PSF sobre a mortalidade de menores de um ano é estatisticamente significativo no modelo estimado em primeiras diferenças e no modelo com efeitos fixos e *dummies* de ano. As estimativas por efeitos aleatórios e por efeitos fixos com tendência linear, por outro lado, não são significativas a níveis de confiança usuais. Em termos comparativos entre os modelos estimados, temos motivos fortes para amparar-nos com maior segurança nas estimativas provenientes dos modelos de efeitos fixos e em primeiras diferenças. Em primeiro lugar, de maneira puramente intuitiva, não há justificativa plausível que sustente a hipótese – assumida na estimação por efeitos aleatórios – de que os efeitos específicos dos municípios não são correlacionados com o vetor de variáveis explicativas em nosso modelo. Por exemplo, em municípios nos quais o atendimento à saúde é considerado muito importante pela população local (característica municipal não observada), os prefeitos que almejem a reeleição podem optar por concentrar esforços na área da saúde, seja incrementando a cobertura do PSF no município, aumentando o coeficiente de leitos hospitalares por habitante ou então efetuando maiores gastos com saneamento básico. Em qualquer uma dessas hipóteses, o efeito específico do município estará correlacionado com o vetor de regressores, e os parâmetros estimados serão inconsistentes devido ao viés ocasionado por variáveis omitidas. A segunda razão para preferirmos as estimações por efeitos fixos e em primeiras diferenças apóia-se em um critério mais rigoroso: como podemos verificar na Tabela 8, aplicando-se o teste de especificação de Hausman ao nosso modelo, a hipótese nula de que os efeitos

individuais não são correlacionados com os demais regressores do modelo é rejeitada a um nível de significância estatística bastante inferior a 1%, em favor da hipótese alternativa de consistência do estimador de efeitos fixos e inconsistência do estimador de efeitos aleatórios (Greene, 2000). Portanto, com base nos resultados dos testes LM de Breusch-Pagan e de Hausman, podemos concluir que, entre as especificações apresentadas, as mais adequadas aos nossos dados são os modelos de efeitos fixos e em diferenças.

O modelo de efeitos fixos com *dummies* de ano – cujos resultados são apresentados na coluna (d) da Tabela 8 – constituirá a base para as nossas conclusões empíricas. As estimativas desse modelo mostram-se mais confiáveis do que as provenientes da especificação em diferenças (coluna (b)): dado que alguns dos nossos regressores possuem um caráter relativamente persistente no tempo (ver Tabela 7), a diferenciação diminui sensivelmente a quantidade de informação utilizada nas estimações, gerando estimativas dos erros-padrão sempre superiores às dos modelos com efeitos fixos; isto se soma à considerável redução no número de observações e graus de liberdade do modelo.⁵⁶ A especificação com *dummies* de ano parece-nos também mais adequada do que o modelo com tendência linear determinista, em virtude da maior flexibilidade conferida pelas variáveis binárias à trajetória temporal “autônoma” da variável dependente, sem uma determinação *a priori* de um padrão linear de variação anual.

Conforme já apontamos, o efeito negativo provocado por maiores coberturas populacionais do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil é significativo (ao nível de

⁵⁶ O baixo R^2 ajustado da regressão representa também um sintoma de que os movimentos da variável dependente aproximam-se de um “passeio aleatório” (“*random walk*”) após o processo de diferenciação.

10%) no nosso modelo preferido estimado com efeitos fixos municipais e *dummies* de ano. No entanto, embora o impacto benéfico do PSF sobre a mortalidade infantil seja significativo e medido com razoável precisão, a estimativa pontual obtida aponta para um efeito de magnitude pequena.⁵⁷ As elasticidades calculadas – apresentadas na Tabela 9 abaixo – implicam que, na média, um aumento de 100% da cobertura do PSF (de um ano para outro) resultou em uma diminuição aproximada de apenas 0,6% na taxa de mortalidade infantil do município.⁵⁸

Tabela 9. Elasticidades estimadas da taxa de mortalidade infantil – modelo com efeitos fixos e *dummies* de ano (1998-2001)

Variável	Elasticidade	Intervalo de confiança (95%)
PSF	-0,006*	[-0,013 ; 0,001]
PACS	-0,007**	[-0,013 ; -0,002]
PIBPC	0,035	[-0,094 ; 0,165]
GSSPC	-0,075**	[-0,145 ; -0,005]
MED	-0,467	[-1,148 ; 0,215]
HOSP	-0,101	[-0,285 ; 0,084]
OBST	0,076	[-0,039 ; 0,190]
RGEST	0,447	[-0,248 ; 1,142]
URB	-1,309**	[-2,235 ; -0,383]
EMEDF	0,037	[-0,130 ; 0,204]
EFUNDF	-0,119	[-0,298 ; 0,061]

Notas: ** e * indicam níveis de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente. Elasticidades reportadas pelo pacote econométrico STATA 7.0, avaliadas nas médias ponderadas das variáveis (pesos proporcionais ao número de habitantes do município).

⁵⁷ Este impacto reduzido do PSF mantém-se mesmo com a utilização de distintos subconjuntos do vetor de variáveis explicativas nas estimações; no entanto, são apresentadas aqui apenas as estimativas para o modelo completo.

⁵⁸ Apesar de termos assumido, *a priori*, uma especificação funcional linear para o nosso modelo (por razões expostas na descrição do modelo teórico, efetuada em seção anterior), investigamos uma possível não-linearidade do impacto do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil através da inclusão de um termo quadrático – referente à cobertura do PSF – nas regressões. Este termo quadrático revelou-se estatisticamente igual a zero em todos os modelos alternativos, além de piorar sensivelmente as estimativas dos demais coeficientes. Este mesmo resultado foi obtido com a inclusão de um termo quadrático para o impacto do PACS, isoladamente ou em conjunto com o termo quadrático do PSF. Em vista do mencionado, temos, juntamente com motivos teóricos, evidências empíricas de que o modelo de probabilidade linear descreve adequadamente o processo gerador dos nossos dados.

Existem razões para acreditarmos que os resultados obtidos com respeito à magnitude do impacto benéfico do PSF não são um produto exclusivamente da amostra utilizada ou da metodologia de tratamento dos efeitos específicos. Primeiramente, o fato de o nosso modelo preferido de efeitos fixos e o modelo em diferenças gerarem resultados similares atribui um grau de confiabilidade maior a essa estimativa de impacto. Em segundo lugar, o uso de distintas sub-amostras nas estimações, eliminando-se os municípios com valores muito influentes para algumas variáveis (“*outliers*”), resulta em conclusões substancialmente análogas às obtidas com a amostra completa. A exclusão dos municípios mais ricos e mais pobres das estimações, por exemplo, aumenta a significância do impacto negativo do PSF – este se torna, agora, estatisticamente significativo ao nível de 5% –, mas deixa praticamente inalterada a estimativa pontual do respectivo coeficiente e da elasticidade da taxa de mortalidade infantil em relação à cobertura do Programa. Ao procedermos de maneira equivalente com os gastos per capita com saúde e saneamento, uma situação semelhante é verificada.⁵⁹ Finalmente, se uma ou algumas observações da taxa de mortalidade infantil possuírem grande influência nos resultados, tal fato deverá ser minimizado pelas ponderações atribuídas às observações individuais nas estimações (pois recordamos que os modelos em diferenças e com efeitos fixos foram estimados pelo método de mínimos quadrados ponderados, com pesos inversamente relacionados ao número de habitantes na localidade).

⁵⁹ No caso dos municípios mais ricos e mais pobres, foram eliminadas as observações do PIB per capita anual pertencentes aos 5% inferiores ou superiores da distribuição (valores inferiores a R\$ 1.456,87 ou superiores a R\$ 15.319,69, respectivamente), resultando em uma sub-amostra de 353 observações. Com relação aos gastos com saúde e saneamento, mediante procedimento análogo, excluímos as observações com valores inferiores a R\$ 50,29 ou superiores a R\$ 309,00, gerando uma nova amostra constituída por 349 observações. Deve-se mencionar que, além do realizado com as variáveis acima, eliminamos também as observações extremas dos demais regressores do modelo, com resultados similares.

De maneira geral, as estimativas dos parâmetros associados às variáveis de controle possuem os sinais esperados. Na especificação com efeitos fixos e *dummies* de ano, as taxas de mortalidade infantil decaem com o aumento dos gastos em saúde e saneamento. O mesmo ocorre com o maior grau de urbanização municipal, sugerindo um efeito benéfico sobre a mortalidade infantil de fatores como o acesso mais fácil e rápido aos serviços de saúde. Os coeficientes das *dummies* de ano indicam uma tendência decrescente das taxas de mortalidade infantil ao longo do período considerado; a especificação alternativa com tendência linear determinista, por sua vez, aponta para uma tendência “autônoma” de declínio anual médio de 4,9% da mortalidade infantil nos municípios, entre 1998 e 2001.

Por outro lado, em concordância com diversos estudos (por exemplo, Filmer & Pritchett, 1999, e Hanratty, 1996), o efeito da renda per capita local sobre a mortalidade infantil não é significativo. Este resultado pode ser explicado entendendo-se o efeito da renda sobre a mortalidade como um impacto *indireto*, isto é, por meio do consumo de outros itens relacionados à saúde, como saneamento básico e atendimento médico, impacto esse que diminui substancialmente quando tais fatores são incluídos nas regressões. O efeito estatisticamente insignificante de outras variáveis – como os indicadores de recursos físicos e humanos na área da saúde e a parcela de mulheres em idade de risco para gestações – deve-se possivelmente à reduzida variação desses fatores (ver Tabela 7) no relativamente curto período de tempo coberto neste trabalho. Apresentando valores muito semelhantes de um ano para o outro, tais variáveis constituem praticamente “efeitos específicos” dos municípios, e seus impactos são

captados em grande medida pelas *dummies* municipais (no modelo de efeitos fixos) ou “eliminados” pela aplicação de primeiras diferenças.

Nossas medidas de educação feminina tampouco apresentam significância estatística, o que tende a corroborar argumentações como a de Desai & Alva (1998) a respeito da drástica redução dos efeitos da educação materna sobre a saúde infantil quando são controlados outros fatores, como área de residência (rural ou urbana), disponibilidade de serviços de saúde e saneamento e efeitos específicos das localidades. Em outras palavras, devido ao fato de as mulheres mais educadas pertencerem geralmente aos estratos sócio-econômicos mais elevados e tenderem a residir em áreas mais desenvolvidas economicamente (com melhores sistemas de saúde, abastecimento de água e esgoto etc.), a educação materna atuaria como *proxy* para o nível sócio-econômico e a área de residência, entre outros fatores, conferindo um caráter espúrio à relação – proposta por Caldwell (1979) e testada em uma diversidade de estudos empíricos posteriores – entre a saúde infantil e a variável educacional em questão.

Um fator muito importante a ser notado nas estimações consiste no efeito benéfico do PACS sobre as taxas de mortalidade infantil municipais. Esse efeito estimado mostra-se de magnitude semelhante entre as especificações com efeitos fixos e em primeiras diferenças, e é medido com boa precisão. De acordo com os dados exibidos na Tabela 9, incrementos de 100% na cobertura populacional do PACS nas localidades estiveram associados, no período analisado, a reduções de aproximadamente 0,7% em média nas respectivas taxas de mortalidade infantil. Assim, embora seja um impacto ligeiramente superior ao sugerido em nossas estimações para o caso do PSF (0,6%), o impacto do PACS sobre nossa medida de saúde infantil também parece ser

pequeno. Chama a atenção, no entanto, que o efeito do PACS se mostre bastante significativo estatisticamente, tanto nas estimações por efeitos fixos quanto no modelo em primeiras diferenças: além disso, a proximidade existente entre os impactos estimados do PSF e do PACS tende a confirmar uma observação já efetuada anteriormente neste trabalho, qual seja o fato de os dois programas em questão constituírem estratégias de atenção à saúde muito semelhantes entre si, tanto nos aspectos programáticos quanto funcionais. De fato, em um teste F para a igualdade entre os coeficientes do PSF e do PACS, não é possível rejeitar a hipótese nula (H_0 : PSF = PACS) ao nível de 10%, apesar de o valor da estatística calculada encontrar-se muito próximo à zona de rejeição.⁶⁰ Teremos a oportunidade de explorar um pouco mais este e outros temas sob a forma de extensões da nossa análise empírica, apresentadas na próxima seção.

Extensões da análise empírica

Surgem, a esta altura, algumas outras questões interessantes a respeito do impacto que as ações do PSF possuem sobre a saúde infantil. Primeiramente, de acordo com os respectivos documentos oficiais publicados pelo Ministério da Saúde, o Programa Agentes Comunitários de Saúde (PACS) constitui a estratégia inicial de implantação do PSF nos municípios (Ministério da Saúde, 2001a,c). Isto é deixado explícito em passagens como a seguinte:

⁶⁰ A estatística calculada $F(1,269)$ é igual a 2,38, e a probabilidade de encontrar-se valores mais extremos do que o calculado é de 0,12.

“O PACS, importante estratégia no aprimoramento e na consolidação do Sistema Único de Saúde, (...) é hoje compreendido como estratégia transitória para o Programa Saúde da Família (PSF).” (Ministério da Saúde, 2001a, p.05; grifo nosso).

Analisando-se detidamente os documentos de formulação de ambos os programas, nota-se de maneira clara que o PSF engloba todas as ações em saúde antes contidas exclusivamente no PACS. À presença da equipe de agentes comunitários de saúde somam-se, no PSF, o médico de família, o enfermeiro e o auxiliar de enfermagem (e eventualmente outros profissionais) na formação das equipes de saúde da família. A ampliação das equipes de saúde é a única diferença importante, de fato, entre as concepções e funcionamentos do PACS e do PSF.⁶¹

Dada a enorme semelhança no desenho, ações e objetivos de ambos os programas, pode ser informativo deixar de considerar o PSF e o PACS como intervenções em saúde separadas ou concorrentes, e tratá-los de maneira conjunta em algumas estimativas. Uma justificativa empírica para este procedimento reside no resultado do teste F para a igualdade entre os coeficientes estimados do PSF e do PACS, mencionado no final da seção anterior. Neste sentido, então, podemos incorporar também, em nossa medida de cobertura populacional do PSF nos municípios, a respectiva cobertura oferecida pelo PACS: em termos práticos, isto equivale a considerar o número de equipes do PSF em atividade em cada município e em determinado ano como sendo, agora, a soma das equipes de saúde da família (ESF) e das equipes de

⁶¹ Para confirmar a nossa afirmativa, o leitor pode comparar os documentos oficiais de formulação de cada um dos programas de saúde tratados (Ministério da Saúde, 2001a e 2001c).

agentes comunitários de saúde (EACS) em atividade no mesmo.⁶² Como cada equipe de saúde é considerada responsável, em média, por 3.450 indivíduos, a nova cobertura populacional conjunta do PSF (variável PSF-2) no município i e no ano t é dada pela fórmula:

$$PSF - 2_{i,t} = \frac{(ESF_{i,t} + EACS_{i,t}) \times 3.450}{população_{i,t}} \times 100$$

Para esta extensão do trabalho empírico – bem como para as demais apresentadas nesta seção – tomaremos como base o nosso modelo preferido de efeitos fixos com *dummies* de ano. Os resultados da estimação com a cobertura populacional conjunta do PSF e do PACS são mostrados na Tabela 10.

⁶² Conforme descrevemos em seção anterior, os dados fornecidos pela Secretaria Estadual de Saúde mostram que, em muitos casos, o número de ESF e EACS em atuação nos municípios apresentou alguma variação entre meses de um mesmo ano, razão pela qual, nesta extensão empírica, somamos o número mediano – entre os meses do respectivo ano – de ESF atuantes no município com o correspondente número mediano de EACS.

Tabela 10. Resultados da estimação com as medidas de cobertura do PSF e do PACS unificadas (variável dependente: TMI)

Variável	Coefficiente	Elasticidade
PSF-2	-0,058** (0,020)	-0.013
PIBPC	4.9 e-05 (1,5 e-04)	0.021
GSSPC	-0,008** (0.004)	-0.074
MED	-3,217 (2.459)	-0.456
HOSP	-0,577 (0.564)	-0.097
OBST	3.867 (3,377)	0.067
RGEST	33,106 (26,751)	0.440
URB	-0,006** (0.002)	-1.258
EMEDF	0.015 (0.040)	0.032
EFUNDF	-0.078 (0.061)	-0.118
TD99	-1,248** (0,359)	
TD00	-1.496** (0,654)	
TD01	-2.237** (0.840)	
R ² ajustado	0,720	
F	9,34**	
Observações	391	

Notas: Estimações efetuadas com efeitos fixos municipais e por mínimos quadrados ponderados, com pesos proporcionais ao número de habitantes do município. Erro-padrão entre parênteses. ** indica nível de significância estatística de 5%. Elasticidades reportadas pelo pacote econométrico STATA 7.0, avaliadas nas médias ponderadas das variáveis.

As estimativas apresentadas na Tabela 10 apontam para um efeito benéfico da nossa nova medida de cobertura populacional do PSF sobre a mortalidade infantil na amostra de municípios paulistas. Esse impacto é estimado de maneira precisa, e implica que aumentos de 100% na cobertura populacional conjunta do PSF e do PACS nos municípios da amostra, de um ano para outro, estiveram associados a decrementos de aproximadamente 1,3% nas respectivas taxas de mortalidade infantil. A magnitude calculada para esta elasticidade está de acordo com as elasticidades calculadas para o PSF e o PACS de maneira separada (ver Tabela 9), equivalendo à soma das mesmas (0,6% do PSF e 0,7% do PACS).⁶³ Como seria de se esperar por se tratar apenas de uma agregação das duas medidas de cobertura populacional, os coeficientes estimados das demais variáveis de controle do modelo não sofrem alterações dignas de nota com relação às estimativas do modelo equivalente apresentadas na Tabela 8.

Em uma segunda extensão empírica, parece-nos interessante desagregar o efeito estimado da cobertura populacional do PSF – calculada tanto de maneira estrita como também em conjunto com a cobertura do PACS – em relação aos dois principais componentes da mortalidade infantil: as taxas de mortalidade neonatal e pós-neonatal. Este tipo de desagregação pode fornecer pistas úteis acerca do período de vida das crianças no qual as ações do PSF e do PACS mostraram-se mais efetivas nesta particular amostra de municípios.

⁶³ Da mesma forma como procedemos quando das estimações do modelo original, apresentadas na seção anterior, incluímos nesta nova especificação do modelo um termo quadrático para a cobertura populacional conjunta do PSF e do PACS (variável PSF-2), a fim de testar uma eventual não-linearidade do impacto estimado. Novamente, o coeficiente estimado para o referido termo quadrático mostrou-se estatisticamente igual a zero, e esse termo foi retirado das regressões devido à piora nas estimativas dos demais coeficientes individuais.

Tabela 11. Resultados das estimações (variáveis dependentes: TMN e TMPN)

Variável	TMN				TMPN				
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 1		Modelo 2		
	Coefficiente	Elasticidade	Coefficiente	Elasticidade	Coefficiente	Elasticidade	Coefficiente	Elasticidade	
PSF	-0.039** (0.019)	-0.008			-0.001 (0.013)	-0.001			
PACS	-0.076** (0.032)	-0.008			-0.032 (0.021)	-0.007			
PSF-2			-0.048** (0.016)	-0.016			-0.010 (0.011)	-0.007	
PIBPC	1.4 e-04 (1,3 e-04)	0.088	1.2 e-04 (1,3 e-04)	0.076	-5.7 e-05 (8.6 e-05)	-0.075	-7.3 e-05 (8.6 e-05)	-0.097	
GSSPC	-0.008** (0.003)	-0.106	-0.008** (0.003)	-0.105	-3.7 e-04 (0.002)	-0.011	-3.2 e-04 (0.002)	-0.009	
MED	-2.048 (2.051)	-0.427	-2.006 (2.051)	-0.418	-1.255 (1.358)	-0.555	-1.220 (1.360)	-0.539	
HOSP	-0.364 (0.471)	-0.090	-0.351 (0.470)	-0.086	-0.240 (0.312)	-0.126	-0.230 (0.312)	-0.120	
OBST	2.410 (2.831)	0.061	2.123 (2.817)	0.054	2.007 (1.875)	0.108	1.767 (1.867)	0.095	
RGEST	17.372 (22.312)	0.340	17.074 (22.311)	0.334	16.329 (14.774)	0.677	16.079 (14.790)	0.666	
URB	-0.005** (0.002)	-1.647	-0.005** (0.002)	-1.606	-8.4 e-04 (0.001)	-0.596	-7.4 e-04 (0.001)	-0.525	
EMEDF	0.017 (0.033)	0.052	0.015 (0.033)	0.048	0.001 (0.022)	0.006	-8.1 e-05 (0.022)	-0.001	
EFUNDF	-0.041 (0.051)	-0.091	-0.041 (0.051)	-0.090	-0.037 (0.034)	-0.176	-0.037 (0.034)	-0.175	
TD99	-0.452 (0.300)		-0.470 (0.300)		-0.758** (0.198)		-0.772** (0.198)		
TD00	-0.815 (0.547)		-0.861 (0.545)		-0.594 (0.362)		-0.634* (0.362)		
TD01	-1.141 (0.701)		-1.164* (0.700)		-1.045** (0.464)		-1.063** (0.464)		
<i>PSF = PACS</i>									
Estatística <i>F</i>	1,01				1,61				
Prob > <i>F</i>	0,317				0,206				
R ² ajustado	0,644		0,644		0,559		0,558		
<i>F</i>	6,83**		6,88**		5,09**		5,11**		
Observações	391		391		391		391		

Notas: Estimções efetuadas com efeitos fixos municipais e por mínimos quadrados ponderados, com pesos proporcionais ao número de habitantes do município. Erro-padrão entre parênteses. ** e * indicam níveis de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente. Elasticidades reportadas pelo pacote econométrico STATA 7.0, avaliadas nas médias ponderadas das variáveis.

A Tabela 11 apresenta os resultados das estimações para as taxas de mortalidade neonatal (TMN) e pós-neonatal (TMPN) como variáveis dependentes; para cada uma dessas estimações, o Modelo 1 considera o PSF e o PACS separadamente, enquanto que no Modelo 2 utilizamos como regressor de interesse a variável PSF-2 (soma das coberturas populacionais do PACS e do PSF). Tais especificações são completadas pelo conjunto das demais variáveis explicativas do modelo original. As estimativas sugerem que as ações do PSF possuem um impacto benéfico sobretudo em relação às taxas de mortalidade neonatal, não afetando significativamente a mortalidade pós-neonatal. Este resultado surge tanto na análise da nossa especificação original (isto é, PSF e PACS considerados separadamente – Modelo 1) como na análise alternativa (PSF e PACS como um único programa – Modelo 2). É interessante observarmos que, quando considerados de forma separada, os impactos estimados do PSF e do PACS sobre a mortalidade neonatal parecem ser praticamente idênticos em termos relativos, indicando quedas de 0,8% nas taxas municipais de mortalidade neonatal em resposta a aumentos de 100% na cobertura populacional do PSF ou do PACS. A hipótese nula de igualdade dos coeficientes de impacto dos dois programas não pode ser rejeitada a níveis de confiança usuais (ver o teste F na Tabela 11), resultado que tende a corroborar também nestas estimações o caráter essencialmente análogo dos programas de saúde em questão.

Comparando-se estas últimas estimativas com as estimativas equivalentes mostradas na Tabela 8, vê-se que a significância, magnitude e elasticidade dos coeficientes estimados relativos à taxa de mortalidade neonatal são muito semelhantes às obtidas com a taxa de mortalidade infantil como variável dependente. Esses resultados empíricos são bastante intuitivos, tendo em vista as características da mortalidade

infantil na maior parte dos municípios da amostra (e no estado de São Paulo, de modo geral). Como pôde ser visto na Tabela 4, a mortalidade neonatal mostra-se consideravelmente superior à pós-neonatal no estado de São Paulo, representando aproximadamente dois terços da mortalidade infantil, em média.⁶⁴ Ademais, o retrocesso da mortalidade infantil no estado de São Paulo foi liderado, como discutimos, pela diminuição dos óbitos neonatais, superior em termos relativos à redução das mortes pós-neonatais na década de 90. Conseqüentemente, não deveríamos esperar grandes variações nas taxas de mortalidade infantil municipais sem retrações substantivas nas taxas de mortalidade neonatal, e as intervenções em saúde destinadas a reduzir os óbitos infantis – um dos objetivos do PSF – devem necessariamente possuir meios de atuar sobre o componente principal dessas mortes. Assim, pelas estimações aqui efetuadas, o PSF e o PACS parecem haver desempenhado seus papéis de redução nas taxas de mortalidade infantil (ainda que de magnitudes modestas) eminentemente através da diminuição da mortalidade neonatal nos municípios paulistas, no período considerado.

Uma última extensão empírica que merece maior atenção surge, na verdade, de uma possível limitação da estratégia econométrica adotada aqui. Dado que programas como o PSF e o PACS normalmente facilitam a sobrevivência de crianças com precárias “dotações iniciais de saúde”, as comparações longitudinais da saúde infantil de acordo com os distintos níveis de cobertura populacional desses programas (ou de acordo com a presença ou ausência dos mesmos) tenderiam a subestimar os efeitos benéficos por eles impulsionados; neste sentido, o procedimento utilizado aqui a fim de eliminar o

⁶⁴ Conforme argumentamos anteriormente, a predominância do componente neonatal sobre o pós-neonatal é uma característica de regiões mais desenvolvidas em termos sócio-econômicos; situação inversa à dos municípios paulistas é encontrada, por exemplo, na enorme maioria dos municípios do norte e nordeste do Brasil.

mencionado viés consistiu na introdução dos efeitos fixos municipais. De fato, a comparação entre as estimativas obtidas pelos nossos modelos preferidos que reconhecem a presença dos efeitos específicos municipais – colunas (b) e (d) da Tabela 8 – e pelo modelo sem efeitos específicos – coluna (a) – indica que os coeficientes estimados do impacto do PSF e do PACS sobre a mortalidade infantil serão enviesados para baixo se as diferenças em fatores como as dotações iniciais de saúde nas localidades não forem levadas em consideração. Como se pode notar, os respectivos parâmetros estimados no modelo sem efeitos específicos são consideravelmente menores, em valor absoluto, do que as estimativas fornecidas pelas outras especificações, além de tornarem-se estatisticamente insignificantes.

Pode ocorrer, no entanto, que a introdução dos efeitos específicos em nossas estimações não elimine por completo a correlação entre o vetor de variáveis explicativas e o termo aleatório. Neste estudo, as adoções do PSF e do PACS e os subseqüentes incrementos no número de equipes de saúde nos municípios são tratados, nas estimações, como variáveis *exógenas*, a exemplo do realizado em um grande conjunto de trabalhos como Grossman & Jacobowitz (1981), Goldman & Grossman (1982), Corman et al. (1987), Reichman & Florio (1996) e Hanratty (1996), entre outros. Todavia, existe a possibilidade de que a adoção e/ou a ampliação desses programas nos municípios obedeçam a um processo decisório semelhante ao descrito por Rosenzweig & Wolpin (1986). Estes autores desenvolvem um modelo de distribuição de subsídios para programas públicos de saúde, por parte de uma autoridade central, entre localidades heterogêneas, a fim de avaliar a tendenciosidade nas estimações dos impactos desses programas ocasionada pela distribuição não-aleatória dos mesmos. Se a alocação dos

serviços de saúde pública entre localidades estiver sistematicamente relacionada aos fatores que determinam as condições de saúde – ou às próprias condições de saúde –, e esse caráter sistemático for conhecido pelos formuladores da política de saúde pública mas desconhecido pelo pesquisador, as estimações da efetividade de um dado programa levarão a resultados pouco confiáveis. A principal conclusão dos autores, corroborada pela análise dos dados que utilizam, consiste na possibilidade de a autoridade central implementar determinados programas de saúde inicialmente nas localidades com os piores indicadores de saúde, ou seja, a alocação desses programas pode ser, na verdade, *endógena* em modelos com alguma condição de saúde como variável dependente. No contexto do nosso estudo, a eventual endogeneidade descrita refere-se à possibilidade de os governos municipais tomarem as decisões sobre o PSF e o PACS – tanto em relação à implementação quanto ao grau de cobertura populacional – baseados na verificação das condições de saúde locais, ou, mais especificamente, das condições de saúde infantil. Assim sendo, seria inapropriado tratarmos a disponibilidade desses programas exogenamente; os serviços dos programas em questão poderiam ser implementados sistematicamente nos municípios com as maiores (ou menores) taxas de mortalidade infantil, implicando desta maneira que as medidas de cobertura do PSF e do PACS seriam endógenas.

Apesar de utilizarmos um modelo com efeitos fixos em nossas estimações (o qual pode minimizar o problema discutido acima, incluindo no modelo os fatores específicos de cada localidade – e invariantes no período analisado – como a “dotação

de saúde”⁶⁵), podemos ampliar nosso trabalho empírico a fim de conseguir alguma intuição relativamente à existência e direção desse viés nas nossas estimações do impacto do PSF e do PACS sobre a mortalidade infantil, na amostra considerada. Primeiramente, já tivemos a oportunidade de destacar que a remoção dos efeitos fixos diminui substancialmente – em valor absoluto – os impactos estimados tanto do PSF quanto do PACS, inclusive tornando-os estatisticamente insignificantes (ver a coluna (a) da Tabela 8). Este resultado pode ser visto como um indicativo de que, em nossa amostra, a implementação e as maiores coberturas populacionais do PSF e do PACS podem tender a ocorrer nos municípios com as maiores taxas de mortalidade infantil, caracterizando uma espécie de “seleção adversa” na alocação desses serviços de saúde.

Especificamente a respeito do PSF, nossa variável de maior interesse, podemos obter subsídios adicionais acerca da existência de alguma correlação entre a evolução das taxas de mortalidade infantil municipais, de um lado, e o ano de adesão ao Programa ou a cobertura inicial do mesmo nos municípios, de outro. As principais questões para as quais procuramos algumas pistas, nesses casos, são as seguintes: pareceu haver, no período analisado, alguma conexão entre a decisão municipal de aderir ao PSF e o nível da mortalidade infantil verificado nesse mesmo município no ano anterior à adesão? Ao mesmo tempo, a cobertura populacional do PSF implementada pelo município no primeiro ano de funcionamento do Programa pareceu estar relacionada com a evolução prévia da taxa de mortalidade infantil na localidade?

A Figura 1 mostra alguma evidência positiva para a primeira das perguntas apresentadas no parágrafo anterior. Dos 74 municípios da nossa amostra que reportaram

⁶⁵ Rosenzweig & Wolpin (1986) adotam exatamente a estimação por efeitos fixos para controlar a endogeneidade na implementação de dois programas direcionados à saúde infantil nas Filipinas.

funcionamento do PSF em algum ano do período analisado aqui, aqueles municípios nos quais o Programa estava funcionando já em 1998 exibiram, em média, taxas de mortalidade infantil no ano anterior à adesão superiores às verificadas nas localidades que aderiram ao PSF em 1999. O mesmo parece ocorrer para os anos subsequentes; para os municípios que implantaram o PSF em 2000, por exemplo, as taxas de mortalidade infantil no ano anterior (1999) mostraram-se – em média – mais elevadas do que as registradas em 2000 nos municípios que aderiram ao PSF em 2001.⁶⁶ O coeficiente de correlação simples (significativo ao nível de 1%) entre o ano inicial de funcionamento do PSF e a taxa de mortalidade infantil municipal no ano anterior é de -0.37, sugerindo que as condições de saúde infantil podem haver influenciado, pelo menos em parte, no *timing* municipal de adesão ao Programa, com os municípios que apresentavam pior desempenho em saúde infantil optando primeiro pela sua implementação.^{67, 68}

⁶⁶ Como não possuímos dados anteriores ao ano de 1998 com relação ao PSF nos municípios paulistas, estamos considerando 1998 como sendo o ano de adesão ao PSF pelos municípios que já apresentavam equipes de saúde da família em atividade no respectivo ano. Embora não seja um procedimento que reflita com exatidão os fatos, parece-nos uma simplificação aceitável dado o objetivo modesto deste exercício. O qual reside apenas em fornecer-nos alguma *intuição* acerca da ligação entre as condições de saúde infantil municipais e o ano de “adesão” ao PSF. Outra razão para acreditarmos que tal simplificação representa uma aproximação satisfatória dos fatos consiste nos resultados de uma pesquisa preliminar sobre o PSF, já mencionada aqui, a qual constatou que, em mais de 52% dos municípios brasileiros pesquisados, a implantação do PSF teve lugar no ano de 1998, e que em 83% dos casos tal implantação ocorreu entre 1997 e 1998 (ver Ministério da Saúde, 1999).

⁶⁷ Os dados relevantes para os 74 municípios considerados nesta análise, bem como os coeficientes de correlação entre as taxas de mortalidade infantil e o ano e coberturas iniciais do PSF nos mesmos, estão na Tabela 4A do Apêndice.

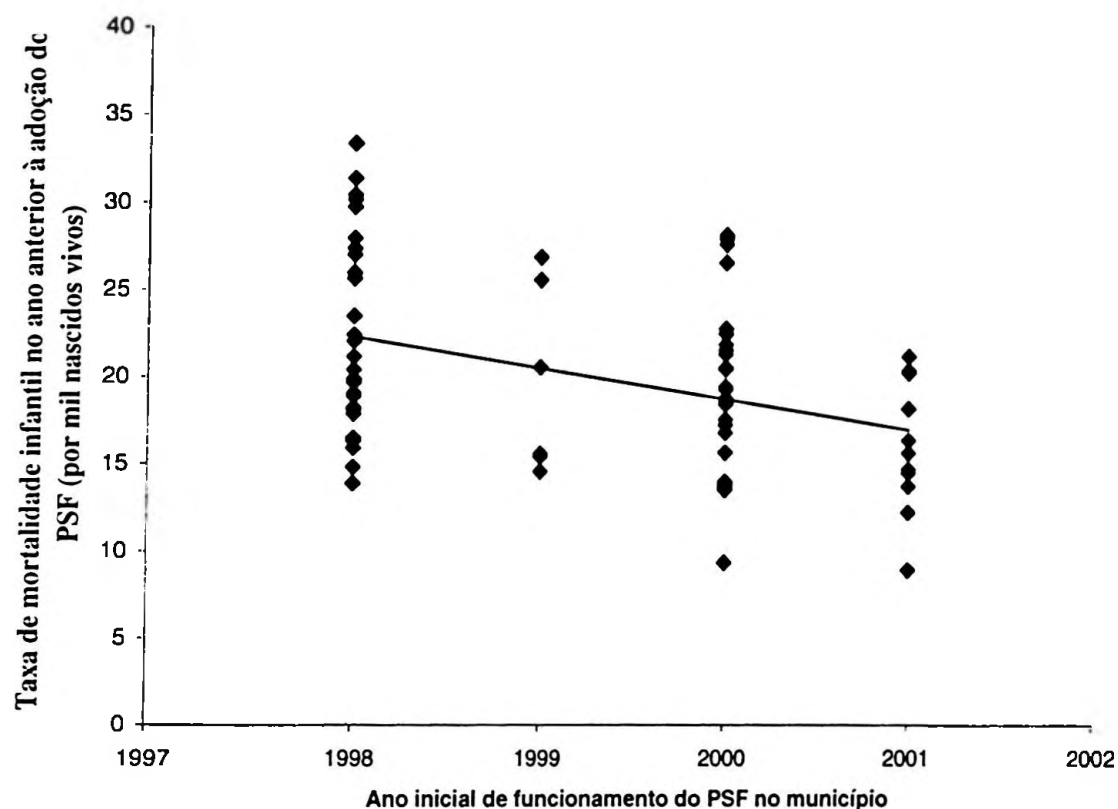
⁶⁸ A linha de tendência presente na Figura 1 refere-se a uma regressão simples, para os 74 municípios, do ano inicial de funcionamento do PSF no município como variável dependente, em função da taxa de mortalidade infantil municipal no ano anterior (TMI_{t-1}); os resultados obtidos são os seguintes (com variâncias corrigidas pelo método de White e estatísticas *t* entre parênteses):

$$\text{Ano inicial do PSF} = 2000.88 - 0,08 TMI_{t-1} \quad R^2 = 0,14$$

$$(4784,0) \quad (-4,27)$$

Também a regressão sugere, portanto, que maiores taxas de mortalidade infantil podem ter levado os respectivos municípios a adotar o PSF mais cedo (por simplicidade, optamos por especificar um modelo de regressão linear, mas o resultado é essencialmente análogo para uma especificação do tipo LOGIT).

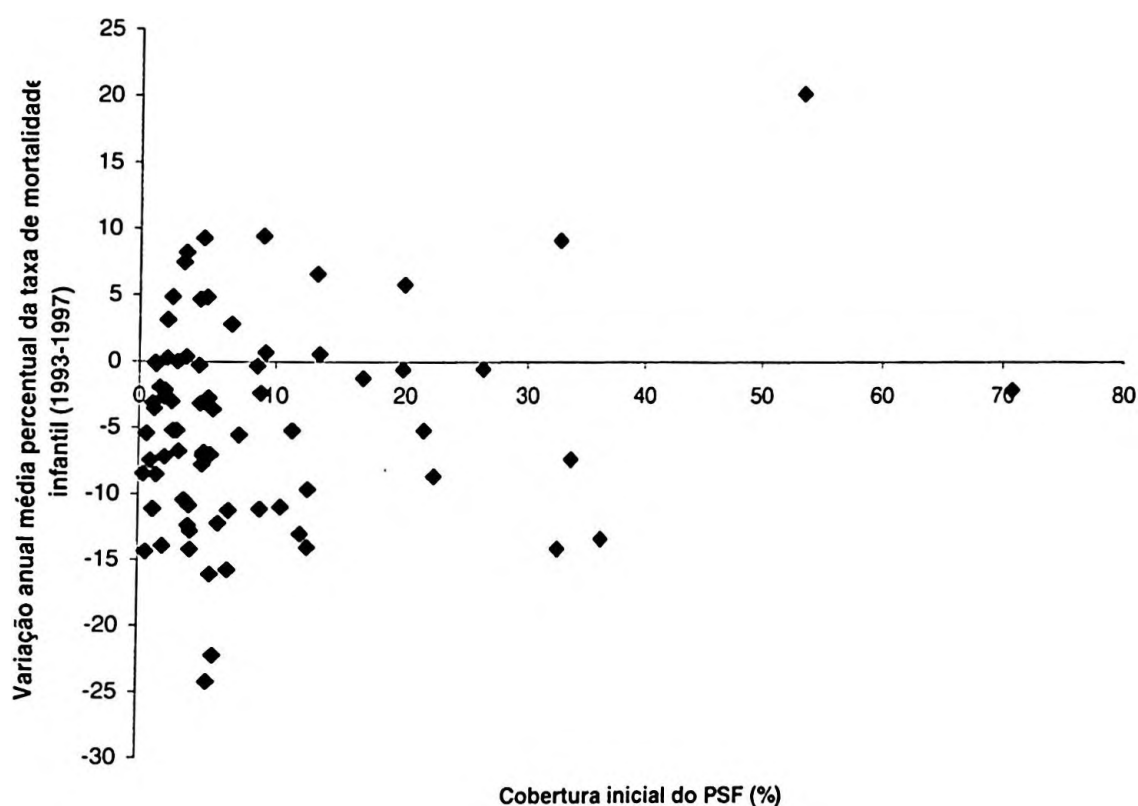
Figura 1. Ano de adoção do PSF e taxa de mortalidade infantil no ano anterior para 74 municípios paulistas



Por outro lado, não parece existir uma relação imediata entre o grau de cobertura inicial do PSF nos municípios e as respectivas variações anuais prévias (em termos percentuais, no período 1993-1997) das taxas de mortalidade infantil. Observando-se a Figura 2, podemos notar que a maior parte da sub-amostra de 74 municípios optou por iniciar o funcionamento do PSF com coberturas populacionais inferiores a 10%, independentemente da trajetória prévia – ascendente ou descendente, em maior ou menor intensidade – da taxa de mortalidade infantil. O coeficiente de correlação de 0,19 entre as variáveis mencionadas não é significativamente diferente de zero a níveis de confiança usuais; a mesma situação é encontrada quando se utiliza a evolução das taxas

de mortalidade infantil municipais desde o início da década de 90 (ou seja, 1991 a 1997 como o período de referência).⁶⁹

Figura 2. Cobertura inicial do PSF e variação anual prévia da taxa de mortalidade infantil para 74 municípios paulistas



Uma maneira de investigar o efeito da eventual endogeneidade associada às variáveis PSF e PACS reside em restringir a amostra utilizada na estimação do impacto desses programas, considerando apenas os municípios nos quais o PSF e o PACS estiveram em funcionamento ao longo de todo o período em análise. Tal procedimento tem por objetivo controlar os efeitos do possível “viés de seleção adversa” existente na

⁶⁹ Utilizando-se qualquer um dos dois períodos de referência (1993-1997 ou 1991-1997), os respectivos coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero em uma regressão linear simples com a cobertura inicial do PSF nos municípios como a variável dependente.

decisão municipal acerca da implementação dos programas, excluindo das estimações os municípios que não aderiram aos mesmos ou aderiram *durante* o período em estudo. Entretanto, em nossa amostra completa, somente seis dos 110 municípios reportaram o funcionamento do PSF e do PACS concomitantemente durante *todo* o período 1998-2001, constituindo assim uma sub-amostra demasiado reduzida para servir de base a conclusões com um mínimo grau de confiabilidade estatística.⁷⁰ Em vista deste problema, também incluiremos na amostra restrita, para cada ano do período, as informações dos municípios que apresentaram coberturas populacionais positivas tanto do PSF como do PACS naquele ano específico (além, evidentemente, das observações referentes aos seis municípios já mencionados). Utilizando este procedimento, a nossa amostra restrita passa a ser constituída por 62 observações. Analogamente ao que fizemos com o modelo original, isto equivale a investigar se as diferenças nos graus de cobertura do PSF (e do PACS) possuem algum impacto – desta vez, na amostra restrita – sobre as taxas de mortalidade infantil.⁷¹

A Tabela 12 exhibe os resultados das estimações com a amostra restrita, para o modelo com efeitos fixos municipais e *dummies* de ano. Novamente, o Modelo 1 corresponde à especificação original do nosso trabalho empírico, com as variáveis PSF e PACS tratadas de forma separada; já o Modelo 2 utiliza como medida de cobertura populacional do PSF a soma das coberturas do PSF e do PACS no município, em determinado ano.

⁷⁰ Os seis municípios aos quais nos referimos são Diadema, Itapeverica da Serra, Itu, Registro, Santo André e São Vicente.

⁷¹ Esta estratégia empírica é similar em espírito à adotada, com propósito análogo, por Currie & Cole (1993).

Tabela 12. Resultados das estimações - amostra restrita (variável dependente: TMI)

	Modelo 1		Modelo 2
	PSF	PACS	PSF-2
Coefficiente	-0,233 (0,244)	-0,205** (0,087)	-0,203** (0,083)
Elasticidade	-0,101	-0,071	-0,159
<i>H₀: PSF = PACS</i>			
Estatística <i>F</i>	0,02		
Prob > <i>F</i>	0,899		
R ² ajustado	0,563		0,586
<i>F</i>	2,83**		3,05**
Observações	62		62

Notas: Em cada uma das regressões, o vetor de variáveis explicativas inclui, além das variáveis PSF e PACS no Modelo 1 e da variável PSF-2 no Modelo 2, um conjunto de *dummies* de ano e todos os regressores do modelo original; por razões de síntese, as estimativas dos demais coeficientes não são apresentadas. As estimações foram efetuadas com efeitos fixos municipais e por mínimos quadrados ponderados, com pesos proporcionais ao número de habitantes do município. Erro-padrão entre parênteses. ** indica nível de significância estatística de 5%.

Os resultados sugerem que o impacto do PACS sobre a mortalidade infantil – calculado com base na amostra completa – pode haver sido subestimado em virtude da presença desse “viés de seleção adversa” na implementação do referido programa: a nova elasticidade calculada indica que, na média, um incremento de 100% de um ano para outro na cobertura populacional do PACS esteve associado, no período, a uma redução de aproximadamente 7,1% na taxa de mortalidade infantil do município (contra 0,7% de queda no modelo original). Portanto, as estimativas acima apontam para um efeito benéfico substancialmente maior do PACS sobre a mortalidade infantil quando são consideradas apenas as observações com algum nível de cobertura populacional do PSF e do PACS. Por outro lado, no Modelo 1, o impacto do PSF mostra-se

estatisticamente igual a zero (p-valor de 0,352). Assim sendo, a estimação com a amostra restrita tende também a atribuir um impacto mais pronunciado das ações do PACS, em comparação com o das ações do PSF propriamente dito, sobre as taxas de mortalidade infantil. Contudo, a exemplo do ocorrido quando da estimação do modelo original com a amostra completa, a aplicação de um teste F aponta – desta vez, fortemente – para a igualdade entre os coeficientes do PSF e do PACS (ver Tabela 12). Nesta situação, representada pelo Modelo 2, a elasticidade estimada da mortalidade infantil em relação a essa cobertura populacional mostra-se consideravelmente elevada.

Faz-se necessário salientar que os resultados obtidos com a amostra restrita devem ser interpretados de maneira bastante cautelosa, em razão do número relativamente reduzido de observações utilizado. No entanto, tomados apenas como um indicativo e aliados à comparação entre as estimativas dos modelos com e sem efeitos fixos da Tabela 8, tais resultados sugerem que maiores coberturas do PSF e (principalmente) do PACS estão, de fato, associadas a melhorias efetivas nas condições de saúde infantil, e que esse impacto positivo pode haver sido subestimado caso exista “seleção adversa” nas decisões municipais acerca da implementação e do grau de cobertura populacional dos programas de saúde analisados – conforme sugerido, pelo menos em parte, pela análise das informações apresentadas nas figuras 1 e 2.

Se, efetivamente, o viés de seleção estiver presente em nosso contexto empírico, um método adequado para corrigir o problema da endogeneidade seria a estimação por variáveis instrumentais (mínimos quadrados de dois estágios). A idéia básica desta metodologia consiste em encontrar uma ou mais variáveis – os instrumentos – que sejam correlacionadas com o(s) regressor(es) endógeno(s), mas não com o termo aleatório da

equação de interesse.⁷² No contexto do nosso estudo empírico, isso equivale a encontrar uma ou mais variáveis que estejam relacionadas às decisões municipais acerca dos graus de cobertura do PSF e do PACS, mas que não afetem de maneira independente e direta – somente por meio das ações desses programas – as taxas de mortalidade infantil.⁷³

Reconhecidamente, encontrar bons instrumentos não representa uma tarefa das mais simples. Também em nosso trabalho empírico não encontramos um conjunto de instrumentos claramente não-correlacionado com o termo aleatório e capaz de possuir um poder explicativo razoável nas regressões do primeiro estágio, a fim de comparar as estimativas obtidas por variáveis instrumentais com as produzidas pelas estimativas em um único estágio. Em todas as estimações realizadas por variáveis instrumentais (não apresentadas aqui), os coeficientes mostraram-se instáveis e muito suscetíveis a mudanças na especificação do modelo. Embora alguns autores, ao optar pela estimação por mínimos quadrados de dois estágios, fundamentem todas as suas conclusões em resultados empíricos provenientes de regressões de primeiro estágio com baixa correlação entre o regressor endógeno e os instrumentos, diversos estudos têm demonstrado que tal procedimento pode enviesar substancialmente as estimativas.⁷⁴ Com instrumentos fracos, particularmente para amostras finitas, o viés do estimador de variáveis instrumentais pode ser maior do que o de mínimos quadrados ordinários: além disso, quanto maiores forem o grau de endogeneidade do(s) regressor(es) de interesse e o número de instrumentos utilizado, mais elevado igualmente tenderá a ser esse viés

⁷² Um bom sumário da estimação em dois estágios por variáveis instrumentais pode ser encontrado em Menezes-Filho (2001).

⁷³ Não poderia existir correlação, igualmente, entre os instrumentos e as “dotações de saúde” municipais.

⁷⁴ É interessante notar que a estatística *F* das regressões de primeiro estágio (a qual é utilizada para testar-se a validade dos instrumentos) raramente é reportada nos estudos empíricos, fato assinalado por Staiger & Stock (1997) e verificado também nos trabalhos aqui resenhados.

(Nelson & Startz, 1990; Staiger & Stock, 1997; Woglom, 2001). Por esta série de motivos, acreditamos que, no nosso caso, as regressões em um único estágio fornecem estimativas mais confiáveis do impacto do PSF (bem como do PACS) sobre a saúde infantil, conquanto mereçam atenção as indicações referentes a algum grau de subestimação nas estimações.⁷⁵

Discussões adicionais dos resultados empíricos

Os resultados empíricos apresentados neste capítulo revelam que, embora as ações do PSF pareçam haver ocasionado um efeito benéfico sobre a mortalidade infantil nos municípios e período da nossa amostra, esse impacto positivo parece haver sido relativamente modesto. Esse panorama pouco se altera se considerarmos o PACS como um programa integrante da estratégia geral do PSF (ou essencialmente análogo a este último), apesar das evidências empíricas relativas a um impacto benéfico de maior magnitude do primeiro programa sobre a saúde infantil. As diferenças no *timing* da implementação e nos graus de cobertura do PSF e do PACS entre os municípios da amostra permitem identificar, a cada ano, um “pseudo-grupo de tratamento” e um “pseudo-grupo de controle”, os quais são utilizados para se aferir a magnitude das melhorias em saúde infantil proporcionadas por maiores graus de cobertura populacional desses programas.

De maneira geral, nossos resultados corroboram o papel importante atribuído aos serviços preventivos de saúde por organismos como o Banco Mundial (World Bank, 1993). A exemplo do verificado na maior parte da literatura empírica relacionada e nos

⁷⁵ Argumentação e opção metodológica similares às nossas são sustentadas por Frank et al. (1992).

trabalhos resenhados aqui, os programas de saúde direcionados para a prevenção de causas e riscos mostram-se geralmente efetivos no intuito de melhorar as condições de saúde populacionais. Assim como o sistema PSF/PACS possui a capacidade de diminuir as taxas de mortalidade infantil municipais, a rede de centros de saúde comunitários analisada por Goldman & Grossman (1982), o programa de suplementação alimentar (WIC) incluído nas regressões de Corman et al. (1987), a maior utilização de serviços preventivos no âmbito do NHI canadense (Hanratty, 1996) ou no contexto do PROGRESA mexicano (Gertler, 2000) também demonstraram possuir o potencial de melhorar distintos aspectos da saúde das crianças.

O caráter mais persistente das causas associadas à mortalidade neonatal, no que respeita principalmente aos fatores congênitos ou genéticos, confere às intervenções públicas em saúde infantil a característica de “rendimentos marginais decrescentes”, ou seja, à medida que a mortalidade pós-neonatal aproxima-se de seu limite inferior, reduções adicionais nas taxas de mortalidade infantil tornam-se cada vez mais difíceis e custosas. Não são surpreendentes, portanto, os impactos estatisticamente significativos, mas relativamente pequenos, associados à implementação dos centros de saúde comunitários nos EUA (queda de 0,1 morte por mil nascidos vivos, entre um ano e outro, devido ao aumento unitário no número de centros por habitante; ver Goldman & Grossman, 1982) ou à do programa de suplementação alimentar materno-infantil WIC no mesmo país (redução de 0,4 e 1,3 mortes neonatais por mil nascidos vivos para brancos e negros, respectivamente, para *todo* o período 1964-1977; ver Corman et al., 1987). O impacto estimado do PSF na amostra de municípios do estado de São Paulo possui igualmente uma magnitude modesta, com uma elasticidade da taxa de

mortalidade infantil – em relação à cobertura do Programa – em torno de -0,006. Isto equivale a dizer que, em um município com uma taxa de mortalidade infantil de 17 por mil nascidos vivos e 2,5% de cobertura populacional do PSF (médias ponderadas da amostra)⁷⁶, dobrar a cobertura do Programa de um ano para outro implicou a diminuição de aproximadamente 0,1 morte por mil nascidos vivos.

A principal explicação para este reduzido impacto parece ser semelhante à vislumbrada no caso dos países mais desenvolvidos. Apesar das enormes disparidades culturais, demográficas e sócio-econômicas existentes entre o Brasil e países como o Canadá e os EUA, o predomínio do componente neonatal constitui um paralelo marcante entre as estruturas de mortalidade infantil dessas últimas nações e das regiões mais desenvolvidas do nosso território, como é o caso do estado de São Paulo. É essencialmente por meio da capacidade de agir sobre a mortalidade neonatal que as intervenções públicas em saúde podem aspirar a reduzir a mortalidade infantil nessas áreas. Logo, um elemento fundamental para que o PSF – do mesmo modo que o PACS – tenha apresentado um efeito positivo sobre as taxas municipais de mortalidade infantil no estado de São Paulo entre 1998 e 2001 é o caráter abrangente do conjunto de serviços preventivos oferecido aos indivíduos, o que permite ao Programa agir sobre um amplo leque de fatores de risco à saúde infantil, relacionados tanto ao período pós-neonatal quanto ao período neonatal; com relação a este último período em particular, os efeitos do PSF e do PACS são sugeridos de maneira clara pelas nossas estimações, conforme mostramos na seção anterior. Contudo, pela natureza inevitável de uma parte das causas de morte neonatais, o impacto benigno dos serviços do PSF e do PACS sobre a

⁷⁶ Situação equivalente à de municípios como Sorocaba, em 2000, e Diadema e Ferraz de Vasconcelos, em 2001.

mortalidade geral de menores de um ano vê-se limitado em sua extensão, ademais de estar fatalmente sujeito aos “rendimentos marginais decrescentes” explicitados no início do parágrafo anterior.⁷⁷

Algumas considerações acerca da robustez de nossas estimações podem igualmente ser esboçadas. A introdução dos efeitos fixos nas regressões favorece a obtenção de estimativas consistentes do impacto do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil, pois as propensões específicas à sobrevivência dos menores de um ano são captadas pela “dotação de saúde” fixa (constituem atributos das crianças invariantes no período analisado), e é razoável supor que as crianças não diferem de maneira importante no grau em que os serviços do PSF afetam sua saúde. Igualmente, o fator de confusão representado pela presença de outros programas de saúde materno-infantil em determinados municípios, de maneira concomitante com a atuação do PSF ou do PACS no mesmo, não parece constituir um problema em nossos dados.⁷⁸ Programas federais como o Programa de Redução da Mortalidade Infantil (PRMI) e o Programa de Combate às Carências Nutricionais (PCCN) não exibiram, no período examinado por este estudo, uma presença importante nos municípios do estado de São Paulo: segundo dados

⁷⁷ A magnitude da tendência de queda nas taxas de mortalidade infantil constitui outro paralelo interessante entre a situação ocorrida nos municípios paulistas e em países desenvolvidos. Hanratty (1996) estima em 5,6% a tendência anual – linear – de queda da mortalidade infantil nos condados canadenses (entre 1960 e 1975), estimativa muito semelhante à obtida aqui para os municípios de São Paulo entre 1998 e 2001 (4,9% ao ano). Embora não disponhamos de informações aprofundadas sobre a evolução das condições de saúde nos condados canadenses, parece-nos intuitivo o ritmo ligeiramente mais acelerado de redução “autônoma” da mortalidade infantil nestas últimas localidades (em comparação à tendência que estimamos para os municípios paulistas). Isto porque a autora reporta uma taxa de mortalidade infantil média de 22 por mil nascidos vivos para as localidades canadenses, também superior à média de nossa amostra (17 por mil); conforme explicitamos, maiores taxas de mortalidade infantil estão normalmente associadas a um componente pós-neonatal mais importante, mortes estas mais facilmente redutíveis por progressos sócio-econômicos como melhorias sanitárias, por exemplo.

⁷⁸ A rigor, se diferentes tipos de programas tendem a estar localizados nas mesmas áreas, a omissão das outras intervenções ocasionaria a subestimação do impacto do PSF sobre a mortalidade infantil se tais programas forem substitutos entre si, ou a superestimação se forem complementares (Goldman & Grossman, 1982).

oficiais, o primeiro havia sido implementado por apenas dezesseis municípios do estado até o ano de 2000 (Ministério da Saúde, 2001c), enquanto o PCCN beneficiou pouco mais de 22.000 pessoas no estado no mesmo ano (Ministério da Saúde, 2001b). Por outro lado, o Programa Bolsa-Alimentação, iniciativa federal complementar à Bolsa-Escola e direcionada à saúde materno-infantil em famílias pobres, foi lançado somente no final de 2001 e tem sido, a exemplo do PRMI e PCCN, sistematicamente alocado nos municípios da região nordeste do País (Ministério da Saúde, 2003).

À luz de uma série de estudos já realizados, eminentemente no âmbito da disciplina *Saúde Pública*, podemos refletir em caráter preliminar acerca dos caminhos e meios pelos quais o PSF e sua estratégia inicial, o PACS, têm melhorado a saúde infantil. O valor de programas como o PSF e o PACS para a redução das taxas de mortalidade infantil não é uma constatação recente e foi identificado por diversos trabalhos dedicados à questão. Já na década de 70, a análise de alguns projetos de pesquisa amparados pelo Banco Mundial demonstrou que o atendimento primário à saúde⁷⁹ e melhorias no padrão nutricional possuem um impacto substancial sobre indicadores importantes de saúde, tais como a taxa de mortalidade infantil e de crianças abaixo de cinco anos. Ademais, esse tipo de estratégia mostrou-se bastante eficaz quando levada a efeito somente por auxiliares de saúde, sem o recurso a médicos ou

⁷⁹ De acordo com o consenso estabelecido na Conferência de Alma-Ata, promovida pela Organização Mundial da Saúde e pela UNICEF em 1978, o termo “atenção primária à saúde” é definido como “*atenção essencial à saúde, baseada em métodos práticos, social e cientificamente aceitáveis, e em tecnologias universalmente acessíveis aos indivíduos e famílias nas comunidades, a um custo com o qual a comunidade ou o país possam arcar. (...) Está dirigido aos principais problemas de saúde, abrangendo serviços de promoção, prevenção, cura e reabilitação. (...) inclui, pelo menos: educação acerca dos problemas de saúde prevalentes e dos métodos de preveni-los e controlá-los; incentivo à nutrição adequada; oferta adequada de água potável e saneamento básico; atenção à saúde materna e infantil, inclusive planejamento familiar; imunização contra as doenças infecciosas mais perigosas; prevenção e controle de doenças localmente endêmicas; tratamento apropriado de doenças e ferimentos comuns; e provisão de medicamentos essenciais.*” Reproduzido de World Bank (1980), p. 17. Tradução nossa.

hospitais: neste sentido, a proximidade de programas como o PSF – tanto geográfica quanto cultural – com a comunidade beneficiada representa um fator extremamente relevante. Ao diagnosticar os problemas de saúde no seu nascedouro, e ao motivar, supervisionar e educar indivíduos e famílias com o intuito de prevenir infecções e indicar tratamentos adequados, os agentes comunitários de saúde estão em melhor posição para solucionar tais problemas, comparativamente aos trabalhadores dos sistemas convencionais de atenção à saúde. Estes últimos, geralmente, não possuem a capacidade de penetrar na comunidade, podem não estar familiarizados com os estilos de vida locais e tendem a enfatizar os procedimentos de medicina curativa, os quais proporcionam maiores custos ao sistema de saúde como um todo (World Bank, 1993).

Assim, o fato de o PSF e o PACS basearem-se na atuação dos agentes comunitários de saúde (ACS), indivíduos residentes nas próprias comunidades atendidas, aumenta o potencial de impacto das ações desses programas sobre um amplo conjunto de problemas relacionados às condições de saúde infantil.⁸⁰ O monitoramento freqüente do peso e do crescimento produz benefícios enormes ao aumentar as possibilidades de os pais perceberem que a criança sofre de desnutrição em um estágio anterior ao estabelecimento de danos irreversíveis, os quais podem levar inclusive ao óbito (UNICEF, 1998). A identificação rápida das gestantes possibilita o seu

⁸⁰ Podemos estender a argumentação do Banco Mundial a respeito da importância da participação comunitária no atendimento à saúde utilizando-nos do enfoque teórico neo-institucionalista, como o faz Mary Shirley em seu *“Pressing Issues for Institutional Economists: Views From the Front Lines”* (artigo apresentado na conferência inaugural da International Society for the New Institutional Economics, realizada em St. Louis, EUA, setembro de 1997). De acordo com a autora, a participação dos indivíduos pertencentes às comunidades beneficiadas no desenho e implementação de um determinado programa é uma forma de explorar o capital social existente (ou seja, as características da organização social – como confiança e normas – capazes de elevar a eficiência na sociedade mediante a facilitação de ações coordenadas), com a finalidade de incrementar os ganhos de bem-estar obtidos com a implementação do mesmo.

encaminhamento oportuno aos serviços pré-natais, tendendo a reduzir a incidência de prematuridade e de baixo peso ao nascer e a morbi-mortalidade materno-infantil; a proximidade com as mães torna mais provável a presença de boa qualidade e cobertura da assistência no pós-parto, inculcando ao mesmo tempo nas mães a importância das orientações médicas acerca do aleitamento materno, vacinação e demais cuidados com o recém-nascido. O diagnóstico em tempo hábil e o tratamento prematuro podem reduzir significativamente a mortalidade por infecções respiratórias agudas e desidratação; especificamente com relação a esta última causa de morte, a promoção da terapia de reidratação oral parece constituir um dos instrumentos de combate mais eficazes à disposição dos ACS (UNICEF, 1998). Adicionalmente, as visitas domiciliares das equipes de saúde disponibilizam serviços de saúde aos quais o acesso dos indivíduos é muitas vezes precário, em virtude de fatores como renda insuficiente, problemas de transporte ou horários inconvenientes de atendimento.⁸¹ Por fim, a própria postura dos pais diante da importância do tratamento médico profissional pode ser alvo das ações educativas dos ACS junto à comunidade.⁸²

Alguma atenção deve ser dispensada a outro resultado empírico obtido. De maneira geral, as estimativas apresentadas sugerem que as ações realizadas somente pelas equipes de agentes comunitários de saúde (EACS) são pelo menos tão efetivas quanto as executadas pelas equipes de saúde da família (ESF), as quais incluem minimamente, além dos agentes comunitários, um médico, um enfermeiro e um auxiliar

⁸¹ Souza et al. (2000), por exemplo, identificaram a dificuldade em obter transporte como um elemento importante na argumentação das mães acerca da demora em procurar atendimento médico para seus filhos.

⁸² Nos termos de Caldwell (1979), as ações educativas dos ACS podem proporcionar a interrupção de práticas culturais nocivas por parte das mães, tornando-as também menos fatalistas a respeito das doenças de seus filhos e incentivando-as a adotar muitas das alternativas terapêuticas modernas.

de enfermagem. O impacto pelo menos idêntico do PACS em relação ao estimado para o PSF constitui um resultado de certa maneira surpreendente, pois, ao longo de todo o período em análise, a cobertura populacional do PACS foi, em média, sempre inferior à do PSF na amostra de municípios paulistas.⁸³

Embora uma estratégia (o PACS) represente o passo inicial da outra (o PSF), tal resultado suscita questões importantes para uma eventual avaliação custo-efetividade – ou mesmo custo-benefício – da estratégia de saúde da família. Parece-nos razoável supor que a maior dimensão das ESF em comparação com as EACS resulta em maiores custos financeiros (a começar pela própria folha de pagamento) tanto para o governo federal quanto para os municípios; se, de fato, as ações preventivas e de promoção de saúde realizadas apenas pelos agentes comunitários forem tão efetivas quanto as desempenhadas pelas ESF, haverá uma justificativa importante para concentrar a intervenção pública nas ações dos agentes comunitários de saúde. Imediatamente, faz-se necessário esclarecer que a argumentação anterior trata-se tão somente de uma conjectura, visto que nossos resultados referem-se especificamente ao impacto do PSF e do PACS sobre a saúde *infantil*, excluindo-se considerações de extrema relevância acerca do impacto desses programas sobre a saúde dos adultos e idosos. Assim sendo, tais resultados devem ser vistos exclusivamente como um indicativo preliminar, sujeito a refutação ou confirmação futura por estudos empíricos mais abrangentes.

⁸³ Ver os dados apresentados na Tabela 7, para a amostra completa. No caso da amostra restrita utilizada na seção anterior, a cobertura populacional média do PSF nos municípios foi de 13,18% no período 1998-2001, enquanto que a respectiva cobertura média do PACS foi de 8,72%.

Limitações do estudo

Já ressaltamos suficientemente a possibilidade de que os impactos aferidos do PSF e do PACS tenham sido alvos de alguma subestimação, mesmo após controlarmos os efeitos específicos das localidades, se houver algum grau de endogeneidade nas decisões municipais relativas ao *timing* de implementação e ao número existente de equipes de saúde desses programas nas localidades. Cabe-nos a esta altura discutir algumas outras limitações do trabalho empírico que realizamos aqui.

Primeiramente, a influência do PSF sobre a saúde infantil pode haver sido subestimada também em razão da ausência de controles para o impacto do Programa no número de nascidos vivos registrado nos municípios.⁸⁴ Os serviços oferecidos pelo PSF podem tornar mais provável a sobrevivência, até o nascimento, de fetos debilitados e que não sobreviveriam na ausência do Programa. Neste caso, as estimativas apresentadas em nosso trabalho tenderiam a subestimar o verdadeiro impacto do PSF sobre a mortalidade infantil, pois não levariam em consideração o fato de que os serviços do Programa aumentam a parcela de recém-nascidos de risco incluídos na população de nascidos vivos registrada nas localidades.

Em segundo lugar, surge a questão relativa aos erros de medida inerentes às variáveis de maior interesse neste estudo. A taxa de mortalidade infantil costuma apresentar importantes erros de medida, e tais incorreções tendem a aumentar nos municípios menores. Entretanto, a rigor, não deveríamos esperar que a utilização de taxas erroneamente medidas ocasionassem algum viés nas estimações, caso esses erros fossem aleatórios e independentes das verdadeiras taxas de mortalidade infantil.

⁸⁴ As limitações apontadas nesta seção com respeito à estimação do impacto do PSF sobre a mortalidade infantil aplicam-se também, evidentemente, ao caso do PACS.

Merecem maior atenção, a nosso ver, as dificuldades para a obtenção de informações precisas acerca da proporção da população que está sendo efetivamente beneficiada pelos serviços do PSF nos municípios. Números mais exatos do que as estimativas baseadas nos parâmetros estabelecidos pelo Ministério da Saúde requereriam a análise detalhada das informações individuais entregues pelas equipes de saúde da família aos gestores municipais, e repassadas ao Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB).

Outro aspecto a ser destacado diz respeito à possibilidade de que, em virtude da disponibilidade do PSF em um determinado município, a composição dos residentes locais seja afetada por um processo de migração seletiva em direção a essa localidade, nos moldes do modelo construído por Rosenzweig & Wolpin (1988), enviesando assim a avaliação da efetividade do PSF. Se a existência do Programa em determinado município atrair, de fato, imigrantes com baixas “dotações de saúde”, a análise do impacto do PSF com base nas diferenças observadas entre os graus de cobertura do mesmo será provavelmente subestimada.

Em outro plano de análise, deve-se ressaltar que os resultados obtidos fornecem explicações sugestivas acerca do papel desempenhado pelo PSF na evolução das taxas de mortalidade infantil dos municípios paulistas *no período considerado, isto é, entre 1998 e 2001*; tais resultados não implicam, necessariamente, que expansões adicionais da cobertura do Programa nesses municípios redundarão em quedas nas taxas de mortalidade infantil equivalentes à quantificada aqui. A mesma reserva cabe à região de análise: como argumentamos em passagens anteriores, os municípios de São Paulo caracterizam-se por um nível de desenvolvimento sócio-econômico mais elevado com relação à maioria dos outros municípios brasileiros; assim sendo, o impacto do PSF

estimado para os municípios paulistas não deve ser generalizado para as demais regiões do País. Pode-se conjecturar, tentativamente apenas, que o impacto do Programa sobre a saúde infantil seja mais intenso nas regiões menos desenvolvidas do Brasil, caracterizadas por taxas de mortalidade pós-neonatal elevadas e, portanto, com taxas de mortalidade infantil ainda mais suscetíveis a intervenções preventivas como o PSF.

Por último, deve-se reconhecer que a análise aqui realizada da efetividade do PSF abrange apenas um dos muitos aspectos de saúde contemplados nas ações do Programa. Devido ao escopo limitado deste trabalho, o único indicador de saúde que utilizamos para quantificar o impacto do PSF consistiu na taxa de mortalidade infantil, deixando-se de lado outros indicadores importantes – os quais são afetados potencialmente pelas ações do Programa – referentes à saúde dos adolescentes, adultos, idosos e mesmo das crianças com idade superior a um ano. Como os benefícios do PSF são oferecidos para os demais indivíduos de uma comunidade – e não exclusivamente para os menores de um ano e as gestantes –, os coeficientes obtidos em nosso estudo empírico representam estimativas conservadoras do impacto total do Programa sobre as condições de saúde municipais.

5. Conclusões

Considerações gerais

Conforme tornamos explícito ao descrever o PSF, a finalidade geral almejada pelo Ministério da Saúde com a implementação do Programa é a de alcançar melhorias concretas na saúde populacional. Assim, o principal objetivo deste estudo empírico residiu em obter uma resposta para a seguinte pergunta: o PSF tem se revelado uma estratégia eficaz para a melhoria das condições de saúde das populações beneficiadas? A julgar exclusivamente pelo impacto estimado do Programa sobre as taxas de mortalidade infantil municipais, a resposta para a pergunta anterior é afirmativa, embora a magnitude das melhorias em saúde infantil induzidas por essa intervenção pública seja aparentemente modesta. Evidentemente, pesquisas adicionais são necessárias a fim de comprovar (ou refutar) nossos resultados empíricos, os quais representam um esforço

preliminar – e, em nosso conhecimento, pioneiro em âmbito nacional – de avaliação da efetividade do PSF.⁸⁵

Ademais, o modelo teórico e a estratégia empírica adotados neste trabalho constituem uma contribuição para a análise do impacto de programas públicos voltados à saúde infantil no País. Especificamente com relação ao PSF, esse arcabouço permite identificar, em nível agregado, a contribuição das ações do Programa para as quedas nas taxas de mortalidade infantil isoladamente de outros elementos, como níveis de renda, educação, acesso aos demais serviços médicos e a heterogeneidade não observada entre as unidades de análise.

Implicações de política

O fato de o PSF melhorar as condições de saúde infantil nos municípios de São Paulo revela-se de extrema importância não somente para as próprias crianças, mas igualmente para a sociedade e seu futuro. Encontra-se razoavelmente documentado que crianças mais saudáveis iniciam a vida escolar mais cedo, recebem mais anos de educação e obtêm desempenhos melhores; na vida adulta, são também profissionais mais saudáveis e produtivos.⁸⁶ No entanto, embora os benefícios futuros em termos de crescimento econômico derivados da melhoria das condições de saúde infantil sejam

⁸⁵ Já tivemos a oportunidade de salientar que a prática da avaliação de programas de saúde – e de programas sociais, em geral – não é freqüente no Brasil. Consideramos nosso esforço avaliatório como pioneiro em relação à efetividade do PSF pois, apesar de existirem no meio acadêmico notícias desconstruídas acerca de uma ou duas avaliações do impacto desse Programa, realizadas por este ou aquele organismo ou pesquisador, tais documentos, se de fato existirem, não têm sido publicados ou divulgados abertamente. Tendo em vista que uma das funções primordiais de qualquer avaliação de um programa público é a disseminação de informações à sociedade, a respeito eminentemente da qualidade do gasto público, os documentos mencionados não apresentariam um elemento constituinte imprescindível para caracterizá-los como “avaliações”.

⁸⁶ Ver Gertler (2000) e a bibliografia ali mencionada.

uma constatação de relevância inegável, o argumento favorável à implementação de programas de saúde nos moldes do PSF não deve ser restrito apenas a essa dimensão, intrinsecamente ligada à idéia do investimento em capital humano de Gary Becker (Becker, 1976). O aspecto humanitário do *bem "saúde"* é, a nosso ver, a justificativa mais forte para a ampliação de intervenções públicas efetivas na área de saúde infantil: a saúde possui uma dimensão social inescapável, tanto pelo seu caráter de bem público como pelo seu objeto final, que é a vida humana. A promoção de melhorias na saúde infantil torna-se substancialmente mais importante se adotarmos uma visão do desenvolvimento como a de Amartya Sen (ver, entre outras obras do autor, Sen, 2000). Além de considerarmos a importância *instrumental* de melhorias na saúde das crianças para futuros incrementos no PIB local, a saúde desses indivíduos deve ser vista como um dos aspectos *constitutivos* do desenvolvimento. Nos termos de Sen, promover a saúde infantil possui a importância intrínseca de expandir as "liberdades" do indivíduo, fornecendo-lhe a capacidade de desfrutar de uma qualidade de vida aceitável no futuro, a qual deve ser distinguida da eficácia instrumental contida no raciocínio de que, quanto mais saudável a criança e a população em geral, maior será a sua capacidade de auferir renda e de contribuir para o crescimento econômico da sua região ou país.

A estimação de impactos positivos do PSF e do PACS sobre a saúde infantil, além de demonstrar que a ação governamental influencia as condições de saúde da população, tende a justificar a implementação de estratégias de caráter preventivo em saúde pública, pois, além dos resultados positivos em saúde advindos da expansão desses programas, os custos envolvidos no atendimento preventivo e primário são, em geral, inferiores aos relacionados ao atendimento curativo e baseado em hospitais

(World Bank, 1993). Especificamente no tocante ao grau de efetividade, todavia, a aferição precisa dos reais impactos de um programa de saúde é substancialmente beneficiada quando o referido programa incorpora, já na concepção de seu desenho institucional, a avaliação *ex-post* como elemento central. Isto ocorreu em programas como o PROGRESA mexicano, no qual a aleatoriedade na seleção inicial das comunidades beneficiárias favoreceu enormemente a execução de uma análise estatística mais precisa de sua efetividade. Conquanto devam ser reconhecidas as dificuldades éticas em separar conjuntos de indivíduos entre grupos de tratamento e de controle (ainda mais em um campo sensível como a área de saúde), tais dificuldades devem ser comparadas às vantagens práticas decorrentes de um experimento “controlado”, as quais são, fundamentalmente, a correta aferição do impacto do programa em termos de melhorias na saúde populacional e, conseqüentemente, o maior controle sobre a qualidade do gasto público. O fato de as decisões sobre a implementação e grau de cobertura do PSF pertencerem aos municípios não teria impedido um lançamento-piloto do Programa, por parte do Governo Federal, em um conjunto de localidades com características sócio-econômicas e demográficas similares às de outro grupo de municípios de controle, favorecendo avaliações posteriores de impacto que serviriam como guia importante para a expansão do Programa e eventuais modificações em seu formato. Esta recomendação continua válida, em nossa opinião, para as futuras iniciativas públicas na área de programas sociais.

Alguns temas para pesquisas futuras

O espaço para estudos avaliatórios de programas sociais – e, especificamente, de programas de saúde – é enorme no Brasil, sobretudo sob a ótica da disciplina *Economia*. Nossa análise empírica do impacto em saúde provocado por maiores coberturas populacionais do PSF representa um primeiro passo na tentativa de quantificar a efetividade desse Programa de maneira um pouco mais rigorosa. Mencionaremos agora somente alguns dos diversos outros aspectos relativos ao PSF, não abordados neste trabalho, que merecem atenção dos pesquisadores no intuito de se avaliar de maneira mais abrangente tal programa. Ademais, o próprio exercício realizado aqui de aferição do impacto do PSF comporta, certamente, algumas melhorias futuras.

Observamos anteriormente que não foi possível, neste trabalho, encontrar um conjunto satisfatório de instrumentos a fim de procedermos à estimação por dois estágios do impacto do PSF nos municípios. Esta última metodologia econométrica proveria estimativas mais confiáveis desse impacto caso exista, na amostra utilizada, o viés de seleção nas decisões de implementação e grau de cobertura do Programa. O confronto dos resultados obtidos pela metodologia de variáveis instrumentais com os advindos da estimação por efeitos fixos tornaria possível verificar se há algum viés em nossas estimativas ou se nossos resultados são, de fato, estatisticamente confiáveis.

Nosso trabalho empírico deixa caminhos abertos também para extensões que proporcionem um conhecimento mais detalhado acerca dos *meios* pelos quais o PSF afeta a saúde infantil. O impacto positivo do PSF pode ser devido, entre outros fatores, à redução na incidência e/ou na taxa de mortalidade de recém-nascidos de baixo peso (conforme verificado para outros programas e políticas por Currie & Gruber, 1996;

Hanratty, 1996; e Koupilová et al., 1998) ou ao aumento da utilização de serviços pré-natais (elemento identificado por autores como Cramer, 1987; e Reichman & Florio, 1996), ou mesmo pela combinação desses e de outros aspectos. É muito provável que as ações das equipes de saúde da família possuam um efeito benéfico importante sobre a incidência de baixo peso ao nascer nas localidades atendidas, pois grande parte de seus fatores causais – como prematuridade, tabagismo e infecções durante a gravidez – pode ser controlada pela adequada atenção às gestantes (Araújo et al., 2000; Sarinho et al., 2001). Análises empíricas voltadas para a desagregação do impacto percebido do PSF forneceriam subsídios de grande relevância para a melhoria de seus serviços no tocante à saúde materno-infantil, este um grupo explicitamente prioritário na formulação do Programa.

As unidades de análise que serviram de base para este estudo foram os municípios de São Paulo, um estado que, em termos sócio-econômicos e demográficos, encontra-se em uma posição privilegiada no contexto nacional. Faz-se extremamente necessário replicar, em outras regiões brasileiras, o procedimento empírico aqui adotado, a fim de verificar a validade de nossos resultados nos estados com níveis de desenvolvimento semelhantes ao de São Paulo (como os da região Sul do País). Ademais, a aplicação de um estudo empírico similar nas áreas menos desenvolvidas do Brasil, como os municípios do Norte e Nordeste, permitiria testar nossa hipótese a respeito de um maior impacto dos serviços preventivos do PSF nas localidades com

maiores taxas de mortalidade infantil, normalmente dominadas pelo componente pós-neonatal.⁸⁷

A exemplo do realizado, em um contexto análogo, por autores como Reichman & Florio (1996), a utilização de dados individuais para a avaliação da efetividade do PSF sobre indicadores de saúde selecionados representa uma metodologia igualmente importante para se aferir o potencial benéfico das ações do Programa; neste sentido, uma fonte de informações conveniente são os dados enviados pelos municípios ao Sistema de Informação da Atenção Básica – SIAB, o qual foi idealizado com o objetivo de agregar os dados e processar as informações acerca das populações visitadas no âmbito do PACS e do PSF. As equipes de saúde de cada município devem alimentar o referido sistema com informações de cada membro da família a respeito de distintos aspectos de saúde, situação de moradia e outros elementos adicionais. Ao menos teoricamente, a regularidade no envio das informações municipais ao SIAB é garantida pelo sistema de *enforcement* financeiro estabelecido pelo Ministério da Saúde: o envio mensal dos dados cadastrais das equipes de saúde e das famílias acompanhadas constitui uma obrigação imposta pela esfera federal ao município, sob pena de – após dois meses consecutivos ou três meses alternados de interrupção em um ano – suspensão do cadastramento municipal no PSF e, conseqüentemente, cessação dos repasses financeiros federais relativos a esse programa (ver Ministério da Saúde, 2001c).

Cabe ressaltar que, como os benefícios em saúde proporcionados pelo PSF não se restringem à saúde materno-infantil, outros indicadores podem e devem ser considerados para se avaliar o impacto do Programa sobre a saúde populacional de maneira mais

⁸⁷ Pode ser difícil, no entanto, superar os obstáculos referentes à ausência dos dados municipais necessários nessas regiões ou à falta de confiabilidade dos mesmos.

abrangente. Alguns exemplos de indicadores importantes de saúde adulta, os quais poderiam eventualmente fazer parte de um estudo mais amplo por serem potencialmente afetados pelas ações das equipes de saúde da família, são a proporção de indivíduos com tuberculose na população coberta, o coeficiente de internação por doenças cardiovasculares e a taxa de mortalidade por doenças respiratórias crônicas.

Finalmente, mesmo que estudos posteriores confirmem o impacto benéfico do PSF sobre a saúde infantil, pode ser o caso de que essas melhores condições de saúde induzidas pelo Programa tenham sido conseguidas a um custo financeiro demasiado elevado para a sociedade brasileira.⁸⁸ Uma metodologia satisfatoriamente desenvolvida para a avaliação econômica de programas de saúde, a qual poderia servir para o caso do PSF, é a análise de custo-efetividade (ACE), cujo objetivo reside em contribuir para a melhor utilização dos recursos com o máximo impacto possível em termos de melhorias em determinados indicadores de saúde populacional. Nessa metodologia, busca-se comparar os custos do programa com os benefícios derivados do mesmo: enquanto os custos do programa são medidos de maneira tradicional, isto é, em termos monetários, os benefícios resultantes são calculados em unidades de impacto (por exemplo, custo por ponto percentual de redução na taxa de mortalidade infantil). Desta forma, a ACE permite comparar distintas intervenções destinadas a melhorar um particular indicador de saúde e identificar, entre as alternativas, aquela que apresenta o menor custo por

⁸⁸ O trabalho realizado por Currie & Gruber (1996), por exemplo, torna patente a necessidade de se avaliar questões fundamentais quanto à relação entre a implementação de um determinado programa público de saúde (ou política de saúde, como o Medicaid) e seus custos para a sociedade. Tecendo considerações em um contexto de custo-efetividade, os autores mencionados chegam, na melhor das hipóteses, a um custo de US\$ 840.000,00 por vida infantil salva em decorrência das modificações no grau de cobertura do Medicaid para as gestantes.

unidade de impacto populacional.⁸⁹ A discussão deste tema afigura-se como essencial em um cenário de intensa contenção do gasto público federal (bem como nos demais níveis de governo), no qual torna-se imperativo otimizar, do ponto de vista econômico, a alocação dos recursos governamentais disponíveis. Neste sentido, o estudo da relação custo-efetividade do PSF pode fornecer subsídios não apenas para o julgamento específico desse programa, mas igualmente para decisões sobre os tipos de programas públicos de saúde – preventivos, curativos etc. – que devem ser prioritariamente financiados com os recursos escassos da sociedade brasileira.

⁸⁹ Diversos autores, como Cohen & Franco (1993), já detalharam as etapas de realização da ACE. Embora seja uma prática bastante difundida, o emprego da ACE no processo de avaliação econômica de intervenções em saúde não constitui ainda um consenso entre os estudiosos. Um exemplo desse debate na literatura especializada é uma seqüência de artigos sobre o tema, todos publicados no *Journal of Health Economics*, v.16 (1997): Garber, A. & Phelps, C., "Economic Foundations of Cost-Effectiveness Analysis", p. 01-31; Weinstein, M. & Manning Jr., W., "Theoretical Issues in Cost-Effectiveness Analysis", p. 121-128 (editorial) e Kenkel, D., "On Valuing Morbidity, Cost-Effectiveness Analysis, and Being Rude", p. 749-757.

Referências bibliográficas

- ARAÚJO, Breno; BOZZETTI, Mary & TANAKA, Ana C. Mortalidade neonatal precoce no município de Caxias do Sul: um estudo de coorte. **Jornal de Pediatria**, v.76, n.03, p.200-206, 2000.
- BECKER, Gary. **The Economic Approach to Human Behavior**. Chicago, University of Chicago Press, 1976.
- BECKER, Gary & LEWIS, H. Gregg. On the interaction between the quantity and quality of children. **Journal of Political Economy**, v.81, n.02, p.S279-S288, 1973.
- BEHM-ROSAS, Hugo. Los determinantes de la sobrevivencia en la infancia: un marco de referencia para su análisis. In: CELADE. **Factores Sociales de Riesgo de Muerte en la Infancia: los Casos de Costa Rica, Honduras y Paraguay**. 1ª edição. Santiago, CEPAL, 1990, p.11-30.
- CALDWELL, John. Education as a factor in mortality decline: an examination of nigerian data. **Population Studies**, v.33, n.03, p.395-413, 1979.
- CELADE. **Factores Sociales de Riesgo de Muerte en la Infancia: los Casos de Costa Rica, Honduras y Paraguay**. 1ª edição. Santiago, CEPAL, 1990.
- COHEN, Ernesto & FRANCO, Rolando. **Avaliação de Projetos Sociais**. Petrópolis (RJ), Vozes, 1993.
- COHEN, E.; MARTÍNEZ, R.; SOTERO, J. & LIPPARELLI, M. **El Programa Nacional de Enfermedades Sexualmente Transmisibles (DST) y Síndrome de Inmunodeficiencia Adquirida (SIDA) de Brasil – vol.II**. Santiago, CEPAL, fevereiro, 2001. (Serie Gestión de Programas Sociales en América Latina: Análisis de Casos)
- CORMAN, Hope; JOYCE, Theodore & GROSSMAN, Michael. Birth outcome production function in the United States. **Journal of Human Resources**, v.22, n.03, p.339-360, 1987.
- COSTA, M.; AZI, P.; PAIM, J. & SILVA, L. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. **Cadernos de Saúde Pública**, v.17, n.03, p.555-567, 2001.
- CRAMER, James. Social factors and infant mortality: identifying high-risk groups and proximate causes. **Demography**, v.24, n.03, p.299-322, 1987.
- CURRIE, Janet & COLE, Nancy. Welfare and child health: the link between AFDC participation and birth weight. **American Economic Review**, v.83, n.04, p.971-985, 1993.
- CURRIE, Janet & GRUBER, Jonathan. Saving babies: the efficacy and cost of recent changes in the Medicaid eligibility of pregnant women. **Journal of Political Economy**, v.104, n.06, p.1263-1296, 1996.
- DATASUS. **Anuário Estatístico de Saúde do Brasil – 2001**. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>. Acesso em 03 de fevereiro, 2003a.
- _____. **Indicadores e Dados Básicos – Brasil – 2001 (IDB-2001)**. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>. Acesso em 03 de fevereiro, 2003b.
- DESAI, Sonalde & ALVA, Soumya. Maternal education and child health: is there a strong causal relationship? **Demography**, v.35, n.01, p.71-81, 1998.

- FILMER, Deon & PRITCHETT, Lant. The impact of public spending on health: does money matter? **Social Science & Medicine**, v.49, p.1309-1323, 1999.
- FORMIGLI, V. et al. Avaliação da atenção à saúde através da investigação de óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, v.12, supl.02, p.33-41, 1996.
- FRANK, R.; STROBINO, D.; SALKEVER, D. & JACKSON, C. Updated estimates of the impact of prenatal care on birthweight outcomes by race. **Journal of Human Resources**, v.27, n.04, p.629-642, 1992.
- FUNDAÇÃO SEADE. **Informações dos Municípios Paulistas**. Disponível em: <http://www.seade.gov.br>. Acesso em 03 de fevereiro, 2003.
- GERTLER, Paul. **The impact of PROGRESA on health: final report**. Washington (D.C.), International Food Policy Research Institute, novembro, 2000.
- GOLDMAN, Fred & GROSSMAN, Michael. The impact of public health policy: the case of community health centers. **NBER Working Paper**, n.1020. Cambridge (MA), NBER, novembro, 1982.
- GREENE, William. **Econometric Analysis**. 4th edition. Upper Saddle River, Prentice-Hall, 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.
- HANRATTY, Maria. Canadian National Health Insurance and infant health. **American Economic Review**, v.86, n.01, p.276-284, 1996.
- HOPE, Kempe. Child survival and health care among low-income African-American families in the United States. **Health Transition Review**, v.02, n.02, p.151-162, 1992.
- JOYCE, Theodore. The impact of induced abortion on black and white birth outcomes in the United States. **Demography**, v.24, n.02, p.229-244, 1987.
- KOUPILOVÁ, Iлона; McKEE, Martin & HOLCIK, Jan. Neonatal mortality in the Czech Republic during the transition. **Health Policy**, v.46, p.43-52, 1998.
- LAURENTI, R.; JORGE, M.; LEBRÃO, M. & GOTLIEB, S. **Estatísticas de Saúde**. 2ª edição. São Paulo, EPU, 1987.
- LUSTIG, Nora. **Crises and the Poor: Socially Responsible Macroeconomics**. Presidential Address. Santiago, Asociación de Economía de América Latina y el Caribe (ADEALC), Universidad de Chile/Pontificia Universidad Católica de Chile, outubro, 1999.
- MADDALA, G.S. **Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. Cambridge, Cambridge University Press, 1986.
- MARANHÃO, Ana; JOAQUIM, Marinize & SIU, Carolina. **A Mortalidade Perinatal e Neonatal no Brasil**. Brasília (D.F), Ministério da Saúde, 1998.
- MENEZES-FILHO, Naércio. Microeconometria. In: LISBOA, Marcos & MENEZES-FILHO, Naércio, orgs. **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro, Contra Capa Livraria, 2001, p.431-465.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Norma Operacional Básica do Sistema Único de Saúde/NOB-SUS 96**. Brasília (D.F.), Ministério da Saúde, 1997.
- _____. **Avaliação da Implantação e Funcionamento do Programa Saúde da Família - PSF**. Relatório Preliminar. Secretaria de Assistência à Saúde: Coordenação de Atenção Básica. Brasília (D.F.), Ministério da Saúde, 1999.

- _____. **Programa Agentes Comunitários de Saúde (PACS)**. Secretaria Executiva. Brasília (D.F.), Ministério da Saúde, 2001a.
- _____. **Programa de Combate às Carências Nutricionais – PCCN**. Secretaria Executiva. Brasília (D.F.), Ministério da Saúde, 2001b.
- _____. **Programa Saúde da Família**. Secretaria Executiva. Brasília (D.F.), Ministério da Saúde, 2001c.
- _____. **Programa Bolsa-Alimentação – Informações Gerais**. Disponível em: http://portal.saude.gov.br/alimentacao/bolsa_alimentacao/index.cfm. Acesso em 10 de junho, 2003.
- MONTEIRO, Carlos A. & NAZÁRIO, Clarissa. Declínio da mortalidade infantil e equidade social: o caso da cidade de São Paulo entre 1973 e 1993. In: MONTEIRO, C.A., org. **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: a Evolução do País e suas Doenças**. 2ª ed. São Paulo, Hucitec. Nupens/USP, 2000, p.173-185.
- MONTEIRO, C.A.; BENÍCIO, M. & FREITAS, I. Evolução da mortalidade infantil e do retardo de crescimento nos anos 90: causas e impacto sobre desigualdades regionais. In: MONTEIRO, C.A., org. **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: a Evolução do País e suas Doenças**. 2ª ed. São Paulo, Hucitec, Nupens/USP, 2000, p.393-420.
- NELSON, Charles & STARTZ, Richard. The distribution of the instrumental variable estimator and its t-ratio when the instrument is a poor one. **Journal of Business**, v.63, n.01, p. S125-S140, 1990.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD. **Seminario sobre focalización de programas de salud y nutrición para madres y niños de bajos ingresos en América Latina**. Programa de Políticas de Salud, División de Salud y Desarrollo. Washington (D.C.), Organización Panamericana de la Salud, 1994. (Serie Informes Técnicos, n.31).
- ORTIZ, Luis. Mortalidade infantil segundo causas evitáveis. In: IPEA. **Como Vai? População Brasileira**. Número especial. Brasília (D.F.), junho, 1996, p.11-12.
- PRITCHETT, Lant & SUMMERS, Lawrence. Wealthier is healthier. **Journal of Human Resources**, v.31, n.04, p.841-868, 1996.
- REICHMAN, Nancy & FLORIO, Maryanne. The effects of enriched prenatal care services on Medicaid birth outcomes in New Jersey. **Journal of Health Economics**, v.15, p.455-476, 1996.
- ROSENZWEIG, Mark & SCHULTZ, T. Paul. Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. **Journal of Political Economy**, v.91, n.05, p.723-746, 1983.
- ROSENZWEIG, Mark & WOLPIN, Kenneth. Evaluating the effects of optimally distributed public programs: child health and family planning interventions. **American Economic Review**, v.76, n.03, p.470-482, 1986.
- _____. Migration selectivity and the effects of public programs. **Journal of Public Economics**, v.37, n.03, p.265-289, 1988.
- SARINHO, S.; FILHO, D.; SILVA, G. & LIMA, M. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. **Jornal de Pediatria**, v.77, n.04, p.294-298, 2001.

- SEN, Amartya. **Desenvolvimento como Liberdade**. São Paulo, Companhia das Letras, 2000.
- SOUZA, A.C. et al. Circumstances of post-neonatal deaths in Ceara, Northeast Brazil: mother's health care-seeking behaviors during their infants' fatal illness. **Social Science & Medicine**, v.51. p.1675-1693, 2000.
- STAIGER, Douglas & STOCK, James. Instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v.65, n.03, p.557-586, 1997.
- UNICEF. **A Infância Brasileira nos Anos 90**. Brasília (D.F.), UNICEF, 1998.
- UNITED NATIONS. **The Determinants and Consequences of Population Trends: New Summary of Findings on Interaction of Demographic, Economic and Social Factors**. Department of Economic and Social Affairs. New York, United Nations. 1973. (Population Studies Series n.50)
- WOGLOM, Geoffrey. More results on the exact small sample properties of the instrumental variable estimator. **Econometrica**, v.69, n.05, p.1381-1389, 2001.
- WORLD BANK. **Health**. Washington (D.C.), World Bank, março, 1975. (Sector Policy Paper)
- _____. **Health**. Washington (D.C.), World Bank, fevereiro, 1980. (Sector Policy Paper)
- _____. **World Development Report 1993: Investing in Health**. New York, Oxford University Press, 1993.

Apêndice

Tabela IA. Relação dos municípios utilizados no estudo empírico

Americana	Guarulhos	Poá
Amparo	Hortolândia	Praia Grande
Andradina	Ibiúna	Presidente Prudente
Araçatuba	Indaiatuba	Registro
Araraquara	Itanhaém	Ribeirão Pires
Araras	Itapecerica da Serra	Ribeirão Preto
Arujá	Itapetininga	Rio Claro
Assis	Itapeva	Salto
Atibaia	Itapevi	Santa Bárbara D'Oeste
Avaré	Itapira	Santana de Parnaíba
Barretos	Itaquaquecetuba	Santo André
Barueri	Itatiba	Santos
Bauru	Itu	São Bernardo do Campo
Bebedouro	Jaboticabal	São Caetano do Sul
Birigui	Jacareí	São Carlos
Botucatu	Jandira	São João da Boa Vista
Bragança Paulista	Jaú	São José do Rio Preto
Caçapava	Jundiaí	São José dos Campos
Caieiras	Leme	São Paulo
Campinas	Lençóis Paulista	São Roque
Campo Limpo Paulista	Limeira	São Sebastião
Caraguatatuba	Lins	São Vicente
Carapicuíba	Lorena	Sertãozinho
Catanduva	Mairiporã	Sorocaba
Cotia	Marília	Sumaré
Cruzeiro	Matão	Suzano
Cubatão	Mauá	Taboão da Serra
Diadema	Mococa	Taquaritinga
Embu	Mogi das Cruzes	Tatuí
Embu-Guaçu	Mogi-Guaçu	Taubaté
Fernandópolis	Moji-Mirim	Tupã
Ferraz de Vasconcelos	Osasco	Ubatuba
Franca	Ourinhos	Valinhos
Francisco Morato	Penápolis	Várzea Paulista
Franco da Rocha	Pindamonhangaba	Votorantim
Guaratinguetá	Piracicaba	Votuporanga
Guarujá	Pirassununga	

Tabela 2A. Matriz de correlações

	TMI	PSF	PACS	PIBPC	GSSPC	MED	HOSP	OBST	RGEST	URB	EMEDF	EFUNDF
TMI	1,000											
PSF	-0,037	1,000										
PACS	0,119	0,128	1,000									
PIBPC	-0,126	0,074	0,010	1,000								
GSSPC	-0,242	0,142	0,039	0,533	1,000							
MED	-0,289	0,005	-0,080	-0,002	0,306	1,000						
HOSP	-0,058	0,111	-0,059	-0,098	-0,043	0,170	1,000					
OBST	-0,105	0,170	-0,040	-0,062	-0,024	0,215	0,512	1,000				
RGEST	0,257	-0,153	0,056	-0,227	-0,251	-0,090	0,069	0,092	1,000			
URB	0,036	-0,086	-0,078	0,054	-0,035	-0,183	-0,206	-0,252	-0,292	1,000		
EMEDF	0,337	-0,183	-0,021	0,027	-0,200	-0,430	-0,180	-0,226	0,093	0,278	1,000	
EFUNDF	0,344	-0,165	-0,052	0,114	-0,115	-0,474	-0,172	-0,303	0,046	0,351	0,791	1,000

Tabela 3A. Estatísticas descritivas dos municípios paulistas não incorporados à amostra

Variável	Médias (Desvio-padrão entre parênteses)		
	Amostra completa (1998-2001)	Ano 1998	Ano 2001
TMI	17,51 (14,96)	18,24 (14,87)	16,70 (14,50)
TMN	11,89 (12,28)	11,89 (11,99)	11,64 (12,24)
TMPN	5,58 (8,42)	6,21 (8,96)	5,06 (8,56)
PIBPC	5.253,63 (10.676,05)	5.253,44 (8.968,24)	5.581,85 (12.167,48)
GSSPC	149,74 (123,93)	142,73 (70,77)	156,58 (131,50)
MED	0,42 (0,43)	0,43 (0,44)	0,42 (0,44)
HOSP	4,22 (4,32)	4,27 (4,35)	4,17 (4,30)
OBST	0,64 (0,41)	0,65 (0,38)	0,63 (0,44)
RGEST	0,24 (0,02)	0,25 (0,02)	0,24 (0,01)
URB	52,6 (91,8)	51,2 (86,9)	54,4 (95,4)
EMEDF	35,59 (13,60)	41,24 (13,40)	31,27 (12,97)
EFUNDF	24,43 (11,10)	29,53 (10,37)	18,95 (9,57)

Notas: Total de 535 municípios. O número de observações utilizado para o cálculo das estatísticas acima varia ligeiramente para algumas variáveis, em virtude da ausência da respectiva informação anual para determinados municípios.

Tabela 4A. Ano inicial de funcionamento do PSF, cobertura populacional inicial, taxa de mortalidade infantil (TMI) no ano anterior à adoção do PSF e variações médias anuais da taxa de mortalidade infantil entre 1993-1997 e 1991-1997 para 74 municípios paulistas

Município	Ano de adoção do PSF ^a (1)	Cobertura inicial do PSF (em %) ^b (2)	TMI no ano anterior à adoção do PSF	Variação anual média da TMI (1993-1997) ^c	Variação anual média da TMI (1991-1997) ^c
Amparo	1998	53,35	33,40	20,39	7,31
Araçatuba	2001	70,77	15,78	-2,18	-8,52
Araraquara	2000	3,79	13,79	-14,21	-12,24
Araras	2000	19,90	21,46	5,85	1,20
Assis	1998	32,61	13,90	-14,18	-18,93
Avaré	2001	4,42	16,54	4,69	2,36
Bebedouro	2000	4,62	21,72	9,33	4,81
Bragança Paulista	2000	2,77	28,15	-5,18	-9,27
Caçapava	1999	9,22	14,66	0,70	2,12
Caieiras	2000	4,87	14,11	4,86	-12,58
Campinas	1998	1,10	15,97	-3,57	-8,45
Caraguatatuba	1998	4,75	29,76	-6,88	-16,36
Carapicuíba	1999	1,02	20,67	-11,14	-9,19
Catanduva	1998	6,72	18,94	2,85	0,09
Cruzeiro	2000	4,70	22,04	-7,09	-2,90
Cubatão	1998	3,32	19,84	-10,47	-14,82
Diadema	1998	1,00	21,20	-3,14	-13,61
Embu	1998	8,90	27,03	-11,18	-15,59
Fernandópolis	2001	5,56	18,37	-22,25	-16,05
Ferraz de Vasconcelos	2001	2,34	21,41	-3,03	-8,79
Franca	1999	1,23	15,66	-0,24	1,70
Francisco Morato	2000	36,28	19,61	-13,43	-12,73
Franco da Rocha	2000	3,20	18,58	7,51	-5,80
Guaratinguetá	1998	3,39	31,40	0,35	0,34
Guarulhos	1998	0,34	27,40	-8,48	-6,57
Hortolândia	1998	5,08	18,94	-2,73	ND
Ibiúna	2001	10,46	20,58	-10,98	-5,61
Indaiatuba	2000	2,35	20,71	4,88	-4,68
Itanhaém	2000	33,68	28,33	-7,39	-8,25
Itapeçerica da Serra	1998	2,94	27,99	-6,75	-11,32
Itapetininga	2000	2,75	20,60	0,01	-0,87
Itapeva	2000	16,67	27,82	-1,23	-13,42
Itapira	2000	32,70	14,06	9,21	-4,36
Itaquaquecetuba	2000	1,27	26,74	-8,51	-4,40
Itu	1998	21,49	20,47	-5,23	-10,82
Jaboticabal	2000	5,12	13,90	-24,20	-29,33
Jacareí	2000	1,81	22,94	-2,69	7,81
Jandira	2000	3,77	22,60	-12,83	-9,21
Leme	1999	4,35	25,69	-0,27	-0,44
Lençóis Paulista	1998	13,09	23,51	6,63	0,73
Lorena	1999	4,47	27,01	-3,16	-3,13
Mairiporã	1998	12,49	30,49	-9,65	6,24
Marília	1998	7,32	22,07	-5,55	-5,93

Município (<i>continuação</i>)	Ano de adoção do PSF ^a (1)	Cobertura inicial do PSF (em %) ^b (2)	TMI no ano anterior à adoção do PSF	Variação anual média da TMI (1993-1997) ^c	Variação anual média da TMI (1991-1997) ^c
Mauá	1998	11,95	19,70	-13,00	-14,90
Mococa	2000	5,27	22,67	-16,09	-8,29
Mogi-Guaçu	1998	5,81	19,11	-12,21	-14,03
Moji-Mirim	1998	8,89	19,83	-2,34	5,18
Osasco	2000	0,53	18,69	-14,36	-17,08
Ourinhos	2001	3,61	14,85	-12,38	-7,84
Penápolis	2001	12,50	20,46	-14,02	-14,09
Pindamonhangaba	1998	8,63	17,90	-0,33	-15,61
Piracicaba	2000	5,25	16,94	-7,01	-9,14
Pirassununga	2001	26,29	13,86	-0,52	-6,06
Poá	1999	3,69	15,51	-10,88	-14,58
Presidente Prudente	1998	1,88	16,52	-7,17	-6,02
Registro	1998	6,58	22,44	-11,27	-15,69
Ribeirão Preto	2001	3,37	12,34	8,24	-1,29
Rio Claro	2000	2,05	9,40	0,25	-4,70
Santana de Parnaíba	2000	4,64	15,78	-7,76	-24,75
Santo André	1998	0,54	18,17	-5,40	-9,20
Santos	2000	0,83	18,89	-7,48	-11,67
S. Bernardo do Campo	2000	5,41	17,40	-3,59	-8,65
S. Caetano do Sul	2000	2,46	13,62	-5,23	-3,40
S. Carlos	1998	1,87	14,86	-2,15	-1,69
S. José do Rio Preto	1998	2,03	18,28	3,16	-1,37
S. Sebastião	1998	13,28	26,00	0,60	-0,03
S. Vicente	1998	1,17	30,20	-0,09	4,97
Sorocaba	1998	1,48	25,67	-1,92	1,43
Taboão da Serra	2000	1,75	17,71	-13,93	-15,25
Taquaritinga	2001	6,57	14,65	-15,73	-17,30
Taubaté	2000	19,81	19,43	-0,61	1,87
Ubatuba	1998	22,32	19,91	-8,71	-7,58
Votorantim	1998	11,25	16,35	-5,18	-18,64
Votuporanga	2001	9,00	8,99	9,45	30,20
<i>Coeficiente de correlação com (1)</i>	<i>de</i> 1,00	0,08	-0,37	-0,06	0,02
<i>Coeficiente de correlação com (2)</i>	<i>de</i> 0,08	1,00	0,05	0,19	0,04

Notas: a. Devido ao fato de possuímos dados municipais acerca do PSF apenas a partir de 1998, adotamos o procedimento simplificador de considerar o ano de 1998 como o ano de adoção do PSF nos municípios que apresentaram cobertura populacional positiva do referido programa já nesse ano. b. Cobertura populacional estimada com base em uma média de 3.450 pessoas atendidas por equipe de saúde da família. c. Variação percentual calculada com base na diferença entre as taxas de mortalidade infantil do município nos anos inicial e final do período considerado. ND = dado não disponível. Os coeficientes de correlação no final de cada coluna indicam a correlação entre a variável correspondente à respectiva coluna e o ano de adoção do PSF pelo município (1) ou o grau de cobertura inicial do PSF no município (2).