

Projeto de Pesquisa

Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP

PPSUS 2009/2010

Processo 2009/53143-8

RELATÓRIO TÉCNICO FINAL

Julho de 2012

Projeto de Pesquisa

Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP

Instituição executora e signatária

Instituto de Saúde – Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo

Pesquisador responsável

Sonia Isoyama Venancio

Rua Santo Antônio 590 – 5º andar – Bela Vista – São Paulo.

e-mail: soniav@isaude.sp.gov.br

tel: 3293-2278

Instituição parceira

Coordenação da Atenção Básica – Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo

Pesquisador representante da Instituição parceira

Marta Campagnoni Andrade

Tema do edital

2.2.4.1.6. Gestão e gerência do SUS

Linha temática

g) Modelos de atenção para garantia da universalidade, integralidade e equidade

Equipe

INSTITUTO DE SAÚDE

Coordenação Geral

Sonia Isoyama Venancio – Doutor em Saúde Pública

Teresa Etsuko da Costa Rosa – Doutor em Saúde Pública

Saúde da Mulher

Suzana Kalckmann – Doutor em Ciências

Sílvia Bastos – Doutor em Ciências

Regina Figueiredo – Mestre em Ciências Sociais

Saúde da Criança

Rui de Paiva – Mestre em Saúde Pública

Honorina de Almeida – Doutor em Medicina

Maria Teresa Cera Sanches –Doutor em Saúde Pública

Saúde do Adulto

Sílvia Regina Dias M. Saldiva – Doutor em Saúde Pública

Ana Aparecida Bersusa – Mestre em Enfermagem

Saúde Bucal

Miguel Tomazevic – Mestre em Odontologia

Patrícia Nieri Martins – Mestre em Economia da Saúde

Saúde Mental

Maria de Lima Salum e Moraes – Doutor em Psicologia

Hanseníase

Maria Angela B. Trindrade – Doutor em Medicina

COORDENAÇÃO DA ATENÇÃO BÁSICA – SES-SP

Marta C. Andrade – Mestre em Medicina

PESQUISADOR ASSOCIADO

José Maria Pacheco de Souza – Doutor em Saúde Pública (FSP/USP)

CONSULTORA

Elza Shigeno - Bacharel em Estatística-USP e Pós graduada em Análise de Sistemas.

Apresentação

Nos dias de hoje, no mundo todo, vive-se uma retomada da importância da Atenção Primária à Saúde (APS), reconhecendo-se sua capacidade de reorientar o conjunto das ações de saúde e contribuir para o alcance de melhores resultados nas condições de saúde de diferentes populações. A Organização Mundial de Saúde, em seu relatório anual “Atenção Primária à Saúde – agora mais do que nunca”, aponta a Atenção Primária como tema central e orienta sua adoção em todos os países como principal estratégia de reorganização dos sistemas de saúde para superação das desigualdades no acesso, custo e nos resultados das políticas de saúde no mundo.

A Atenção Básica (AB) é colocada hoje como ponto de partida para a reorganização do SUS em todo o país. Segundo o Ministério da Saúde, a Atenção Básica caracteriza-se por *“um conjunto de ações de saúde, no âmbito individual e coletivo, que abrange a promoção e a proteção da saúde, a prevenção de agravos, o diagnóstico, o tratamento, a reabilitação e a manutenção da saúde. É desenvolvida por meio do exercício de práticas gerenciais e sanitárias democráticas e participativas, sob a forma de trabalho em equipe, dirigidas a populações de territórios bem delimitados, pelas quais assume responsabilidade sanitária, considerando a dinamicidade existente no território em que vivem essas populações. Utiliza tecnologias de elevada complexidade e baixa densidade, que devem resolver os problemas de saúde de maior frequência e relevância em seu território. É o contato preferencial dos usuários com o sistema de saúde. Orienta-se pelo princípio da universalidade, da acessibilidade e da coordenação do cuidado, do vínculo e continuidade, da integralidade, da responsabilização, da humanização, da equidade e da participação social”* (Ministério da Saúde, 2006).

A estratégia Saúde da Família (ESF), política de Estado e estratégia institucional priorizada pelo Ministério da Saúde para organizar a Atenção Básica no Brasil, vem se expandindo em grande velocidade desde 1994 e atualmente beneficia 94,8% dos municípios brasileiros, com mais de 31.400 equipes implantadas (MS, 2010). No estado de São Paulo, assim, como no Brasil, é crescente a cobertura da ESF, a qual atingiu em torno de um terço da população em 2009.

Pesquisas de âmbito nacional sobre a efetividade da ESF mostram que maiores coberturas de Saúde da Família apresentam melhores resultados em indicadores de saúde (Macinko et al, 2006; Aquino et al 2009; Facchini et al 2008). As evidências disponíveis motivaram pesquisadores do Instituto de Saúde a responder a seguinte questão: o mesmo impacto da ESF identificado no contexto nacional pode ser verificado no conjunto dos municípios do estado de São Paulo?

Assim, o projeto **“Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”** tem por objetivo geral avaliar a efetividade da Estratégia Saúde da Família sobre indicadores de saúde de diferentes linhas de cuidado no Estado de São Paulo e como objetivos específicos: caracterizar a evolução da cobertura da ESF nos municípios do Estado de São Paulo; caracterizar a evolução de indicadores de saúde de diferentes linhas de cuidado nos municípios do estado de São Paulo e avaliar o efeito de variáveis socioeconômicas, demográficas e características dos sistemas municipais de saúde sobre os indicadores de saúde de diferentes linhas de cuidado.

Trata-se de uma pesquisa avaliativa, que utilizou como base conceitual a epidemiologia, caracterizada como um estudo ecológico e longitudinal. Foram obtidas séries temporais com informações anuais para os 645 municípios do estado a partir de dados secundários provenientes de diversas bases e sistemas de informação do SUS.

Os desfechos do estudo consistem em indicadores, agrupados pelas linhas de cuidado: Saúde da Mulher, Saúde da Criança, Saúde do Adulto, Saúde Bucal, Saúde Mental e Hanseníase. A variável independente principal é a cobertura do PSF em cada município e as co-variáveis foram classificadas em três dimensões: contexto demográfico, socioeconômico e do sistema de saúde.

A influência da cobertura municipal da ESF sobre os diversos desfechos/indicadores de saúde foi analisada mediante análises de regressão binomial negativa para painel de dados.

Os modelos empíricos foram construídos a partir de modelos teóricos definidos para cada desfecho e as análises foram realizadas no pacote estatístico STATA 11.1.

Desenvolvimento do Projeto

Segundo o cronograma proposto, o projeto foi desenvolvido em um período de 24 meses. Nos primeiros 12 meses, foram elaborados os modelos teóricos e construídas as planilhas com as informações relativas aos 645 municípios do Estado no período de 1998 a 2009. Os modelos teóricos e a análise da tendência dos indicadores selecionados foram apresentados no Relatório Técnico Parcial.

Neste relatório são apresentados os resultados dos modelos empíricos sobre a influência da Estratégia Saúde da Família sobre os desfechos do estudo e a síntese das discussões e recomendações extraídas do Seminário Final do Projeto, que contou

com a participação de gestores do nível central da SES-SP, das Regionais de Saúde do estado e dos municípios.

O presente relatório foi estruturado em quatro capítulos: I. Aspectos metodológicos, no qual serão detalhados os procedimentos adotados para a análise dos dados; II. Resultados; III. Discussão; IV. Seminário Final do Projeto e V. Considerações Finais.

I. ASPECTOS METODOLÓGICOS

1. Modelagem estatística

Nos estudos epidemiológicos são frequentemente utilizados os modelos estatísticos e analíticos, os quais são de grande utilidade para interpretar, resumir e avaliar a intensidade de associações de interesse entre as variáveis de uma pesquisa.

Os modelos de regressão são ferramentas estatísticas que possibilitam a avaliação da relação entre uma ou mais variáveis explicativas (variáveis dependentes, preditoras ou covariáveis) e uma única variável resposta (variável dependente). Quando envolve apenas uma variável explicativa é chamada de regressão simples, mas ao envolver duas ou mais variáveis explicativas é denominada regressão múltipla (HAIR et al, 2005).

A presente pesquisa é caracterizada como um estudo ecológico, por ter como unidades de análise os municípios, e longitudinal, por abranger séries temporais. Os desfechos constituem-se em dados de contagem, que são registros da frequência relativa de ocorrência de determinados eventos em sucessivos intervalos de tempo (Carlos, 2009). Dessa forma, os dados foram analisados utilizando-se modelos de painel de dados ou modelos para dados longitudinais, nos quais múltiplas unidades ($n > 1$) possuem observações repetidas (Aquino et al, 2008).

Para tal análise, foram utilizados modelos de regressão binomial negativa, os quais têm sido amplamente utilizados em estudos de avaliação da efetividade da ESF sobre diversos desfechos (Macinko et al 2006; Aquino et al 2008; Rasella et al 2010; Dourado et al 2011). As justificativas para a utilização de tais modelos são: a) o fato de a variável resposta consistir em medidas repetidas; b) a possibilidade de cada unidade de análise ter seu intercepto, servindo como seu próprio controle, o que permite o ajuste para variáveis não mensuradas e que não variam ao longo do tempo e c) a possibilidade de modelar diretamente o número de eventos e não as taxas, que podem sofrer variações em função das mudanças no numerador ou denominador.

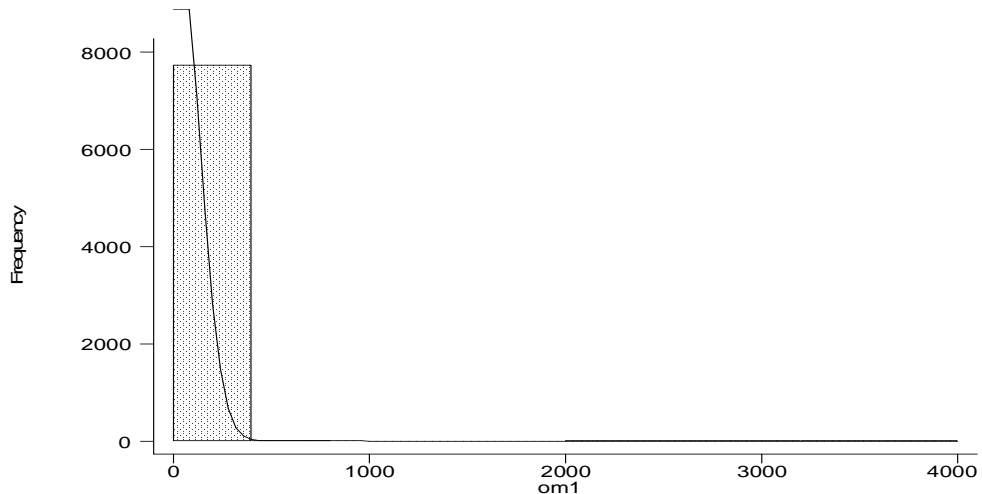
As etapas desenvolvidas para a escolha dos modelos de regressão binomial negativa serão apresentadas abaixo, utilizando-se como exemplo os dados da Mortalidade Infantil.

a) Análise da distribuição da variável-resposta

O primeiro passo foi verificar a possibilidade de aplicação da regressão linear, utilizada quando a variável resposta apresenta distribuição normal. O teste de diagnóstico mais simples para verificar a normalidade da variável é o histograma, que compara os valores dos dados observados com uma distribuição aproximadamente normal. Este teste pôde ser utilizado em função do grande número de unidades de análise nesse estudo. Quando se trabalha com menos de 100 observações, existem outros métodos mais confiáveis, como o teste de assimetria e curtose (HAIR et al.,2005; FONSECA, MARTINS, 1996).

Exemplifica-se abaixo o teste de normalidade da variável “mortalidade infantil” por meio do histograma. Por meio do histograma, verifica-se que não é possível aplicar um modelo de regressão linear no caso da Mortalidade Infantil, devido ao caráter não linear dessa variável resposta.

Figura 1. Histograma para avaliação da distribuição da variável-resposta “mortalidade infantil”.



b) Análise de dispersão dos dados

Quando a variável-resposta não apresenta distribuição normal, em geral utilizam-se as classes de modelos que oferecem uma alternativa poderosa para a transformação de dados, que são os modelos lineares generalizados (MLG) e modelos aditivos generalizados (MAG). Os MLG representam a união de modelos lineares e não lineares com uma distribuição da família exponencial, que é formada pela distribuição normal, poisson, binomial, gama, normal inversa e incluem modelos lineares tradicionais (erro com distribuição normal), bem como modelos logísticos (SCHMIDT,2003).

Os modelos de regressão de Poisson são utilizados para avaliar dados não-negativos em forma de contagem e frequentemente são encontrados em estudos epidemiológicos. Tais modelos têm como característica a análise de dados contados na forma de proporções ou razões de contagem, ou seja, leva em consideração, por exemplo, o total de pessoas com uma determinada doença (McCULLAGH; NELDER,1989).

A variável-resposta de uma regressão de Poisson deve seguir uma distribuição de Poisson e os dados devem possuir igual dispersão, ou seja, a média da variável resposta deve ser igual à variância. Mas quando esta propriedade é violada podemos ter uma super-dispersão, quando a variância é maior que a média ou uma sub-dispersão, quando a variância é menor que a média (SCHMIDT, 2003).

Para avaliar o ajuste do modelo de regressão de Poisson, podemos utilizar o teste qui-quadrado *Goodness-of-fit*, por meio do comando “*estat gof*”, disponibilizado no programa STATA. Quando o teste *Goodness-of-fit* não é estatisticamente significativo, conclui-se que o modelo tem bom ajuste à distribuição de Poisson e quando o mesmo é estatisticamente significativo, indica que os dados não se ajustam bem ao modelo de Poisson, podendo existir um problema de dispersão dos dados. Aplicando-se o teste qui-quadrado *Goodness-of-fit* ao modelo que tem como variável-resposta a mortalidade infantil, obteve-se o resultado abaixo:

estat gof

Goodness-of-fit chi2 = 9902.667

Prob > chi2(7718)= 0.0000

Concluiu-se, assim, que os dados de mortalidade infantil não se ajustam ao modelo de regressão de Poisson, por haver uma superdispersão dos dados.

c) Regressão binomial negativa

O modelo de regressão binomial negativa trata desta debilidade do modelo de Poisson, ao adicionar um parâmetro α que reflete a heterogeneidade não-observada entre as observações.

A interpretação dos coeficientes é exatamente igual a dos modelos de Poisson, sendo a única diferença relacionada ao parâmetro α , que corresponde à medida de dispersão. Se este parâmetro é igual a zero, o modelo se ajusta ao modelo de Poisson. Se o parâmetro α é maior que zero, os dados mostram superdispersão, sendo indicado o uso do modelo de regressão binomial negativa.

Ao executar o modelo de regressão binomial negativa na ferramenta STATA, obtém-se o teste de razão de verossimilhança, o qual pode confirmar se o modelo está ou não bem ajustado ao modelo binomial negativo.

No caso dos dados de mortalidade infantil, foi obtido o seguinte resultado:

alpha 0.021 (0.018-0.025)

Likelihood-ratio test of alpha=0: chibar2(01) = 584.53

Prob>=chibar2 = 0.000

O teste de razão de verossimilhança de que o valor de α é igual a zero, mostrou um valor de qui-quadrado de 583,53 com um grau de liberdade. Isto sugere fortemente que o α é diferente de zero e que o modelo binomial negativo é mais apropriado que o modelo de Poisson.

Concluiu-se que o modelo de regressão mais apropriado à variável-resposta mortalidade infantil é o modelo de regressão binomial negativa.

Os mesmos testes foram aplicados aos demais desfechos do estudo, sendo que os modelos apresentaram comportamento semelhante ao apresentado para a mortalidade infantil. Assim, adotou-se o modelo de regressão binomial negativa para todas as variáveis-resposta.

d) Modelos de efeito fixo ou aleatório

A etapa seguinte consistiu na escolha de modelos de regressão binomial negativa de efeito fixo (fixed effect – FE) ou aleatório (random effect – RE). Os modelos de efeitos fixos oferecem vantagens em relação ao de efeitos aleatórios, pois permitem a estimação de coeficientes que refletem relações dentro da variável escolhida como efeito fixo sobre a variável dependente. Assim, os modelos de efeitos fixos controlam as estimativas das variáveis independentes para cada uma das unidades de efeito fixo e, com esse controle, os coeficientes das variáveis independentes sobre a variável dependente apresentam as relações entre as categorias das variáveis independentes dentro das unidades de efeito fixo.

O teste de Hausman é utilizado para decidir qual dos modelos é o mais apropriado: o modelo de efeitos aleatórios (H_0) ou o modelo de efeitos fixos (H_A). O teste apresenta-se da seguinte forma:

$$H_0 : Cov(a_i, X_{it}) = 0 \text{ (efeitos aleatórios, GLS)}$$

$$H_A : Cov(a_i, X_{it}) \neq 0 \text{ (efeitos fixos, LSDV)}$$

Sob a hipótese nula, os estimadores do modelo com efeitos aleatórios (estimação *GLS*) são consistentes e eficientes. Sob a hipótese alternativa, os estimadores *GLS* com efeitos aleatórios (e *OLS*) são não consistentes, mas os estimadores com efeitos fixos são.

Nesse estudo, o teste de Hausman foi utilizado para a análise do ajuste de todos os modelos. Na grande maioria dos desfechos, o melhor ajuste ocorreu com o modelo de efeitos fixos; quando a opção foi pelo modelo com efeitos aleatórios, esse fato será destacado na apresentação dos resultados.

2. Categorização das variáveis independentes

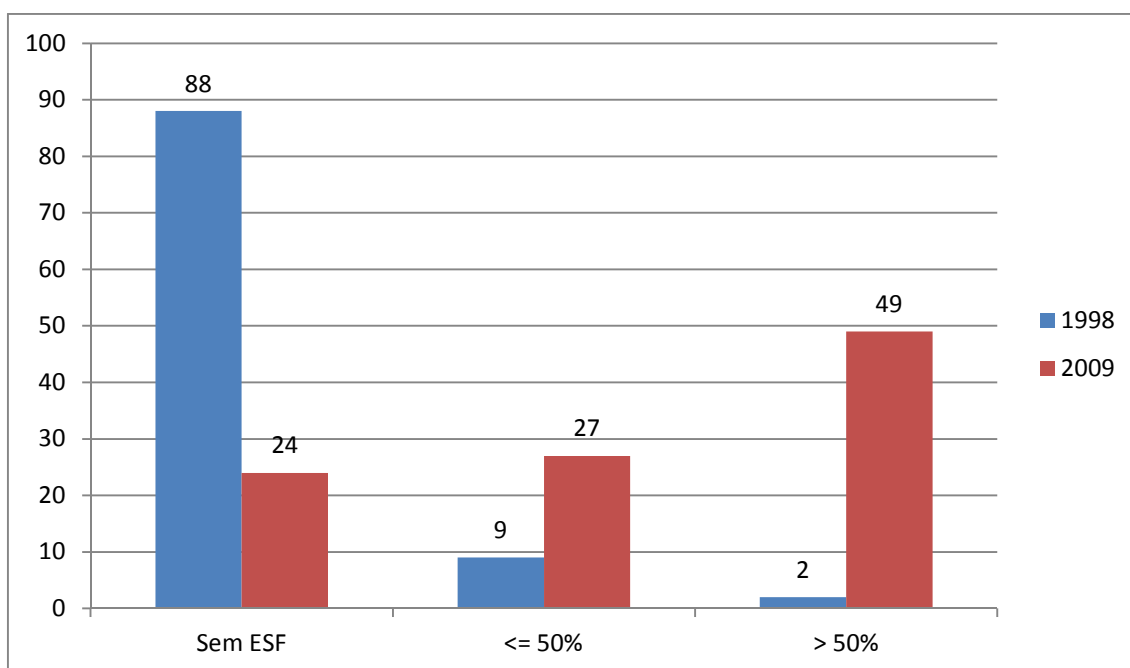
a) Cobertura da ESF

Trata-se da variável independente principal do estudo e expressa o percentual de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica em relação ao total da população do município. Foram consideradas três categorias para essa variável:

- **Nenhuma cobertura** (categoria de referência): inclui todos os municípios que não implantaram a ESF.
- **Cobertura $\leq 50\%$** : inclui os municípios que possuem cobertura da ESF igual ou inferior a 50%.
- **Cobertura $> 50\%$** : inclui os municípios que possuem mais de 50% da população com cobertura da ESF.

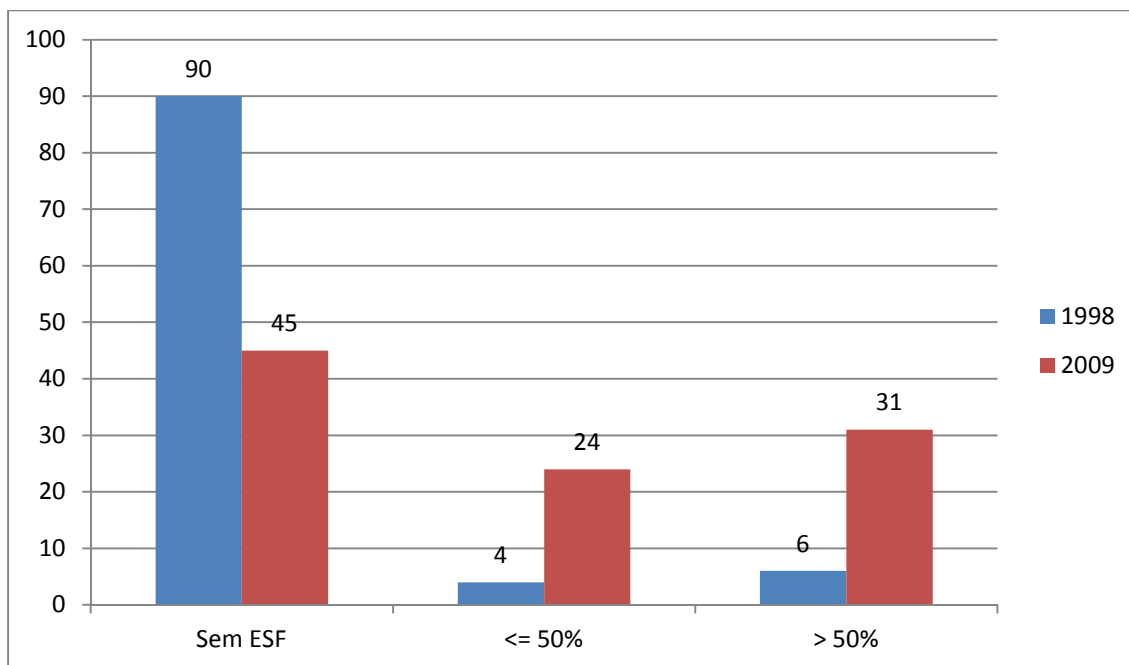
A Figura 2 apresenta a distribuição dos municípios paulistas segundo as categorias adotadas para a cobertura da ESF.

Figura 2. Evolução da cobertura da ESF nos municípios paulistas, 1998-2009.



A mesma categorização foi adotada no caso da variável “cobertura do programa saúde bucal (ESB)”, sendo que a evolução da distribuição dos municípios segundo essas categorias é apresentada na Figura 3.

Figura 3. Evolução da cobertura da ESB nos municípios paulistas, 1998-2009.



b) IPRS (Índice Paulista de Responsabilidade Social)

Esse índice foi elaborado pela Fundação SEADE em 2000, a pedido da Assembleia Legislativa do Estado de São Paulo, com a finalidade de expressar o grau de desenvolvimento social e econômico dos municípios paulistas. Os componentes do IPRS sintetizam, portanto, a situação de cada município no que diz respeito à **riqueza, escolaridade e longevidade** e quando combinados geram uma tipologia que classifica os municípios do Estado de São Paulo em cinco grupos, conforme as características descritas no quadro abaixo.

Quadro 1. Critérios de Formação dos Grupos do IPRS.

Grupo	Critérios	Descrição
Grupo 1	Alta riqueza, média longevidade e média escolaridade	Municípios que se caracterizam por um nível elevado de riqueza com bons níveis nos indicadores sociais
	Alta riqueza, média longevidade e alta escolaridade	
	Alta riqueza, alta longevidade e média escolaridade	
	Alta riqueza, alta longevidade e alta escolaridade	
Grupo 2	Alta riqueza, baixa longevidade e baixa escolaridade	Municípios que, embora com níveis de riqueza elevados, não são capazes de atingir bons indicadores sociais
	Alta riqueza, baixa longevidade e média escolaridade	
	Alta riqueza, baixa longevidade e alta escolaridade	
	Alta riqueza, média longevidade e baixa escolaridade	
	Alta riqueza, alta longevidade e baixa escolaridade	
Grupo 3	Baixa riqueza, média longevidade e média escolaridade	Municípios com nível de riqueza baixo, mas com bons indicadores sociais
	Baixa riqueza, média longevidade e alta escolaridade	
	Baixa riqueza, alta longevidade e média escolaridade	
	Baixa riqueza, alta longevidade e alta escolaridade	
Grupo 4	Baixa riqueza, baixa longevidade e média escolaridade	Municípios que apresentam baixos níveis de riqueza e níveis intermediários de longevidade e/ou escolaridade
	Baixa riqueza, baixa longevidade e alta escolaridade	
	Baixa riqueza, média longevidade e baixa escolaridade	
	Baixa riqueza, alta longevidade e baixa escolaridade	
Grupo 5	Baixa riqueza, baixa longevidade e baixa escolaridade	Municípios mais desfavorecidos do Estado, tanto em riqueza como nos indicadores sociais

Fonte: Fundação Seade. Índice Paulista de Responsabilidade Social, 2001.

As informações sobre o IPRS foram geradas em 2000 e atualizadas nos anos de 2002, 2004, 2006 e 2008. Para efeito da completude da série histórica, para os anos de 1998 e 1999 foram utilizados os dados gerados em 2000 e, para os demais anos em que a informação não é disponível, considerou-se a informação do ano anterior.

Os cinco grupos do IPRS foram reagrupados em duas categorias, tomando-se por critério a situação da riqueza municipal:

- Baixo IPRS (categoria de referência): inclui os municípios dos grupos 3, 4 e 5 (baixa riqueza municipal).
- Alto IPRS: inclui os municípios dos grupos 1 e 2 (alta riqueza municipal).

c) Porte populacional dos municípios

Para a caracterização dos municípios segundo o porte populacional foram criadas quatro categorias:

- População ≤ 10.000 habitantes (categoria de referência)
- População > 10.000 e ≤ 50.000 habitantes
- População > 50.000 e ≤ 100.000 habitantes
- População acima de 100.000 habitantes

As demais variáveis foram introduzidas nos modelos adotando-se sua forma contínua.

3. Modelagem com agrupamento de municípios

Para analisar o comportamento das variáveis levando-se em consideração agrupamentos maiores que os municípios, gerou-se um banco de dados com as informações agrupadas em 64 Regiões de Saúde, correspondentes aos Colegiados de Gestão Regional (CGR).

Essa estratégia traria a vantagem de que informações dos municípios pequenos, com muitos zeros ou muitas flutuações nas informações ano a ano, poderiam tornar-se mais 'estáveis'. Além disso, algumas variáveis, como por exemplo a disponibilidade de

leitos e leitos de UTI, deixariam de ser analisadas no nível municipal e assumiriam um caráter regional, mais compatível com a lógica das redes de atenção à saúde.

Porém, os modelos gerados segundo essa lógica não se diferenciaram dos modelos que assumem os municípios como unidades de análise, optando-se por manter a proposta original do projeto. Tal opção justifica-se também pelo fato de o município ser o “locus” de implantação da ESF.

II. RESULTADOS

1. Saúde da Criança

Em relação à linha de cuidado de atenção à Saúde da Criança, inicialmente analisou-se a influência da cobertura da ESF sobre os seguintes desfechos: mortalidade infantil, mortalidade neonatal e mortalidade pós-neonatal.

O modelo teórico sobre determinantes da mortalidade infantil, apresentado detalhadamente no Relatório Parcial deste projeto, levou em consideração importantes fatores aos quais têm se atribuída a tendência de queda da mortalidade infantil, fenômeno que vem sendo observado no Brasil de forma mais acentuada a partir da década de 1980 (Lancet, 2011). Os estudos sobre o comportamento da mortalidade infantil apontam a importância dos fatores sociais e econômicos, das políticas públicas de saneamento básico e nutrição, a queda da fertilidade e a expansão dos serviços de atenção primária, especialmente os programas voltados à saúde da mulher e da criança (Aquino, 2009). Para a elaboração dos modelos teóricos deste estudo procurou-se selecionar as variáveis mais expressivas considerando o contexto do estado de São Paulo.

Assim, os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a mortalidade infantil no estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Mortalidade Infantil: Número de óbitos de menores de 1 ano em cada município nos anos de 1999 a 2008, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: SIM e SINASC);
- Mortalidade Neonatal: Número de óbitos até 27 dias de vida em cada município nos anos de 1999 a 2008, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: SIM e SINASC)
- Mortalidade Pós-Neonatal: Número de óbitos de 28 a 364 dias em cada município nos anos de 1999 a 2008, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: SIM e SINASC);
- Cobertura da ESF: Número de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) em relação ao total da população

do município (IBGE); foram considerados os seguintes níveis de cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura (até 50%) e alta cobertura ($\geq 50\%$);

- Índice Paulista de Responsabilidade Social: baixo IPRS (categoria de referência) e alto IPRS;
- Taxa de natalidade: Número de crianças que nascem anualmente (Fundação Seade) por cada mil habitantes (IBGE);
- Taxa de cesárea: % de partos cesáreos em relação ao total de partos (SINASC);
- Taxa de leitos de UTI Infantil: Número de leitos de UTI Infantil em relação à população de menores de um ano; no modelo da mortalidade neonatal foram considerados somente os leitos de UTI Neonatal (dados fornecidos pela SES-SP);
- Percentual da população beneficiária de saúde suplementar: % pessoas que possuem planos de saúde privados em relação ao total da população do município no ano considerado (ANS);
- Porte populacional dos municípios: ≤ 10.000 habitantes (categoria de referência); > 10.000 e ≤ 50.000 habitantes; > 50.000 e ≤ 100.000 e acima de 100.000 habitantes.
- Ano: 1998, ano de início de implantação do programa (categoria de referência) a 2009.

Além dos desfechos relacionados à mortalidade infantil, foram analisados dois outros indicadores: internações por pneumonia e diarreia em menores de um ano. Esses indicadores foram selecionados por terem sido incluídos na lista de Internações por Condições Sensíveis à Atenção Primária (ICSAP), conceito desenvolvido no final dos anos 1980 nos Estados Unidos e incorporado pelo Ministério da Saúde em 2008, a fim de avaliar acessibilidade e efetividade do cuidado primário em saúde (ICSAP 2009).

Conforme apresentado no Relatório Parcial da pesquisa, a mortalidade infantil apresentou comportamento de queda no estado, com redução em torno de 30% no período do estudo. Em 1998, a taxa era de 18,67 e alcançou, em 2009, 12,48 por mil nascidos vivos. Em relação aos componentes, verificou-se maior peso da mortalidade neonatal, que apresentou redução de 12,61 para 8,68 por mil nascidos vivos; já a mortalidade pós-neonatal iniciou o período com taxa mais baixa, 6,07 e caiu para 3,81

nascidos vivos em 2009. Verificou-se também redução discreta das internações por pneumonia e diarreia em menores de um ano no período do estudo.

O comportamento das variáveis independentes, analisado no Relatório Parcial, é sumarizado a seguir: a cobertura da ESF apresentou tendência crescente ao longo de todo o período, atingindo 28,1% em 2009, sendo as maiores coberturas identificadas nos municípios com menos de 10.000 habitantes; a classificação dos municípios em relação aos grupos de IPRS não sofreu alterações expressivas ao longo do período; a taxa de natalidade para o conjunto dos municípios paulistas apresentou uma redução em torno de 25%; verificou-se tendência crescente das taxas de cesárea, passando de 47 a 57%; a disponibilidade de leitos de UTI Infantil aumentou, em números absolutos, 15 vezes, e de UTI Neonatal, 30 vezes, no período de estudo; a população coberta com planos de saúde aumentou de 38%, em 2000 para pouco mais de 40%, em 2009.

Os resultados dos modelos de regressão binomial negativa com efeitos fixos para os desfechos relacionados à Mortalidade Infantil são apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3.

Na análise bivariada, os riscos relativos brutos mostraram efeito protetor da ESF sobre a mortalidade infantil, em ambos os grupos de cobertura ($\leq 50\%$ e $> 50\%$). Porém, após o ajuste para outros fatores determinantes, os riscos relativos de mortalidade infantil dos grupos de até 50% de cobertura da ESF e de 50% e mais, comparados à ausência da ESF, são inferiores a 1 e indicam efeito protetor, mas não mostraram associação estatisticamente significativa com o desfecho. O mesmo ocorre com em relação ao contexto socioeconômico: verificou-se efeito de proteção do grupo de alto IPRS comparado ao grupo de baixo IPRS, no qual estão classificados os municípios com baixa riqueza municipal. As variáveis cobertura de saúde suplementar, taxa de natalidade, taxa de cesárea, taxa de UTI Infantil e porte populacional não mostraram associação estatisticamente significativa com o desfecho. Confirmou-se a tendência de queda da mortalidade infantil, sendo a redução estatisticamente significativa com o passar dos anos (Tabela 1).

O modelo da mortalidade neonatal mostra que as variáveis analisadas têm comportamento semelhante ao modelo da mortalidade infantil. Também se verificou efeito de proteção da cobertura da ESF na análise não ajustada. Porém, não se verificou influência favorável de maiores coberturas da ESF sobre a mortalidade neonatal após o ajuste para as demais variáveis do modelo. As variáveis IPRS, taxa de natalidade, taxa de cesárea, cobertura de saúde suplementar, porte populacional e

disponibilidade de leitos de UTI neonatal igualmente não se mostraram associadas ao desfecho.

Já a análise da mortalidade pós-neonatal mostrou efeito protetor das maiores coberturas da ESF em relação ao desfecho, com efeito do tipo “dose-resposta” na análise bruta e após o ajuste para as demais variáveis do modelo. No grupo de municípios com cobertura da ESF menor ou igual a 50% houve redução de 3% do risco relativo de mortalidade pós-neonatal e no grupo com mais de 50% essa redução foi de 7%. Não se observou influência do IPRS, da cobertura da população com planos de saúde, dos leitos de UTI pediátrica ou do porte populacional. Nos anos subsequentes a 1998 houve menor risco de mortalidade, estatisticamente significativo.

A análise da influência da ESF sobre as internações por pneumonia e diarreia é apresentada nas Tabelas 4 e 5.

Em relação às internações por diarreia em menores de um ano, verificou-se efeito de proteção da ESF no grupo de cobertura $\leq 50\%$ e maior risco do desfecho no grupo de maior cobertura, na análise bruta. Após o ajuste para as demais variáveis, ambos os grupos passam a configurar proteção em comparação aos municípios com cobertura zero, porém a associação não é estatisticamente significativa. O melhor grupo de IPRS e a maior cobertura da saúde suplementar mostraram associações estatisticamente significativas com o desfecho, apontando efeito de proteção sobre o mesmo. Os municípios de maior porte populacional também conferiram proteção em relação as internações por pneumonia, quando comparados aos municípios com até 10.000 habitantes.

Influência favorável da cobertura da ESF pode ser verificada em relação às internações por pneumonia. Nos municípios com cobertura $\leq 50\%$, houve redução estatisticamente significativa de 12% do risco relativo, e no grupo maior cobertura, a redução foi ainda mais expressiva, de 14%. Verificou-se também que os municípios com alto IPRS tiveram efeito protetor em relação ao desfecho, assim como aqueles com maior cobertura de planos de saúde e de maior porte populacional, sendo essas associações estatisticamente significativas.

Tabela 1. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Mortalidade Infantil em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade Infantil		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.817 (0.799-0.836)	0.981 (0.959-1.004)	0.112
> 50%	0.751 (0.722-0.781)	0.975 (0.938-1.014)	0.223
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.994 (0.945-1.046)	0.840
Taxa de natalidade		0.998 (0.993-1.003)	0.508
Taxa de cesárea		0.999 (0.998-1.001)	0.931
Taxa de leitos de UTI		1.000 (0.999-1.001)	0.375
% população com planos de saúde		1.000 (0.998-1.001)	0.759
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.936 (0.795-1.102)	0.430
>50.000 <=100.000 hab		0.911 (0.755-1.099)	0.332
> 100.000 hab		0.921 (0.761-1.113)	0.396
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.934 (0.911-0.958)	0.000
2000		0.900 (0.875-0.926)	0.000
2001		0.859 (0.830-0.889)	0.000
2002		0.803 (0.774-0.834)	0.000
2003		0.800 (0.763-0.839)	0.000
2004		0.762 (0.732-0.794)	0.000
2005		0.719 (0.688-0.751)	0.000
2006		0.709 (0.677-0.743)	0.000
2007		0.699 (0.665-0.734)	0.000
2009		0.668 (0.636-0.702)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; UTI =Unidade de Terapia Intensiva; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

Tabela 2. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Mortalidade Neonatal em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade Neonatal		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
Até 50%	0.824 (0.802-0.846)	0.990 (0.962-1.019)	0.516
>= 50%	0.766 (0.731-0.803)	1.000 (0.953-1.050)	0.970
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.985 (0.926-1.048)	0.641
Taxa de natalidade		1.001 (0.994-1.007)	0.718
Taxa de cesárea		0.998 (0.996-1.001)	0.327
Taxa de leitos de UTI Neo		1.000 (0.999-1.000)	0.135
% população com planos de saúde		1.000 (0.998-1.002)	0.722
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.892 (0.733-1.085)	0.254
>50.000 <=100.000 hab		0.855 (0.683-1.071)	0.174
> 100.000 hab		0.852 (0.678-1.070)	0.170
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.956 (0.927-0.986)	0.005
2000		0.901 (0.870-0.933)	0.000
2001		0.874 (0.838-0.912)	0.000
2002		0.837 (0.800-0.876)	0.000
2003		0.807 (0.761-0.855)	0.000
2004		0.785 (0.747-0.825)	0.000
2005		0.742 (0.703-0.783)	0.000
2006		0.728 (0.688-0.772)	0.000
2007		0.719 (0.677-0.763)	0.000
2008		0.692 (0.647-0.741)	0.000
2009		0.705 (0.664-0.749)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; UTI Neo =Unidade de Terapia Intensiva Neonatal; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

Tabela 3. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Mortalidade Pós-Neonatal em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade Pós-Neonatal		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.805 (0.775-0.835)	0.961 (0.923-1.001)	0.059
> 50%	0.713 (0.668-0.762)	0.930 (0.868-0.996)	0.039
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		1.014 (0.928-1.108)	0.745
Taxa de natalidade		0.990 (0.981-1.000)	0.051
Taxa de leitos de UTI		1.000 (0.998-1.001)	0.871
% população com planos de saúde		0.999 (0.997-1.002)	0.999
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.944 (0.707-1.259)	0.695
>50.000 <=100.000 hab		0.921 (0.658-1.287)	0.631
> 100.000 hab		0.959 (0.683-1.346)	0.809
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.889 (0.851-0.929)	0.000
2000		0.899 (0.856-0.943)	0.000
2001		0.828 (0.781-0.879)	0.000
2002		0.735 (0.689-0.784)	0.000
2003		0.788 (0.726-0.856)	0.000
2004		0.720 (0.672-0.772)	0.000
2005		0.676 (0.627-0.729)	0.000
2006		0.675 (0.624-0.732)	0.000
2007		0.663 (0.610-0.721)	0.000
2008		0.648 (0.590-0.712)	0.000
2009		0.603 (0.555-0.655)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; UTI =Unidade de Terapia Intensiva; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

Tabela 4. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Internações por Diarreia em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Internações por Diarreia		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.689 (0.648-0.733)	0.948 (0.875-1.030)	0.218
> 50%	1.197 (1.101-1.300)	0.990 (0.896-1.093)	0.848
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
½		0.713 (0.626-0.811)	0.000
% população planos de saúde		0.994 (0.990-0.998)	0.008
Taxa de leitos de UTI		0.998 (0.996-1.000)	0.168
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.253 (0.217-0.295)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.052 (0.043-0.063)	0.000
> 100.000 hab		0.045 (0.037-0.056)	0.000
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		1.073 (0.964-1.196)	0.195
2000		1.252 (1.123-1.395)	0.000
2001		1.250 (1.118-1.397)	0.000
2002		1.068 (0.952-1.198)	0.259
2003		1.016 (0.897-1.151)	0.795
2004		0.996 (0.885-1.122)	0.959
2005		1.038 (0.923-1.167)	0.524
2006		0.942 (0.835-1.062)	0.332
2007		0.769 (0.676-0.875)	0.000
2008		0.808 (0.707-0.925)	0.002
2009		0.884 (0.777-1.004)	0.059

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 *Hausman test*=0.0000

Tabela 5. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Internações por Pneumonia em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Internações por Diarreia		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.662 (0.641-0.684)	0.881 (0.824-0.922)	0.000
> 50%	0.901 (0.859-0.944)	0.873 (0.825-0.923)	0.000
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.665 (0.617-0.717)	0.000
% população com planos de saúde		0.989 (0.986-0.991)	0.000
Taxa de leitos de UTI		1.000 (0.999-1.000)	0.843
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.407 (0.371-0.447)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.120 (0.106-0.136)	0.000
> 100.000 hab		0.092 (-0.081-0.105)	0.000
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.934 (0.883-0.988)	0.017
2000		1.016 (0.959-1.075)	0.583
2001		1.022 (0.964-1.084)	0.460
2002		0.850 (0.799-0.905)	0.000
2003		0.860 (0.805-0.919)	0.000
2004		0.882 (0.828-0.939)	0.000
2005		0.719 (0.673-0.768)	0.000
2006		0.782 (0.733-0.834)	0.000
2007		0.781 (0.731-0.835)	0.000
2008		0.799 (0.744-0.858)	0.000
2009		0.929 (0.869-0.993)	0.031

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 *Hausman test*=0.0000

Saúde do Adulto

Em relação à linha de cuidado de atenção à Saúde do Adulto, analisou-se a influência da cobertura da ESF sobre os seguintes desfechos: mortalidade por acidente vascular cerebral (AVC), internações por AVC, internações por Diabetes Mellitus (DM) e suas complicações.

A construção do modelo teórico dos determinantes da mortalidade por AVC, internações por AVC e por DM, apresentado detalhadamente no Relatório Parcial deste projeto, levou em consideração, além da cobertura da ESF, alguns fatores demográficos, socioeconômicos, bem como outros relacionados ao sistema de saúde, com potencial interferência sobre esses desfechos de saúde.

Assim, os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a mortalidade e internação por AVC e internação por Diabetes no Estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Mortalidade por AVC: Número de óbitos de por AVC – acidente vascular cerebral em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o total da população de 40 a 59 anos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: SIM);
- Taxa de internação por AVC: Número de internações por AVC em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o total da população de 40 a 59 anos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: DATASUS-SIH)
- Taxa de Internação por Diabetes: Número de internações por Diabetes Mellitus e suas complicações em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o total da população de 40 a 59 anos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: DATASUS-SIH);
- Cobertura da ESF: Número de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) em relação ao total da população do município (IBGE); foram considerados os seguintes níveis de cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura (até 50%) e alta cobertura (> 50%);
- Índice Paulista de Responsabilidade Social: Índice composto criado pela Fundação Seade, que leva em consideração três dimensões (riqueza municipal, longevidade e escolaridade da população). Classifica os

municípios paulistas em grupos de 1 a 5, sendo o grupo 1 aquele com um nível elevado de riqueza com bons níveis nos indicadores sociais e o grupo 5 dos municípios mais desfavorecidos do Estado, tanto em riqueza como nos indicadores sociais (categoria de referência);

- Proporção de Pretos: Número de pretos em cada município no ano de 2000, tendo como referência a população total nos municípios do mesmo ano (fonte de informação: SEADE);
- Proporção de Pardos: Número de pardos em cada município no ano de 2000, tendo como referência a população total nos municípios do mesmo ano (fonte de informação: SEADE);
- Razão de sexos: Número de homens pelo número de mulheres no município (IBGE / DATASUS);
- Taxa de consultas especializadas: Número de consultas especializadas em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o total da população no município do mesmo ano (DATASUS-Pacto da AB);
- Percentual da população beneficiária de saúde suplementar: percentual de pessoas que possuem planos de saúde privados em relação ao total da população do município no ano considerado (ANS);
- Ano: 1998, ano de início de implantação do programa (categoria de referência) a 2009.

Conforme apresentado no Relatório Parcial da pesquisa a mortalidade por AVC na população jovem, que supostamente poderia ser evitada com adequado controle dos fatores de risco na Atenção Básica, mostrou tendência de declínio de cerca de 30% no período do estudo, chegando a 40 por 100.000 habitantes em 2009.

Já as internações por AVC apresentam comportamento instável no período do estudo, com tendência de aumento no período de 2000 a 2004, declínio de 2004 a 2008 e novamente aumento de 2008 a 2009. De forma geral, apesar das oscilações, houve redução de cerca de 15% das internações por AVC, passando de 140 por 100.000 habitantes em 1998 para aproximadamente 120 por 100.000 habitantes em 2009.

As internações por Diabetes Mellitus sofrem redução expressiva no período, partindo de 130 internações por 100.000 habitantes em 1998 e chegando a pouco mais de 70 por 100.000 habitantes em 2009. Embora no período de 2007 a 2009 tenha se verificado leve aumento das taxas, no período como um todo houve redução de 45% das internações por essa patologia.

Os resultados dos modelos de regressão binomial negativa para os desfechos relacionados à Mortalidade e Internação por AVC e Internação por Diabetes são apresentados nas Tabelas 6, 7 e 8.

Vale salientar que o modelo de regressão binomial negativa para a mortalidade por AVC que melhor se ajustou foi o de efeito aleatório (Teste de Hausman= 0,427), ao contrário do modelo para o desfecho de internação por Diabetes, onde o modelo de efeito fixo foi considerado melhor ajustado pelo Teste de Hausmam (< 0,001). Em relação ao desfecho de internação por AVC, selecionou-se a modelagem de efeito fixo, a partir do teste de Akaike – AIC, na medida em que o teste de Hausman apresentou inconsistência, não permitindo a seleção.

Os resultados dos modelos relativos ao indicador de mortalidade por AVC estão apresentados na Tabela 6.

Na análise bivariada, os riscos relativos brutos mostraram efeito protetor da ESF sobre a mortalidade por AVC, em ambos os grupos de cobertura. A cobertura de até 50% apresentou um RR=0,835; IC 95%= 0,809 – 0,862 e acima de 50% RR=0,772; IC 95%= 0,735-0,812, o que significa uma redução em cerca de 20% na mortalidade por AVC, comparados à ausência da ESF. Porém, após o ajuste para os outros fatores determinantes, os resultados foram modificados, perdendo-se a associação estatisticamente significativa para os dois grupos de cobertura. Além disso, o grupo de até 50% de cobertura teve o seu efeito protetor modificado para uma ligeira tendência de risco. A perda da significância estatística após o ajuste indica que o efeito da cobertura da ESF sobre o indicador estudado não é independente dos efeitos dos demais determinantes.

Observou-se a influência do contexto socioeconômico expresso pela variável IPRS, onde verificou-se efeito de proteção do grupo de alto IPRS, comparado ao grupo de baixo IPRS, no qual estão classificados os municípios com piores condições

de renda, longevidade e escolaridade, embora não tenha alcançado significância estatística.

A variável razão de sexos apresentou leve efeito protetor em relação aos homens com IRR= 0,993; IC 95%=0,989; 0,998 e $p=0,005$. Isso significa que ocorreu uma menor proporção de mortes por AVC em municípios onde há maior número de homens em relação ao de mulheres.

Quanto às maiores proporções de pretos e de pardos, apesar de serem altamente significantes ($p < 0,001$), a influência negativa sobre a mortalidade por AVC foi muito pequena (IRR e IC 95% muito próximos da unidade).

As variáveis “cobertura da população com planos de saúde” e “taxa de consultas especializadas” mostraram efeito favorável sobre o desfecho, embora somente a primeira tenha mostrado significância estatística ($p=0,004$) e com valores de IRR e IC 95% muito próximos da unidade.

Quanto à variável porte populacional, observou-se um leve efeito dose e resposta de elevação da mortalidade por AVC (riscos relativos muito semelhantes à unidade), ou seja, o risco é maior tanto quanto menor é o porte do município, comparados com aqueles de 10 mil habitantes ou menores, em que pese apenas o grupo de municípios entre 10 mil e 50 mil habitantes tenha alcançado significância estatística ($p=0,007$).

Há também tendência significativa de redução de mortalidade por AVC em todos os anos subsequentes a 2000, tendo em 2009 uma redução de 40% na taxa de mortalidade por AVC sobre a taxa de 1998 (ano referência).

Os modelos de internação por AVC (Tabela 7) mostra que as variáveis analisadas se comportaram relativamente diferente do modelo da mortalidade por AVC. Na análise bivariada, os riscos relativos brutos mostraram efeito protetor da ESF sobre as internações por AVC, estatisticamente significativa, em ambos os grupos de cobertura. A magnitude de associação e o efeito protetor permaneceram após o ajuste para as demais co-variáveis, indicando que a influência da ESF é independente das demais variáveis. A cobertura de até 50% apresentou um RR=0,893; IC95% 0,850 – 0,939, $p < 0,001$ e cobertura acima de 50%, RR=0,838; IC95%= 0,784-0,896; $p < 0,001$, o que significa uma redução em cerca de 10% na internação por AVC nos dois grupos de cobertura, comparados à ausência da ESF.

A variável do contexto socioeconômico, IPRS, mostrou forte associação ($p < 0,001$), verificando-se efeito protetor do grupo de alto IPRS, comparado ao grupo de baixo IPRS, com $RR = 0,751$, $IC_{95\%} 0,690; 0,817$). Ou seja, o grupo dos municípios de alto IPRS apresentou redução de 25% na taxa de internação por AVC em relação aos de baixo IPRS. A variável razão de sexos apresentou efeito, estatisticamente significativa, desfavorável para os homens, em relação às mulheres, ainda que muito baixo (risco relativo muito próximo da unidade). A proporção de pretos e pardos na população mostrou efeito protetor para a internação por AVC, entretanto sem significância estatística. A cobertura da população com planos de saúde, a taxa de consultas especializadas e a taxa de leitos gerais de adultos mostraram impacto positivo sobre a redução da internação por AVC, estatisticamente significante. É importante salientar que nestas variáveis os riscos relativos são muito próximos da unidade, significando efeito protetor muito baixo.

Quanto ao porte populacional, observou-se forte associação, estatisticamente significativa, com efeito dose resposta de proteção, sendo que o efeito favorável aumenta conforme aumenta o porte populacional. A redução na taxa de internação por AVC nos municípios com população entre 10 mil e 50 mil habitantes foi de mais de 40%, superando 80% naqueles com mais de 100 mil habitantes, ao se comparar com os municípios com até 10 mil habitantes.

Entre os anos de 1999 e 2007, os riscos relativos indicam risco para a internação por AVC, mas em 2008 e 2009, houve uma brusca modificação, passando para proteção. No primeiro período citado, a taxa de internação por AVC foi maior, aproximadamente, 20% em relação à taxa de 1998 (ano referência); e nos dois últimos anos, houve uma redução na taxa de internação por AVC de cerca de 40% em relação ao ano de referência.

Em relação às internações por diabetes, na análise não ajustada, verificou-se expressivo e significativo efeito de proteção de ambos os grupos de cobertura da ESF, que é modificado após o ajuste com as demais co-variáveis. Nos municípios com cobertura de até 50%, o RR foi 0,937 ($IC_{95\%} 0,899-0,976$ e $p=0,002$) e no grupo com cobertura acima de 50% o RR foi 0,964 ($IC_{95\%} 0,910-1,022$ e $p=0,219$), indicando que apenas a cobertura intermediária alcançou significância estatística da ordem de 7% de redução nas internações, comparado ao grupo sem cobertura de ESF.

O grupo de alto IPRS mostrou associação, estatisticamente significativa, com o desfecho, apontando efeito de proteção sobre o mesmo, comparado ao grupo de baixo IPRS. O RR foi 0,812 ($IC_{95\%} 0,753-0,876$), indicou uma redução de cerca de 20%

nas internações por diabetes nos municípios de alta riqueza comparados aos de baixa riqueza (grupo de referência).

Em relação à diferença entre os sexos, observou-se tendência levemente desfavorável aos homens, estatisticamente significativa, com RR=1,012, IC95% 1,006; 1,020 e $p < 0,001$.

As proporções de pretos e de pardos mostraram efeito favorável, estatisticamente significativa, com relação ao desfecho, indicando pequenas reduções (5% e 1%, respectivamente) nas internações por DM por unidade de proporção de pretos e de pardos.

As demais variáveis, cobertura da população com planos de saúde e taxas de consultas especializadas e leitos gerais para adulto mostraram efeitos protetores muito reduzidos, além de não apresentar significância estatística.

Houve uma forte influência favorável, estatisticamente significativa, na redução das taxas de internação por DM, em todos os grupos de porte populacional, comparados ao grupo dos municípios de até 10 mil habitantes. A redução na taxa de internação por DM nos municípios com população entre 10 mil e 50 mil habitantes foi de mais de 50% e nos outros grupos, foi de cerca de 70%, ao se comparar com os municípios com até 10 mil habitantes.

A partir de 2005 a redução da taxa de internação por diabetes tornou-se estatisticamente significativa, sendo que redução foi cada vez mais intensa no decorrer do período, alcançando uma diminuição da ordem de 40% em 2009 com relação à taxa de 1998 (ano referência).

Tabela 5. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Mortalidade por Acidente Vascular Cerebral (AVC) em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade por AVC		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1,000	1,000	
<= 50%	0,835 (0,809-0,862)	1,008(0,977-1,041)	0,601
> 50%	0,772 (0,735-0,812)	0,983(0,938-1,032)	0,497
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1,000	
1/2		0,976(0,932-0,1,020)	0,287
Razão de sexos		0,993(0,989-0,998)	0,005
Proporção de pretos		1,029(1,014-1,043)	0,000
Proporção de pardos		1,009(1,007-1,012)	0,000
% população com planos de saúde		0,998(0,997-0,999)	0,004
Taxa de consultas especializadas		0,999(0,999-1,000)	0,117
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1,000	
>10.000 <=50.000 hab		1,089(1,024-1,159)	0,007
>50.000 <=100.000 hab		1,059(0,980-1,144)	0,146
> 100.000 hab		1,021(0,942-1,107)	0,614
Ano			
1998 (Referência)		1,000	
1999		0,999(0,959-1,042)	0,987
2000		0,853(0,816-0,893)	0,000
2001		0,827(0,791-0,866)	0,000
2002		0,785(0,750-0,821)	0,000
2003		0,773(0,731-0,817)	0,000
2004		0,782(0,747-0,819)	0,000
2005		0,707(0,675-0,740)	0,000
2006		0,704(0,673-0,738)	0,000
2007		0,603(0,575-0,632)	0,000
2008		0,597(0,564-0,632)	0,000
2009		0,578(0,551-0,606)	0,000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test <0,001 Hausman test=0.427

Tabela 6. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Internações por Acidente Vascular Cerebral (AVC) em municípios paulista, 1998 a 2009.

Variáveis	Internações por AVC		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1,000	1,000	
<= 50%	0,867(0,837-0,898)	0,893(0,850-0,939)	0,000
> 50%	0,862(0,816-0,911)	0,838(0,784-0,896)	0,000
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1,000	
1/2		0,751(0,690-0,817)	0,000
Razão de sexos			
		1,010(1,003-1,019)	0,008
Proporção de pretos			
		0,986(0,949-1,024)	0,458
Proporção de pardos			
		0,998(0,991-1,005)	0,640
% população com planos de saúde			
		0,985(0,982-0,988)	0,000
Taxa de consultas especializadas			
		0,999(0,999-1,000)	0,014
Taxa de leitos adultos			
		0,983(0,966-1,000)	0,051
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1,000	1
>10.000 <=50.000 hab		0,534(0,471-0,606)	0,000
>50.000 <=100.000 hab		0,201(0,171-0,235)	0,000
> 100.000 hab		0,127(0,108-0,150)	0,000
Ano			
1998 (Referência)		1,000	
1999		1,073(1,002-1,150)	0,045
2000		0,999(0,927-1,077)	0,989
2001		1,088(1,009-1,173)	0,027
2002		1,241(1,153-1,336)	0,001
2003		1,023(0,943-1,109)	0,589
2004		1,282(1,190-1,381)	0,000
2005		1,265(1,174-1,363)	0,000
2006		1,234(1,145-1,330)	0,000
2007		1,109(1,029-1,196)	0,007
2008		0,461(0,418-0,508)	0,001
2009		0,564(0,512-0,620)	0,001

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test < 0.001 Hausman test – inconsistente.

Tabela 7. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Internação por Diabetes Mellitus (DM) em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Internações por DM		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1,000	1,000	
<= 50%	0,655(0,634-0,678)	0,937(0,899-0,976)	0,002
> 50%	0,656(0,622-0,691)	0,964(0,910-1,022)	0,219
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1,000	
1/2		0,812(0,753-0,876)	0,000
Razão de sexos		1,012(1,006-1,020)	0,000
Proporção de pretos		0,946(0,909-0,984)	0,006
Proporção de pardos		0,989(0,982-0,996)	0,003
% população com planos de saúde		0,999(0,997-1,002)	0,620
Taxa de consultas especializadas		0,999(0,999-1,000)	0,667
Taxa de leitos adultos		0,999(0,988-1,012)	0,980
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1,000	
>10.000 <=50.000 hab		0,518(0,457-0,587)	0,001
>50.000 <=100.000 hab		0,283(0,242-0,331)	0,001
> 100.000 hab		0,261(0,222-0,307)	0,001
Ano			
1998 (Referência)		1,000	
1999		1,038(0,987-1,091)	0,144
2000		0,992(0,940-1,047)	0,785
2001		0,999(0,946-1,055)	0,967
2002		0,880(0,832-0,931)	0,000
2003		0,754(0,706-0,805)	0,000
2004		0,789(0,745-0,836)	0,000
2005		0,743(0,701-0,787)	0,000
2006		0,664(0,626-0,705)	0,000
2007		0,550(0,518-0,584)	0,000
2008		0,561(0,524-0,600)	0,000
2009		0,611(0,576-0,648)	0,000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test < 0.0001 Hausman test < 0,0001.

Saúde da Mulher

Em relação à Saúde Mulher, foram selecionados desfechos que buscam avaliar as ações da ESF voltadas à redução da mortalidade materna, às atividades relacionadas à prevenção do câncer de colo de útero e à mortalidade por câncer de colo e ao desenvolvimento de ações voltadas ao planejamento familiar, por meio dos indicadores “partos em adolescente” e “internações por aborto induzido”. Os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a saúde da mulher no Estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Mortalidade Materna: Número de óbitos devido a complicações diretas e indiretas da gravidez, parto ou puerpério em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: SIM e SINASC);
- Mortalidade por Câncer de Colo uterino: Número de óbitos por câncer de colo uterino na faixa etária de 25 a 59 anos em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência a população feminina na faixa etária acima nos municípios e no mesmo período (fontes de informação: SES/SP/FSEADE , IBGE/DATASUS);
- Razão de Exames citopatológicos cervico-vaginais na faixa etária de 25 a 59 anos em cada município nos anos de 2000 a 2009, tendo como referência a população feminina na faixa etária acima nos municípios e no mesmo período (fonte de informação: SISCOLO-DATASUS/MS);
- Proporção de Partos em menores de 20 anos: Número de partos em menores de 20 anos em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fonte de informação: SINASC);
- Taxa estimada de internações por aborto induzido: Estimativa do número de internações por aborto induzido em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência a população feminina na idade fértil (10 a 49 anos) nos município e no mesmo período (fonte de informação: DATASUS-SIH);
- Cobertura da ESF: Número de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) em relação ao total da população do município (IBGE); foram considerados os seguintes níveis de

cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura ($\leq 50\%$) e alta cobertura ($> 50\%$);

- Índice Paulista de Responsabilidade Social: baixo IPRS (categoria de referência) e alto IPRS;
- Percentual da população beneficiária de saúde suplementar: % pessoas que possuem planos de saúde privados em relação ao total da população dos municípios no ano considerado (ANS);
- Proporção de Negros: Número de pretos em cada município no ano de 2000, tendo como referência a população total nos municípios do mesmo ano (fonte de informação: SEADE);
- Proporção de Pardos: Número de pardos em cada município no ano de 2000, tendo como referência a população total nos municípios do mesmo ano (fonte de informação: SEADE);
- Proporção de mulheres em idade reprodutiva: Número de mulheres entre 10 a 49 anos em cada município no anos de 1998 a 2009, tendo como referência o total da população feminina nos municípios e no mesmo período (fonte de informação: SEADE/IBGE);
- Taxa de leitos de obstetrícia: Número de leitos de obstetrícia em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência a população feminina da idade fértil nos municípios e no mesmo período (fonte de informação: DATASUS);
- Taxa de leitos de UTI adulto: Número de leitos de UTI adulto em relação à população de maiores de 15 anos nos municípios para os anos de 1998 a 2009 (fonte de informação: DATASUS);
- Taxa de Cesária: Número de cesárias em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência o número de nascidos vivos nos municípios no mesmo período (fontes de informação: DATASUS-SIH);
- Porte populacional dos municípios: ≤ 10.000 habitantes (categoria de referência); > 10.000 e ≤ 50.000 habitantes; > 50.000 e ≤ 100.000 e acima de 100.000 habitantes.
- Ano: 1998 (categoria de referência) a 2009.

A evolução dos indicadores que compõem os modelos de Saúde da Mulher foi descrita detalhadamente no Relatório Parcial. Em relação à mortalidade materna, em 1999 ocorreram 55,57 óbitos por 100.000 nascidos vivos no Estado e, no final do

período, houve registro de 55,98 óbitos por 100.000 nascidos vivos, indicando que apesar das oscilações (períodos de queda e ascensão), de modo geral houve uma estabilização desse indicador no período do estudo. A proporção de partos em menores de 20 anos passou de 24,8% para 21,6% e as taxas de aborto induzido sofreram redução em torno de 25%. Em relação à mortalidade por câncer de colo de útero, verifica-se tendência discreta de queda no período (o coeficiente sofre redução de 0,34, em 1998, para 0,27, em 2009) com aumento na taxa de exames citopatológicos.

Os resultados dos modelos de regressão binomial negativa para os desfechos relacionados à Saúde da Mulher são apresentados nas Tabelas 9, 10, 11, 12 e 13.

Mortalidade Materna

A análise do impacto da ESF sobre a mortalidade materna foi feita utilizando-se modelo de painel de dados com efeitos aleatórios, em função do melhor ajuste apontado pelo teste de Hausman.

Tabela 9. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e mortalidade materna em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade Materna		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.861 (0.775-0.957)	0.984 (0.880-1.101)	0.790
> 50%	1.030 (0.876-1.211)	1.081 (0.912-1.282)	0.367
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		1.111 (0.969-1.275)	0.130
% população preta		0.999 (0.960-1.040)	0.989
% população parda		1.007 (1.000-1.014)	0.045
% mulheres em idade reprodutiva		0.945 (0.920-0.971)	0.000
Taxa de cesárea		0.991 (0.987-0.996)	0.000
% população com planos de saúde		0.996 (0.992-1.000)	0.073
Taxa de leitos de obstetrícia		1.010 (0.977-1.045)	0.536
Taxa de leitos de UTI adulto		0.973 (0.847-1.118)	0.704
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		1.200 (0.951-1.514)	0.122
>50.000 <=100.000 hab		1.150 (0.885-1.494)	0.294
> 100.000 hab		1.220 (0.932-1.597)	0.146
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.936 (0.809-1.082)	0.375
2000		0.704 (0.600-0.826)	0.000
2001		0.716 (0.607-0.844)	0.000
2002		0.701 (0.593-0.829)	0.000
2003		0.635 (0.517-0.781)	0.000
2004		0.628 (0.526-0.751)	0.000
2005		0.647 (0.541-0.773)	0.000
2006		0.762 (0.642-0.906)	0.000
2007		0.702 (0.583-0.845)	0.000
2008		0.709 (0.571-0.881)	0.002
2009		0.920 (0.765-1.106)	0.376

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; UTI =Unidade de Terapia Intensiva; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 *Hausman test*=0.5749

Na análise bivariada, o risco relativo bruto mostrou efeito protetor da ESF sobre a mortalidade materna no grupo de cobertura intermediária, sendo a associação estatisticamente significativa na cobertura menor ou igual a 50% ($p=0.006$). Após a introdução das demais variáveis no modelo, a associação entre a cobertura da ESF e o risco de mortalidade materna perde a significância estatística. Em relação às variáveis de controle, há maior risco de mortalidade materna quanto maior a proporção de partos e quanto menor a proporção de mulheres em idade fértil. A taxa de cesárea mostra efeito protetor em relação ao desfecho e a associação é estatisticamente significativa. Não se verificou associação entre o risco de mortalidade materna e IPRS, proporção da população preta, cobertura de planos de saúde e disponibilidade de leitos (obstétricos e de UTI). Há tendência a um maior risco de mortalidade materna nos municípios de maior porte, mas a associação não foi estatisticamente significativa.

Mortalidade por câncer de colo

Para a análise do impacto da ESF sobre a mortalidade por câncer do colo uterino (Tabela 10), utilizou-se o modelo de efeitos aleatórios (teste de Hausman =0.794). O risco relativo bruto na análise bivariada mostrou associação estatisticamente significativa para o grupo com cobertura > 50%, apontando efeito favorável da ESF, mas o mesmo não ocorreu para o grupo de cobertura intermediária.

Após o ajuste para os outros fatores determinantes, o efeito de proteção da cobertura da ESF sobre o desfecho não se manteve estatisticamente significativo. O aumento da proporção da população parda e os municípios de maior porte populacional apresentam maior risco relativo, sendo que as demais variáveis não mostraram associações significativas com o desfecho.

Tabela 10. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e mortalidade por câncer de colo uterino na população feminina de 25 a 59 anos em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Mortalidade por câncer de colo uterino		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<=50%	0.962 (0.880-1.052)	1.008 (0.917-1.109)	0.856
> 50%	0.862 (0.748-0.993)	0.968 (0.834-1.123)	0.672
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		1.067 (0.944-1.208)	0.296
% população preta		1.032 (0.993-1.071)	0.100
% população parda		1.009 (1.003-1.015)	0.003
% população com planos de saúde		0.997 (0.993-1.000)	0.133
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		1.147 (0.939-1.400)	0.177
>50.000 <=100.000 hab		1.160 (0.929-1.448)	0.189
> 100.000 hab		1.253 (0.998-1.575)	0.052
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		0.998 (0.864-1.129)	0.863
2000		1.001 (0.877-1.144)	0.979
2001		0.959 (0.838-1.097)	0.545
2002		0.914 (0.798-1.047)	0.197
2003		1.029 (0.873-1.212)	0.731
2004		0.956 (0.835-1.094)	0.512
2005		0.871 (0.759-0.999)	0.050
2006		0.808 (0.702-0.930)	0.003
2007		0.790 (0.687-0.908)	0.001
2008		0.887 (0.750-1.049)	0.163
2009		0.814 (0.709-0.934)	0.004

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
 Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.794

No modelo de exames citopatológicos cervicovaginais (Tabela 11), verificou-se na análise bruta que os municípios com cobertura de até 50% tiveram menor risco de realização de exames, ao passo que naqueles com cobertura > 50%, o risco relativo bruto foi 2,83 quando comparado à ausência de ESF ($p=0.000$).

Após a introdução das outras variáveis no modelo, há uma tendência a realização de menos exames no grupo de cobertura até 50% quando comparado à ausência de ESF ($p=0.000$). Para a maior cobertura a associação foi inversa, porém não significativa. Os municípios com melhor IPRS e maior cobertura de planos de saúde também realizam menos exames, e a associação é estatisticamente significativa. A associação entre porte populacional dos municípios e o desfecho é estatisticamente significativa, com menor risco de realização de exames quanto maior o porte populacional. As demais variáveis não apresentaram associação com o desfecho.

Tabela 11. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e exame citopatológico na população feminina de 25 a 59 anos em municípios paulistas, 2000 a 2009.

Variáveis	Exame citopatológico		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<=50%	0.263 (0.246-0.282)	0.882 (0.824-0.945)	0.000
> 50%	2.823 (2.638-3.020)	1.017 (0.951-1.088)	0.611
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.466 (0.423-0.512)	0.000
% população preta		0.986 (0.964-1.008)	0.216
% população parda		1.001 (0.997-1.005)	0.384
% população com planos de saúde		0.979 (0.976-0.982)	0.000
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.234 (0.218-0.253)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.055 (0.048-0.063)	0.000
> 100.000 hab		0.040 (0.034-0.046)	0.000
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
2001		1.263 (1.147-1.390)	0.000
2002		0.966 (0.875-1.068)	0.509
2003		0.703 (0.632-0.780)	0.000
2004		0.636 (0.572-0.708)	0.000
2005		0.278 (0.247-0.313)	0.000
2006		7.896 (7.274-8.570)	0.000
2007		7.944 (7.320-8.622)	0.000
2008		7.666 (7.045-8.343)	0.000
2009		8.529 (7.848-9.269)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
 Likelihood-ratio test = 0.000

Partos em menores de 20 anos

Mo modelo sobre a proporção de partos em menores de 20 anos, na análise bivariada o risco relativo bruto mostrou efeito protetor da ESF, para ambos os grupos, de cobertura até 50% e superior a 50%, comparados à ausência de ESF. Após o ajuste para os outros fatores determinantes, essa associação se manteve significativa somente para a cobertura de até 50%, sendo que a proteção no grupo de maior cobertura passou a não ser significativa. Os municípios com alto IPRS, maior cobertura de planos de saúde e maior proporção de pretos e pardos apresentaram menor risco relativo de partos em adolescentes. O porte populacional mostrou forte influência sobre o desfecho, com tendência a menor risco nos municípios com maior população (Tabela 12).

Tabela 12. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e ocorrência de parto em menores de 20 anos em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Partos em menores de 20 anos		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<=50%	0.919 (0.907-0.931)	0.968 (0.950-0.986)	0.001
> 50%	0.914 (0.893-0.935)	0.978 (0.953-1.005)	0.113
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.818 (0.788-0.848)	0.000
% população preta		0.971 (0.943-0.999)	0.050
% população parda		0.985 (0.980-0.991)	0.000
% população com planos de saúde		0.989 (0.987-0.990)	0.000
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.537 (0.503-0.574)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.302 (0.278-0.328)	0.000
> 100.000 hab		0.279 (0.256-0.304)	0.000
Ano			
1998 (Referência)		1.000	
1999		1.020 (0.998-1.043)	0.066
2000		1.007 (0.984-1.031)	0.505
2001		1.044 (1.019-1.069)	0.000
2002		1.005 (0.981-1.030)	0.670
2003		0.900 (0.875-0.927)	0.000
2004		0.940 (0.916-0.964)	0.000
2005		0.964 (0.940-0.989)	0.006
2006		0.970 (0.946-0.995)	0.022
2007		1.002 (0.977-1.028)	0.851
2008		0.883 (0.857-0.911)	0.000
2009		0.962 (0.938-0.988)	0.004

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
 Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

Taxa de internações por aborto induzido

No modelo sobre a taxa de internação por aborto induzido (Tabela 13), o risco relativo bruto na análise bivariada foi menor em ambas as categorias de ESF quando comparadas à cobertura zero e a associação foi estatisticamente significativa. Porém, após o ajuste para as demais variáveis do modelo, a associação deixa de ser estatisticamente significativa em ambos os grupos. Verificou-se menor risco de internações por aborto induzido no grupo de maior IPRS, em municípios com maior proporção de população parda, com maior cobertura de saúde suplementar e maior porte populacional, sendo essas associações estatisticamente significativas.

Tabela 13. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e taxas estimadas de internações por aborto induzido em municípios paulistas, 1998 a 2009.

Variáveis	Taxa estimada de internações por aborto induzido		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<=50%	0.868 (0.851-0.886)	0.982 (0.957-1.008)	0.178
> 50%	0.917 (0.887-0.948)	1.004 (0.969-1.042)	0.792
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.892 (0.851-0.936)	0.000
% população preta		1.005 (0.982-1.029)	0.646
% população parda		0.992 (0.988-0.996)	0.001
% população com planos de saúde		0.989 (0.987-0.991)	0.000
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.792 (0.739-0.850)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.399 (0.364-0.438)	0.000
> 100.000 hab		0.350 (0.319-0.385)	0.000
Taxa de leitos hospitalares			
		1.000 (0.999-1.000)	
Ano			
1998 (Referência)		1.000	0.068
1999		1.064 (1.029-1.100)	0.000
2000		1.035 (1.000-1.072)	0.045
2001		1.022 (0.987-1.058)	0.216
2002		1.014 (0.978-1.050)	0.435
2003		0.923 (0.886-0.961)	0.000
2004		0.998 (0.963-1.035)	0.950
2005		0.944 (0.910-0.979)	0.002
2006		0.888 (0.856-0.921)	0.000
2007		0.874 (0.842-0.907)	0.000
2008		0.787 (0.754-0.821)	0.000
2009		0.866 (0.834-0.899)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
 Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman Test=0.000

Saúde Mental

Os desfechos escolhidos para a linha de cuidado Saúde Mental foram suicídio e tentativa de suicídio. Os seguintes fatores determinaram a escolha destes desfechos: a gravidade das consequências psicossociais para familiares e outras pessoas que convivem com o suicida; o fato de ser um desfecho evitável; o crescimento dos índices de suicídio no Brasil e também no mundo, segundo dados da OMS (WHO,2011); sua importância para a intervenção em saúde pública, pois está entre as 20 principais causas de morte no mundo (WHO, 2011); o fato de ser, no Brasil, a quinta causa de morte em adolescentes (Ministério da Saúde, 2006) e sua relação com transtornos mentais importantes e com aqueles decorrentes de abuso de álcool (Abreu et al., 2009; Coêlho et al, 2010).

A pertinência em analisar o efeito da cobertura da ESF sobre esses desfechos diz respeito ao fato de que as equipes de Saúde da Família, enquanto componentes da atenção básica, devem estar atentas para os fatores de risco que podem levar a um possível desenlace de tentativa ou de suicídio. Luoma et al (2002), avaliando 40 trabalhos sobre o tema, afirmam que três entre quatro vítimas de suicídio tiveram contato com serviços de Atenção Primária no ano de sua morte. Texto do Ministério da Saúde relata estudos que indicam que 40% dos suicidas procuraram algum serviço de saúde dias ou semanas antes do evento, chegando ao serviço ou profissional de saúde sem queixa específica. *Um profissional de saúde preparado para enfrentar a situação tem condições de identificar o problema, ouvir a pessoa, encaminhá-la para uma terapia adequada e tentar evitar que o suicídio ocorra* (MS; s/d; online).

Os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a Saúde Mental no Estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Mortalidade por lesões autoprovocadas intencionalmente (suicídio): número de óbitos por lesões autoprovocadas intencionalmente em cada município nos anos de 2000 a 2009, tendo como referência a quantidade da população total residente no município no mesmo período (fonte de informação: SIM-SUS).
- Morbidade por lesões autoprovocadas voluntariamente (tentativas de suicídio): número de internações por lesões autoprovocadas voluntariamente em cada município nos anos de 2000 a 2009, tendo

como referência a quantidade da população total residente no município no mesmo período (fonte de informação: SIH-SUS).

- Cobertura da ESF: número de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica (fonte: SIAB) em relação ao total da população do município (fonte: IBGE). Foram considerados os seguintes níveis de cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura (até 50%) e alta cobertura (> 50%).
- Índice Paulista de Responsabilidade Social: baixo IPRS (categoria de referência) e alto IPRS;
- Razão de sexos: número de homens dividido pelo número de mulheres no município (fonte: IBGE / DATASUS).
- Índice de envelhecimento: quociente entre o número de pessoas com mais de 60 anos e o número de pessoas com menos de 15 anos (fonte: IBGE).
- Percentual da população beneficiária de saúde suplementar: porcentagem de pessoas que possuem planos de saúde privados em relação ao total da população do município no ano considerado (fonte: ANS).
- Porte populacional dos municípios: ≤ 10.000 habitantes (categoria de referência); > 10.000 e ≤ 50.000 habitantes; > 50.000 e ≤ 100.000 e acima de 100.000 habitantes.
- Taxa de consultas psiquiátricas ambulatoriais: número de consultas psiquiátricas em relação ao total da população do município no ano considerado (SIA-SUS). A informação foi disponibilizada para os anos de 2000 a 2009.
- Taxa de leitos hospitalares: número de leitos em cada município nos anos de 1998 a 2009, tendo como referência a população total nos municípios no mesmo período (fonte de informação: DATASUS);
- Ano: 2000 (categoria de referência) a 2009.

Algumas variáveis não apresentadas no relatório parcial desta pesquisa foram incluídas no modelo, por serem consideradas de importância para a análise dos desfechos (índice de envelhecimento da população e a razão de sexo). A mudança de faixa etária considerada deveu-se à evidência de que, embora haja uma tendência de aumento de suicídios na população mais jovem, ainda é expressivo o crescimento da prevalência de suicídios entre os idosos. A variável “taxa de cobertura CAPS” foi

excluída, pois essa informação foi disponibilizada no CNES apenas para os anos de 2007 a 2009.

Os resultados dos modelos de regressão binomial negativa para os desfechos relacionados à Saúde Mental são apresentados nas Tabelas 14 e 15.

Tabela 14. Modelo de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Mortalidade por lesões autoprovocadas intencionalmente (suicídio) em municípios paulistas, 2000 a 2009.

Variáveis	Mortalidade por Suicídio		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.978 (0.928-1.029)	0.974 (0.904-1.050)	0.499
> 50%	1.007 (0.925-1.097)	0.967 (0.861-1.086)	0.578
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.940 (0.817-1.081)	0.390
Razão de Sexos		1.005 (0.987-1.025)	0.543
Índice de Envelhecimento		0.763 (0.460-1.263)	0.294
% população com planos de saúde		1.004 (1.000-1.008)	0.019
% consulta psiquiátrica ambulat.		1.000 (0.999-1.000)	0.187
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.790 (0.540-1.156)	0.225
>50.000 <=100.000 hab		0.635 (0.396-1.018)	0.059
> 100.000 hab		0.603 (0.373-0.975)	0.039
Ano			
2000 (Referência)		1.000	
2001		1.144 (1.060-1.233)	0.000
2002		1.150 (1.065-1.240)	0.000
2003		1.040 (0.946-1.142)	0.412
2004		1.048 (0.969-1.134)	0.234
2005		1.069 (0.990-1.155)	0.086
2006		1.179 (1.093-1.272)	0.000
2007		1.206 (1.097-1.327)	0.000
2008		1.220 (1.085-1.371)	0.001
2009		1.204 (1.076-1.347)	0.001

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.

Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0028

Tabela 15. Modelo de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Morbidade por lesões autoprovocadas voluntariamente (Tentativa de suicídio) nos 645 municípios paulistas, 2000 a 2009.

Variáveis	Internação por tentativa de suicídio		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.613 (0.570-0.659)	0.862 (0.770-0.966)	0.011
> 50%	1.086 (0.983-1.201)	0.776 (0.671-0.897)	0.001
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.682 (0.575-0.807)	0.000
Razão de Sexos		1.026 (1.008-1.045)	0.004
Índice de Envelhecimento		1.222 (0.756-1.976)	0.411
% população com planos de saúde		0.990 (0.985-0.995)	0.000
% consulta psiquiátrica ambulat.		1.000 (0.999-1.000)	0.714
Taxa de leitos		0.997 (0.995-0.999)	0.016
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.379 (0.296-0.485)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.084 (0.062-0.114)	0.000
> 100.000 hab		0.064 (0.047-0.087)	0.000
Ano			
2000 (Referência)		1.000	
2001		0.923 (0.813-1.047)	0.216
2002		1.117 (0.987-1.264)	0.080
2003		0.962 (0.837-1.106)	0.595
2004		1.065 (0.935-1.212)	0.340
2005		1.008 (0.883-1.149)	0.904
2006		1.040 (0.911-1.186)	0.559
2007		1.014 (0.871-1.182)	0.850
2008		0.731 (0.617-0.865)	0.000
2009		1.073 (0.914-1.258)	0.386

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

Na análise bivariada, o risco relativo bruto mostrou efeito protetor da ESF sobre a mortalidade por suicídio somente para o grupo de cobertura até 50%. Após o ajuste para os outros fatores determinantes, o risco relativo da mortalidade por suicídio para ambos os grupos de cobertura da ESF (até 50% e 50% e mais), comparados à ausência de ESF, mostraram efeito protetor, porém não estatisticamente significativo. Já em relação ao contexto socioeconômico, verificou-se efeito de proteção dos grupos de alto IPRS comparados aos demais grupos, que representam os municípios com pior situação de renda. A maior cobertura de planos de saúde e os municípios com mais de 50.000 habitantes também se revelaram fatores de proteção em relação ao desfecho. A proporção de consultas psiquiátricas ambulatoriais não apresentou associação estatisticamente significativa com a mortalidade por suicídio.

No modelo sobre internação por tentativa de suicídio, os riscos relativos - bruto e ajustado - mostraram efeito protetor da ESF sobre o desfecho, em ambas as coberturas, e a associação foi estatisticamente significativa. Com respeito ao contexto socioeconômico, verificou-se efeito de proteção para os municípios de maior IPRS e maior cobertura de planos de saúde. Da mesma forma, verificou-se forte influência do porte populacional em relação ao desfecho, favorecendo municípios de maior porte. O índice de envelhecimento não mostrou associação com as tentativas de suicídio, porém os municípios com predomínio da população masculina apresentou maior risco do desfecho. É interessante observar que as internações por suicídio estiveram associadas à taxa de leitos hospitalares, mas ao contrário do que se esperava, quanto maior a taxa de leitos, menor a taxa de suicídio.

Hanseníase

Em relação à linha de cuidado de atenção à hanseníase, haviam sido selecionados dois desfechos para a análise, a taxa de detecção e o percentual de cura. Porém, em função da distribuição e tendência da variável relacionada à cura de hanseníase, não houve convergência dos dados para elaboração do modelo de regressão, ficando a análise restrita ao desfecho relacionado à taxa de detecção de hanseníase.

O modelo teórico sobre determinantes da detecção da hanseníase, apresentado no Relatório Parcial deste projeto, levou em consideração importantes fatores relacionados à doença, dentre eles os fatores sociais, econômicos e das

políticas públicas, em especial a expansão dos serviços de atenção primária (Penna e col, 2008).

Os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a Hanseníase no Estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Taxa de Detecção de Hanseníase: Número de casos novos diagnosticados em cada município nos anos de 2001 a 2009, tendo como referência a quantidade da população total residente no município no mesmo período (fontes de informação: SINAN);
- Cobertura da ESF: Número de pessoas cadastradas no Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) em relação ao total da população do município (IBGE); foram considerados os seguintes níveis de cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura (até 50%) e alta cobertura (> 50%);
- Índice Paulista de Responsabilidade Social: baixo IPRS (categoria de referência) e alto IPRS;
- Razão de sexos: Número de homens pelo número de mulheres no município (IBGE / DATASUS);
- Índice de envelhecimento: Número de pessoas com mais de 60 anos pelo número de pessoas com menos de 15 anos (IBGE);
- Percentual da população beneficiária de saúde suplementar: % pessoas que possuem planos de saúde privados em relação ao total da população do município no ano considerado (ANS);
- Porte populacional dos municípios: <= 10.000 habitantes (categoria de referência); > 10.000 e <= 50.000 habitantes; > 50.000 e <= 100.000 e acima de 100.000 habitantes.
- Ano: 2001 (categoria de referência) a 2009.

Conforme apresentado no Relatório Parcial da pesquisa e se confirmando na Tabela 16 abaixo, a taxa de detecção de hanseníase sofreu queda acentuada, em torno de 50%, no período analisado.

Os resultados do modelo de regressão binomial negativa para o desfecho relacionado à Hanseníase são apresentados na Tabela 16. O risco relativo foi maior em ambas as coberturas da ESF, porém a associação foi estatisticamente significativa somente nos municípios com cobertura da ESF superior a 50%. Municípios com maior cobertura de planos de saúde tiveram menor taxa de detecção ($p=0.006$). Em relação

ao porte populacional, apenas os municípios com mais de 50.000 habitantes mostraram efeito protetor ($p=0.07$), em relação à taxa de detecção da hanseníase.

Tabela 16. Modelo de regressão sobre a relação entre cobertura da ESF e Detecção da Hanseníase em municípios paulistas, 2001 a 2009.

Variáveis	Detecção da Hanseníase		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	<i>p</i>
Cobertura da ESF			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<= 50%	0.862 (0.804-0.925)	1.002 (0.935-1.074)	0.941
> 50%	0.842 (0.760-0.933)	1.115 (1.007-1.235)	0.036
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.904 (0.799-1.023)	0.112
Razão de Sexo		0.992 (0.976-1.009)	0.379
Índice de Envelhecimento		0.873 (0.582-1.308)	0.512
% população com planos de saúde		0.994 (0.990-0.998)	0.006
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.993 (0.758-1.302)	0.964
>50.000 <=100.000 hab		0.715 (0.495-1.034)	0.076
> 100.000 hab		0.707 (0.486-1.029)	0.070
Ano			
2001 (Referência)		1.000	
2002		0.949 (0.896-1.006)	0.081
2003		0.943 (0.880-1.011)	0.100
2004		0.884 (0.833-0.937)	0.000
2005		0.804 (0.757-0.854)	0.000
2006		0.701 (0.658-0.747)	0.000
2007		0.683 (0.630-0.741)	0.000
2008		0.695 (0.630-0.766)	0.000
2009		0.599 (0.543-0.662)	0.000

ESF=Estratégia Saúde da Família; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social; RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 AIC test=13952.3

Saúde Bucal

Os indicadores de saúde bucal incluídos no estudo buscam avaliar, de forma inédita, se há uma mudança no perfil de procedimentos odontológicos nos municípios em função da cobertura de saúde bucal na ESF. A hipótese do estudo é que maiores coberturas de equipes de saúde bucal na Atenção Básica levariam ao aumento do número de procedimentos de restauração dentária e redução dos procedimentos de extração.

Os modelos empíricos para a análise da influência da ESF sobre a Saúde Bucal no Estado de São Paulo incluíram as seguintes variáveis:

- Taxa de Restauração: Número de procedimentos de restaurações em dentes decíduos e permanentes em cada município nos anos de 2001 a 2008, tendo como referência a quantidade da população total residente no município no mesmo período (fontes de informação: SIA, SIA-SUS/MS);
- Taxa de Extração: Número de procedimentos de extrações em dentes decíduos e permanentes em cada município nos anos de 2001 a 2008, tendo como referência a quantidade da população total residente no município no mesmo período (fontes de informação: SIS-SUS/MS);
- Cobertura da Equipe de Saúde Bucal: Número de pessoas cadastradas para atendimento odontológico (MS/SAS/DAB) em relação ao total da população do município (IBGE); foram considerados os seguintes níveis de cobertura: zero ou nenhuma cobertura (categoria de referência); baixa cobertura (até 50%) e alta cobertura (> 50%), as informações por município são para o período de 2001 a 2008;
- Índice Paulista de Responsabilidade Social: baixo IPRS (categoria de referência) e alto IPRS;
- Porte populacional dos municípios: ≤ 10.000 habitantes (categoria de referência); > 10.000 e ≤ 50.000 habitantes; > 50.000 e ≤ 100.000 e acima de 100.000 habitantes.
- Ano: 2001 (categoria de referência) a 2008.

Os resultados dos modelos de regressão binomial negativa para os desfechos relacionados à Saúde Bucal estão apresentados nas Tabelas 17 e 18.

Tabela 17. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESB e taxa de restaurações de dentes decíduos e permanentes em municípios paulistas, 2001 a 2008.

Variáveis	Taxa de Restaurações		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESB			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
<=50%	0.967 (0.933-1.002)	1.095 (1.043-1.150)	0.000
> 50%	2.016 (1.888-2.153)	1.195 (1.124-1.271)	0.000
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.753 (0.694-0.816)	0.000
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.311 (0.285-0.338)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.083 (0.074-0.094)	0.000
> 100.000 hab		0.059 (0.052-0.067)	0.000
Ano			
2001 (Referência)		1.000	
2002		0.989 (0.940-1.040)	0.682
2003		0.850 (0.805-0.899)	0.000
2004		0.862 (0.818-0.908)	0.000
2005		0.928 (0.881-0.978)	0.005
2006		0.940 (0.892-0.990)	0.021
2007		0.950 (0.901-1.001)	0.055
2008		0.874 (0.826-0.924)	0.000

ESB=Estratégia Saúde Bucal; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
 Likelihood-ratio test = 0.000

A análise da Tabela 17 permite verificar, no modelo ajustado, que quanto maior a cobertura de saúde bucal na Estratégia de Saúde da Família, maior a taxa de restaurações. Em relação ao IPRS, nos grupos 1 e 2 (que caracterizam as melhores condições socioeconômicas), há um número menor de restaurações em relação aos demais. Verificou-se também influência do porte populacional, sendo que municípios maiores estiveram associados a menores taxas de restaurações. A taxa de extração dentária (Tabela 18) mostrou comportamento semelhante ao das restaurações: associação estatisticamente significativa entre a taxa de extrações com o aumento da cobertura de saúde bucal na ESF, e menor taxa nos municípios com maior IPRS e maior porte populacional.

Tabela 18. Modelos de regressão sobre a relação entre cobertura da ESB e taxa de extrações de dentes decíduos e permanentes em municípios paulistas, 2001 a 2008.

Variáveis	Taxa de Extrações		
	RR bruto (IC 95%)	RR ajustado (IC 95%)	p
Cobertura da ESB			
Nenhuma (Referência)	1.000	1.000	
Até 50%	0.894 (0.864-0.925)	1.058 (1.013-1.105)	0.011
> 50%	1.880 (1.762-2.006)	1.192 (1.129-1.259)	0.000
IPRS			
3/4/5 (Referência)		1.000	
1/2		0.682 (0.628-0.739)	0.000
Porte populacional			
<= 10.000 hab (Referência)		1.000	
>10.000 <=50.000 hab		0.396 (0.364-0.429)	0.000
>50.000 <=100.000 hab		0.067 (0.059-0.076)	0.000
> 100.000 hab		0.052 (0.046-0.060)	0.000
Ano			
2001 (Referência)		1.000	
2002		1.012 (0.969-1.058)	0.575
2003		0.922 (0.879-0.966)	0.001
2004		0.918 (0.877-0.960)	0.000
2005		0.975 (0.932-1.019)	0.273
2006		0.911 (0.870-0.955)	0.000
2007		0.853 (0.814-0.894)	0.000
2008		0.855 (0.814-0.898)	0.000

ESB=Estratégia Saúde Bucal; IPRS=Índice Paulista de Responsabilidade Social;
 RR= Risco Relativo; IC = Intervalo de Confiança.
Likelihood-ratio test = 0.000 Hausman test=0.0000

III. Discussão

De forma geral, este estudo evidenciou que a ESF teve impacto positivo sobre: a redução da mortalidade pós-neonatal e internações por pneumonias em crianças; as internações por AVC e por Diabetes Mellitus; o aumento das taxas de exames citopatológicos (Papanicolau) e a redução de partos em adolescentes; a redução de internações por suicídio e o aumento da taxa de detecção de hanseníase. Além disso, parece ter influenciado de forma favorável a ampliação do acesso ao atendimento em saúde bucal, em função do aumento de procedimentos de restauração e extração dentária em municípios com maior cobertura de saúde bucal na ESF. O Quadro 3 resume os principais achados do estudo em relação à efetividade da ESF sobre indicadores de diferentes linhas de cuidado.

Quadro 3. Síntese dos resultados sobre efetividade da ESF sobre indicadores de diferentes linhas de cuidado.

Indicador	Cobertura da ESF ≤ 50%	Cobertura da ESF > 50%
SAÚDE DA CRIANÇA		
Mortalidade Infantil		
Mortalidade Neonatal		
Mortalidade Pós-Neonatal		
Internações por Diarreia		
Internações por Pneumonia		
SAÚDE DO ADULTO		
Mortalidade por AVC		
Internações por AVC		
Internações por Diabetes		
SAÚDE DA MULHER		
Mortalidade Materna		
Mortalidade por Ca de colo		
Exames citopatológicos (Papanicolau)		
Partos em adolescentes		
Internações por abortos induzidos		
SAÚDE MENTAL		
Mortalidade por suicídio		
Internações por suicídio		
SAÚDE BUCAL		
Taxa de restaurações		
Taxa de extrações		
HANSENÍASE		
Taxa de detecção		

Sem efeito

Efeito significativo

Alguns comentários merecem ser feitos em relação a cada linha de cuidado.

Os resultados apresentados em relação à efetividade da ESF sobre indicadores de mortalidade infantil no Estado de São Paulo diferem daqueles publicados por alguns autores ao analisarem o contexto nacional. Macinko et al (2006) ao analisarem dados de todos os estados brasileiros e o Distrito Federal, no período de 1990 a 2002, verificaram que um aumento de 10% da cobertura do Programa estava associado a um declínio de 4,5% nas taxas de mortalidade infantil, após o controle de outros determinantes.

Aquino et al (2009) analisaram o impacto da cobertura do PSF sobre a mortalidade infantil em 771 dos 5561 municípios brasileiros e observaram uma associação negativa e estatisticamente significativa entre a cobertura do Programa e as taxas de mortalidade infantil. Após o controle de variáveis de confusão, as reduções nas taxas de mortalidade infantil foram de 13%, 16% e 22% para 3 níveis crescentes de cobertura do Programa. Verificaram ainda que o impacto do PSF foi maior nos municípios com taxas mais altas de mortalidade infantil e menores Índices de Desenvolvimento Humano (IDH).

Rasella et al (2010) analisaram dados de mortalidade em menores de 5 anos em 2601 municípios brasileiros no período de 2000 a 2005 e encontraram uma associação negativa, estatisticamente significativa, entre níveis de cobertura de PSF e taxas de mortalidade infantil. As reduções nas taxas variaram de 4% a 13%, sendo maiores nos municípios com coberturas superiores a 70%.

Algumas hipóteses podem ser levantadas na tentativa de explicar as diferenças entre os resultados dos estudos de abrangência nacional e os resultados deste estudo. Primeiramente, deve-se levar em consideração que as taxas de mortalidade infantil no estado de São Paulo diferem expressivamente das taxas nacionais: enquanto o coeficiente paulista era 12,5 por 1000 nascidos vivos em 2009, a mortalidade infantil no Brasil era de 22,5 por 1000 nascidos vivos no mesmo ano (IBGE, 2010). Essa diferença pode ter influenciado a análise do efeito da ESF em São Paulo, uma vez que já se verificou que o impacto da Estratégia é maior em locais onde essas taxas são mais altas (Aquino et al, 2009).

Outro ponto que merece atenção é o fato de que as coberturas da ESF são mais baixas no contexto paulista: enquanto no Brasil em torno de 50% da população já estava coberta pela ESF em 2008 (DAB, 2012), no estado de São Paulo as coberturas atingiram no mesmo ano pouco mais de um quarto da população. Esse é outro fator

que pode ter levado às diferenças em relação à efetividade da ESF encontradas nesse estudo, uma vez que o maior impacto da Estratégia é verificado em locais com maiores coberturas (Rasella et al, 2010).

Outro aspecto que pode ser levantado refere-se à existência, no estado de São Paulo, de uma ampla rede de serviços de atenção primária anteriores à implantação da ESF. Souza et al (2009) apresentaram, na Agenda do Gestor Municipal de Saúde no Estado de São Paulo, os principais marcos da trajetória da Atenção Básica em Saúde no estado. Os autores chamam a atenção para o fato de que, no período de 1960 a 1990, São Paulo pode ser considerado o estado que mais avançou na constituição de uma rede de Centros de Saúde, reforçada pelo Movimento de Alma-Ata, de 1978. Destaca ainda que os Centros de Saúde (posteriormente denominados Unidades Básicas de Saúde) adotavam um modelo assistencial baseado nos programas de saúde – adulto, criança e mulher, e contavam com a inserção de médicos especialistas das áreas de clínica médica, pediatria e ginecologia/obstetrícia. É nesse cenário que se verificou, a partir da década de 90, a implantação do PSF, com uma proposta substancialmente diferente. Esse novo modelo foi ocupando o lugar do modelo anterior da programação em saúde adotado pelos Centros de Saúde, de forma mais expressiva em municípios pequenos e em regiões onde os Centros de Saúde não existiam ou estavam desestruturados. No Relatório Parcial desta pesquisa apontou-se que as maiores coberturas da ESF encontram-se nos municípios com menos de 10.000 habitantes. Nas regiões metropolitanas e na maioria dos municípios de médio/grande porte, em virtude das características históricas, coexistem atualmente os dois modelos de atenção, sendo que nos grandes municípios, as coberturas da ESF são inferiores a 10%.

Um fato que chama a atenção é a associação negativa entre a cobertura de saúde suplementar e as taxas de mortalidade infantil, mesmo após o controle de outras variáveis. Verificou-se que, quanto maior o percentual da população coberta por planos de saúde, menor as taxas de mortalidade infantil. Acredita-se que esse efeito pode ser interpretado como maior acesso da população a serviços de saúde, além de ser um indicativo de melhores condições socioeconômicas da população.

Em relação aos indicadores de internação, constatou-se impacto positivo da ESF sobre as internações por pneumonia. Para esse desfecho, observou-se efeito dose-resposta, ou seja, quanto maior a cobertura da ESF, menor o risco de internação. Esse dado confirma os achados de Dourado et al (2011), que observaram

maiores reduções das ICSAP nos estados com maiores coberturas da ESF (Dourado, 2011).

Chama também a atenção o fato de que municípios de maior porte populacional conferem maior proteção em relação a alguns desfechos da saúde da criança. Pode-se concluir que a efetividade da ESF sobre os desfechos relacionados à Saúde da Criança pode variar em função de contextos locais e regionais, o que deve ser levado em consideração quando da formulação de estratégias para a melhoria na qualidade da Atenção Básica e nos indicadores de saúde infantil.

Neste estudo, a influência favorável da ESF não foi observada na redução da mortalidade por AVC, contrariando as expectativas. Entretanto, uma reflexão aprofundada sobre o achado nos levou às seguintes considerações: em geral, esse evento é o *resultado da doença cerebrovascular* de longa duração onde a atuação da ESF, com a sua implantação relativamente recente, pode não ter sido efetiva justamente no período onde a prevenção seria oportuna e desejável. Uma perspectiva mais positiva sobre a influência favorável da ESF pode estar indicada pelos resultados verificados com os indicadores de internações por AVC e por DM. Maiores coberturas da ESF mostraram associação com reduções da ordem de 10% a 16% nas taxas de internações por esses agravos, comparadas com a ausência da ESF. É importante ressaltar que, no caso das internações por DM, a influência favorável da ESF é baixa (inferior a 7%) e o grupo com cobertura maior que 50% não apresentou significância estatística. De qualquer forma, esses resultados podem indicar que haveria maior impacto positivo das ações propostas pelas equipes de saúde para o cuidado e monitoramento da hipertensão arterial, principal fator de risco para as DCV. Infelizmente não é possível afirmar o mesmo impacto para o controle da DM.

Não foram identificados na literatura estudos de mesma natureza que a do presente projeto, tendo como objeto de estudo, especificamente, os desfechos aqui analisados, portanto, passíveis de comparabilidade, principalmente a mortalidade por AVC. Entretanto, um importante estudo de cunho nacional, empregando a mesma metodologia ecológica de análise de painel foi empreendido, tendo como objeto de investigação as condições sensíveis à atenção primária (CSAP) (Dourado e cols, 2011). Os modelos de regressão mostraram que, em nível estadual, quanto maior a cobertura de PSF, menores eram as internações hospitalares por CSAP, quando controladas por variáveis de confusão. As condições sensíveis à atenção primária (CSAP – *Ambulatory Care Sensitive Conditions*) têm se expandido como indicador indireto do acesso à atenção oportuna e efetiva no primeiro nível de atenção à saúde.

O que se pressupõe é que as pessoas internadas por CSAP não receberam atenção de saúde efetiva em momento oportuno, levando a um agravamento de sua condição clínica e exigindo a hospitalização. Considerando que os desfechos de internação por AVC e DM empregados no presente estudo estão incluídos na lista das CSAP, cuja ideia subjacente é que a resolubilidade da Atenção Primária à saúde deve se refletir na diminuição das internações hospitalares por essas causas, podemos afirmar que os achados do estudo de Dourado e colegas são comparáveis aos obtidos por nós e expressam a mesma tendência de influência favorável da ESF.

Com relação à morbimortalidade por doenças cerebrovasculares, Lotufo (2005) chama atenção para a escassez de investigações que abordam os determinantes sociais desses agravos, apesar de suas elevadas taxas em determinadas populações. Assim, no tocante ao contexto socioeconômico, entre os raros estudos disponíveis na literatura, em que pese, estudos de outra natureza do presente projeto, Bassanesi e col (2008) e Rosa e col (2009) observaram, respectivamente, que as doenças cerebrovasculares estão relacionadas com o nível de renda e de escolaridade dos indivíduos e a regiões mais pobres de residência. Esses achados concordam, de certa forma, com os resultados do presente estudo que mostraram redução nos indicadores estudados nos municípios classificados como alto IPRS, comparados com os baixo IPRS, com exceção da mortalidade por AVC. Outro estudo que pode dar indicações no mesmo sentido é o de Dourado e colegas (2011) que mostraram que quanto maior o número de domicílios com renda abaixo da linha de pobreza maior é taxa de internações por CSAP.

Por outro lado, mais recentemente, alguns estudos tem levantado a questão racial como um eixo adicional das desigualdades sociais que geram doenças e mortes em nosso país. Chor e Lima (2005) indicam que as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares são predominantes entre pessoas pretas, em comparação com pessoas brancas e pardas. Nas mulheres pretas também predominam a mortalidade por DM. Além disso, esses autores mostram que, entre os homens pretos, a mortalidade por doenças cerebrovasculares estavam mais associadas à pobreza em períodos precoces da vida do que a doença isquêmica do coração. Apesar da comparação cautelosa, esses achados concordam com os do presente estudo, na medida em que os resultados mostraram associação positiva, estatisticamente significativa, entre maior proporção de pretos e elevação nas taxas de mortalidade por AVC. Entretanto, os resultados com as taxas de internação mostraram sentido oposto de associação, indicando que existe redução nas internações por AVC e DM em maiores proporções de pretos e pardos, embora com riscos relativos muito próximos

da unidade e com significância estatística somente para o desfecho de internação por DM. Neste caso, a hipótese explicativa mais plausível seria a questão da barreira de acesso aos serviços de saúde a que estão expostos parcelas significativas da população, principalmente mais pobres. Sabe-se que “há evidências de que diferenças socioeconômicas, que se acumulam ao longo da vida de sucessivas gerações, constituem explicação fundamental – embora não exclusiva – para as desigualdades étnico-raciais em saúde no Brasil e em outros países.” (Chor e Lima 2009, p. 1592). Todavia, pela natureza do presente estudo que empregou a como unidade de análise o município e não os indivíduos e as dificuldades nas comparações nos resultados das investigações, deixaremos para outra oportunidade o aprofundamento dessa discussão.

Não foram identificados na literatura estudos que avaliem o impacto ESF sobre a mortalidade materna. Nesse estudo não se observou efeito de proteção das maiores coberturas da ESF sobre esse desfecho, sendo que algumas hipóteses podem ser aventadas para explicar tal resultado. Entende-se que a redução da mortalidade materna depende, no âmbito da AB, da melhoria da qualidade da atenção pré-natal e de sua capacidade de conduzir a organização do sistema de saúde quanto à integração da rede de serviços com coordenação dos cuidados (Sisson et al, 2007). Já no âmbito da assistência hospitalar, um fator determinante é a qualificação da atenção ao parto. No estado de São Paulo, há indícios de melhoria na atenção ao pré-natal, coincidindo com ampliação da cobertura da ESF: a proporção de nascidos vivos cujas mães realizaram 7 ou mais consultas de pré-natal passa de 53,79% para 76,06% entre 2000 e 2009 (Sala e Mendes, 2011). Há também evidências de que o PSF apresenta melhores indicadores de desempenho em relação ao pré-natal (Facchini et al, 2006). Porém, pode-se supor que a capacidade ainda incipiente da ESF no tocante à organização dos fluxos de atenção à mulher nos níveis de atenção de maior complexidade pode ter influenciado o resultado identificado nesse estudo, de forma a não tornar visível um possível efeito da ESF sobre a redução da mortalidade materna. Além disso, observou-se um efeito paradoxal em relação às taxas de cesárea, contrariando a hipótese do estudo, de que os municípios com maiores taxas de cesárea teriam maior risco de mortalidade materna. Uma possível explicação para tal resultado poderia ser a baixa qualidade da atenção ao parto normal, em função do despreparo dos profissionais de saúde em sua formação. Ou seja, em contextos onde se pratica abusivamente a cesárea, os profissionais perderiam a capacidade de conduzir de forma qualificada o parto normal e, nessas condições, a cesárea passaria a ser um fator de proteção para a mortalidade materna. Porém, tendo em vista a

ausência de outros achados na mesma direção, indica-se a necessidade de realização de outros estudos que explorem tal associação no contexto do Estado de São Paulo.

Não se verificou também, nesse estudo, impacto da cobertura da ESF sobre a redução do câncer de colo de útero. A inclusão desse desfecho no estudo ocorreu em função de sua importância no contexto da linha de cuidado de atenção integral à saúde da mulher. Porém, a ausência de efeito da ESF sobre a mortalidade por câncer de colo deve ser interpretada com cautela, por tratar-se de doença com progressão lenta, que pode variar de 10 a 20 anos. Sendo assim, óbitos por câncer de colo no período analisado poderiam ter sido diagnosticados precocemente em período anterior à implantação da ESF no estado de São Paulo e isso poderia explicar, pelo menos em parte, a ausência de efeito da ESF.

Em relação à cobertura dos exames citopatológicos (Papanicolau), o efeito de proteção da ESF foi significativo somente em municípios com cobertura de até 50% da população, em comparação aos municípios em que a ESF não foi implantada. O efeito protetor não observado nos municípios com maior cobertura pode ter sofrido influência do ajuste pelo porte populacional do município, uma vez que essa variável mostrou forte associação com o desfecho apontando maior chance de realização do exame em municípios de grande porte (onde a cobertura da ESF em geral é mais baixa). Chamou a atenção que, ao contrário do que se esperava, os municípios com maior IPRS e maior cobertura de planos privados de saúde, foram os que apresentaram menor chance de realização desse exame.

Vale lembrar que o indicador sobre a realização de exames citopatológicos foi introduzido no estudo buscando analisar a plausibilidade da associação entre a ESF e a mortalidade por câncer de colo e não apontou efeito consistente de aumento da taxa de exames com o aumento da cobertura da ESF. Segundo dados do Ministério da Saúde, em 2011, a cobertura de exames de Papanicolau no Brasil atingiu 71% da população feminina considerada prioritária, dos 25 a 59 anos e a cobertura geral atingiu apenas 47% das mulheres no período. O objetivo é que após a realização de dois exames anuais consecutivos com resultado negativo para o câncer, as brasileiras passem a fazer o exame preventivo regularmente a cada três anos, conforme recomenda a Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS), ligada à Organização Mundial da Saúde (OMS) (MS, 2012).

A comparação da cobertura de exames citopatológicos segundo modelo de atenção não aponta diferenças favoráveis à ESF. Avaliação sobre o desempenho da ESF em 41 municípios brasileiros comparando o desempenho de 69 UBS da

Estratégia de Saúde da Família com 41 de modelo tradicional identificou, no caso da cobertura por Papanicolau, uma média de 93% em uma amostra de 2.238 mulheres com idades entre 30 a 64 anos, sem diferença significativa entre os dois modelos de atenção (Facchini, 2006). Da mesma forma, estudo realizado em um município paulista não verificou impacto positivo da ESF no tocante à indicação de realização do exame de Papanicolau em mulheres de grupos prioritários, quais sejam, aquelas que nunca haviam realizado o exame citológico ou que estavam há mais de três anos sem fazê-lo (Vale et al, 2010)

Os achados desses estudos indicam, portanto, que a ausência de efeito da ESF sobre a redução do câncer de colo de útero pode estar associada a não capacidade da ESF em melhorar significativamente as taxas de realização do exame citopatológico, especialmente nos grupos prioritários.

Ao analisar o impacto da ESF sobre a redução de partos em adolescentes verificou-se menor risco desse desfecho nos municípios com cobertura de até 50% e, assim como se verificou em relação aos exames citopatológicos, a ausência de efeito no grupo de maior cobertura pode ter sofrido influência da variável porte populacional. Os achados desse estudo demonstram também forte influência do desenvolvimento socioeconômico e do acesso à saúde suplementar, indicando o possível efeito não só do acesso a melhores condições de saúde, mas também à informação em geral com relação à sexualidade e contracepção.

Por fim, não se identificou impacto da ESF sobre a redução de internações por abortos induzidos. Verificou-se ainda que as internações por aborto não induzido estariam mais associadas a questões de ordem socioeconômica, uma vez que os municípios com alto IPRS e maior cobertura de saúde suplementar apresentaram menor risco do desfecho. Segundo alguns autores, o aborto está associado a uma população feminina vulnerável que teria menos acesso a informação e serviços de saúde, bem como serviços de qualidade, o que envolveria fundamentalmente acesso à contracepção para evitar gestações indesejadas (Schor & Alvarenga, 1994; Carvalho et al 2008). Os achados desse estudo não confirmam, portanto, a hipótese de melhor desempenho da ESF no tocante ao desenvolvimento de ações de planejamento familiar, conforme identificaram Fachini et al (2006) em seu estudo em municípios do Nordeste e Sul do País. Vale ressaltar ainda as dificuldades identificadas nesse estudo para a avaliação do impacto da ESF relacionado ao melhor desempenho dessas ações, uma vez que não há disponibilidade de informações diretas sobre a utilização de métodos contraceptivos na população, tendo-se optado pela utilização de indicadores indiretos. Em relação à taxa de internações por abortos induzidos, é importante lembrar que se trata de uma estimativa, que leva em consideração fatores

de correção em função dos casos de aborto induzido que não levam à internação e da subnotificação dessa causa de internação no SIH.

Em relação aos desfechos relacionados à saúde mental, verificou-se associação entre maiores coberturas da ESF e menor taxa de internações por tentativas de suicídio, porém o mesmo efeito não foi observado em relação à mortalidade. Não foram identificados na literatura estudos que avaliem o impacto da ESF sobre os desfechos de saúde mental incluídos nesse estudo. Porém, Kohlrausch et al. (2008) relatam que comportamentos suicidas costumam ser reconhecidos pelos agentes comunitários, o que pode justificar o impacto da ESF sobre a redução das internações por tentativas de suicídio. Em relação à mortalidade por suicídio, Gaynes et al (2004), examinando estudos em língua inglesa a respeito do impacto da atenção primária sobre os riscos de suicídio, concluem que as ações de médicos desses serviços são limitadas no que diz respeito à avaliação e manejo de tais riscos. Knox et al. (2004) relatam que, na Suécia, médicos da Atenção Primária foram treinados para tratar a depressão, o que resultou em diminuição da mortalidade por suicídio. Supõe-se, então, que se faz necessário um investimento na qualificação dos profissionais da Atenção Básica no sentido de prevenção do suicídio.

Ficou também evidente o impacto de indicadores socioeconômicos sobre esses desfechos. Os dados a respeito da influência de condições de vida sobre o suicídio variam, provavelmente pela influência de outras variáveis, havendo tanto trabalhos que demonstram que alto poder aquisitivo é fator de proteção quanto de risco, assim como trabalhos que não revelam influência do nível socioeconômico sobre o desfecho (Marin-León & Barros, 2003). Contudo, os resultados mais frequentes revelam que condições de vida insatisfatórias constituem fator de risco para o suicídio (Bezerra Filho et al., 2010), confirmando, portanto, o presente achado. É possível que o efeito da cobertura de saúde suplementar se dê no mesmo sentido, tendo em vista que as pessoas que possuem planos privados de saúde são as que têm melhores condições de vida.

Os resultados apresentados em relação à efetividade da ESF sobre indicadores da endemia da hanseníase no Estado de São Paulo, indicando maior detecção em municípios com maior cobertura da ESF estão, em geral, de acordo com algumas publicações que analisam o contexto nacional e internacional (Penna e col. 2008, 2009, WHO 2010).

Penna e cols. (2009), analisando a detecção da hanseníase no Brasil de 1980-2006, apontaram o impacto positivo da ESF, concordando com os resultados aqui

apresentados do efeito protetor quando a população tem cobertura de ESF de 50% e mais. É interessante observar que os municípios com alto IPRS apresentam menores taxas, tanto de detecção quanto de cura da doença, indicando o importante papel das condições socioeconômicas sobre esses desfechos, como é indicado por diversos autores (Penna et al, 2008; Raposo & Nemes, 2012). Dada a importância da atuação da AB na identificação e acompanhamento dos casos de hanseníase, é fundamental a realização de estudos que avaliem a efetividade da ESF sobre os desfechos relacionados a esse agravo.

Os resultados relacionados à saúde bucal contrariaram, em tese, a hipótese inicial deste estudo, de que maiores coberturas de equipes de saúde bucal na Atenção Básica levariam ao aumento do número de procedimentos de restauração dentária e redução dos procedimentos de extração. Essa hipótese está fundamentada no entendimento de que a saúde bucal é integrante de um processo de ampliação do acesso da população à AB e de que a sua incorporação ao PSF tem sido vista como possibilidade de romper com os modelos assistenciais em saúde bucal excludentes, baseados no curativismo, tecnicismo e biologicismo (SOUZA & RONCALLI, 2007).

De fato, as maiores coberturas de saúde bucal na ESF estiveram associadas ao aumento da taxa de restaurações, o que está na direção da hipótese inicial. Porém o mesmo ocorreu em relação à taxa de extrações, situação pode representar que, em um momento inicial, a ESF não foi capaz de promover uma mudança no modelo de assistencial propriamente dito, porém foi responsável por uma ampliação do acesso da população aos serviços odontológicos, de forma global. Chama também a atenção que o IPRS influencia de forma não esperada os indicadores analisados, de forma que os municípios com maior IPRS apresentaram-se associados a menores taxas de restaurações e extrações, o que pode traduzir menor acesso à população aos serviços de saúde bucal.

Existem vários trabalhos na área do acesso aos serviços de saúde, porém, são poucas as pesquisas do acesso aos serviços de saúde bucal, e, principalmente, após a inserção da saúde bucal na estratégia da saúde da família, o que impossibilita a comparação desses achados com os de outros estudos. Sugere-se, portanto, a realização de outros estudos com esse enfoque, no âmbito estadual e nacional.

IV. Seminário de Difusão dos Resultados da Pesquisa

A última etapa prevista no projeto era a realização de um seminário para discussão dos resultados com gestores, profissionais de saúde e pesquisadores, visando ao aprimoramento da Atenção Básica no Estado.

Projeto de Pesquisa “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”
SEMINÁRIO FINAL
27 de junho de 2012

08:00 Acolhimento dos participantes
Café da manhã
Distribuição de material

08:30 Mesa de abertura

Dra. Luíza Sterman Heimann
Diretora do Instituto de Saúde-SES-SP

Dra. Marta C. Andrade
Coord. Da Atenção Básica – SES-SP

Dr. Ademar Arthur Chioro dos Reis
Presidente do COSEMS-SP

Dr. Paulo Fernando Capucci
Presidente da APSP

09:00 Painel

Evidências sobre a efetividade da Estratégia Saúde da Família nos contextos nacional e do Estado de São Paulo

Dra. Rosana Aquino Guimarães Pereira
Médica epidemiologista do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia (ISC-UFBA). Doutora em Saúde Pública (UFBA). Vice-coordenadora do Programa de Pós-graduação do ISC-UFBA. Membro da Coordenação do Programa Integrado de Pesquisa e Cooperação Técnica em Formação e Avaliação da Atenção Básica do ISC-UFBA.

Dra. Sonia Isoyama Venancio
Médica pediatra e pesquisadora do Instituto de Saúde SES-SP. Doutora em Saúde Pública (FSP-USP). Membro da Comissão de Pós-Graduação do IS-SES-SP e docente colaboradora do Programa de Pós-Graduação em Nutrição em Saúde Pública da FSP-USP. Líder do Grupo de Pesquisa em Políticas e Práticas de Saúde do IS-SES-SP.

Coordenação: Tereza Etsuko da Costa Rosa
Psicóloga e pesquisadora do Instituto de Saúde SES-SP. Doutora em Saúde Pública (FSP-USP). Membro da Comissão de Pós-Graduação do IS-SES. Membro do Grupo de Pesquisa em Políticas e Práticas de Saúde do IS-SES-SP no qual coordena a linha de pesquisa sobre Envelhecimento.

Cartaz de divulgação do Seminário de encerramento do projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”

A programação do seminário, realizado no dia 27 de junho de 2012 no auditório do Instituto de Saúde, é apresentada no folder abaixo. As atividades foram realizadas em um período, para facilitar a participação dos gestores e profissionais. O evento contou com a participação da Prof. Dra. Rosana Aquino Guimarães Pereira, do Instituto de Saúde Coletiva da Bahia, que possui várias publicações sobre o impacto da ESF no Brasil. Após as apresentações sobre os estudos nacionais e os resultados do presente Projeto, abriu-se o debate com os participantes, priorizando dois focos de discussão: 1) os resultados sobre o impacto da ESF nos indicadores de saúde nos municípios do Estado de São Paulo e sua comparação com estudos semelhantes, de abrangência nacional e 2) questões sobre a abordagem metodológica adotada no Projeto.

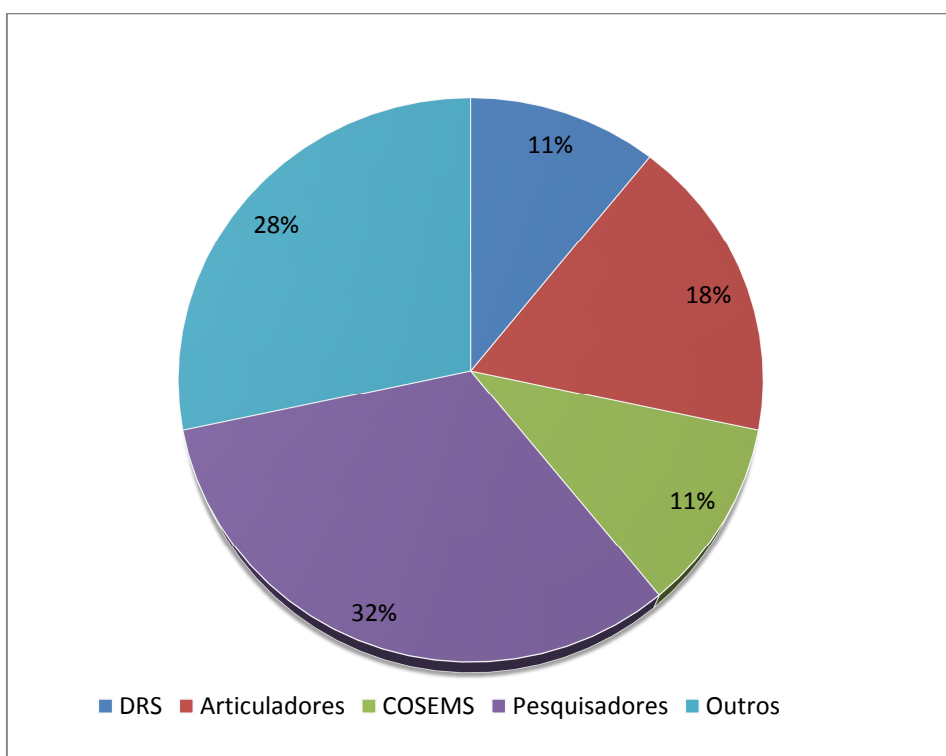
Quadro 2. Programação do Seminário de Encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”

Data	Horário	Atividade	Palestrante
27/06/2012	8:00 h	Acolhimento dos participantes Café da manhã Distribuição de material	
	8:30 h	Mesa de abertura	Dra. Luiza Sterman Heimann Diretora do Instituto de Saúde-SES-SP Dra. Marta C. Andrade Coord. Da Atenção Básica – SES-SP Dr. Ademar Arthur Chioro dos Reis Presidente do COSEMS-SP Dr. Paulo Fernando Capucci Presidente da APSP
	9:00 h	Painel Evidências sobre a efetividade da Estratégia Saúde da Família nos contextos nacional e do Estado de São Paulo.	Dra. Rosana Aquino Guimarães Pereira Médica epidemiologista do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia (ISC-UFBA). Doutora em Saúde Pública (UFBA). Vice-coordenadora do Programa de Pós-graduação do ISC-UFBA. Membro da Coordenação do Programa Integrado de Pesquisa e Cooperação Técnica em Formação e Avaliação da Atenção Básica do ISC-UFBA. Dra. Sonia Isoyama Venancio Médica pediatra e pesquisadora do Instituto de Saúde SES-SP. Doutora em Saúde Pública (FSP-USP). Membro da Comissão de Pós-Graduação do IS-SES-SP e docente colaboradora do Programa de Pós-Graduação em Nutrição em Saúde Pública da FSP-USP. Líder do Grupo de Pesquisa em Políticas e Práticas de Saúde do IS-SES-SP. Coordenação: Tereza Etsuko da Costa Rosa Psicóloga e pesquisadora do Instituto de Saúde SES-SP. Doutora em Saúde Pública (FSP-USP). Membro da Comissão de Pós-Graduação do IS-SES. Membro do Grupo de Pesquisa em Políticas e Práticas de Saúde do IS-SES-SP no qual coordena a linha de pesquisa sobre Envelhecimento.
	11:00 h	Debate	
	13:00 h	Encerramento e Brunch	

Foram convidados para o Seminário: até dois representantes dos 17 Departamentos Regionais de Saúde de São Paulo (DRS), 40 representantes do Conselho dos Secretários Municipais de Saúde de São Paulo (COSEMS-SP), os Articuladores da Atenção Básica da SES-SP (em torno de 80 profissionais), profissionais de saúde e pesquisadores.

O evento contou com 78 participantes, cujo perfil é apresentado na Figura 4.

Figura 4. Perfil dos participantes do Seminário de encerramento do projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”.



Mesa de abertura

Participaram da mesa de abertura a Dra. Marta Campagnoni Andrade, coordenadora da Atenção Básica da SES-SP, a Dra. Luiza Sterman Heimann, diretora do Instituto de Saúde e a Dra. Célia Bortoletto, representando o COSEMS-SP.



Mesa de abertura do Seminário de encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”. Da esquerda para a direita: DraLuiza Sterman Heimann, Dra. Marta C. Andrade e Dra. Célia Bortoletto.

Inicialmente, a Dra Luiza Heimann falou sobre o PPSUS e a importância da aproximação entre pesquisadores e gestores para a incorporação dos resultados das pesquisas. Dra. Marta C. Andrade sugeriu a aproximação da Coordenação da Atenção e Básica e o Instituto de Saúde para o desenvolvimento de outros projetos e a representante do COSEMS-SP reforçou a importância da difusão dos resultados desse projeto, uma vez que a Atenção Básica é um tema prioritário para os gestores municipais.

Apresentação das pesquisas sobre impacto da ESF no Brasil e no Estado de São Paulo.

A seguir a Dra. Tereza Etsuko da Costa Rosa, moderadora do painel “Evidências sobre a efetividade da Estratégia Saúde da Família nos contextos nacional e do Estado de São Paulo” chamou as palestrantes, Dra. Rosana Aquino e a Dra. Sonia Venancio.



Dra. Tereza Rosa no seminário de encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”.

A Dra. Rosana Aquino apresentou vários trabalhos desenvolvidos com o grupo de pesquisa do ISC-BA, cujos resultados apontam que a ESF têm impacto positivo sobre indicadores de saúde, especialmente relacionados à mortalidade infantil, morbidade infantil e ICSAP (Internações por Condições Sensíveis à Atenção Primária).



Dra. Rosana Aquino no seminário de encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”.

Dra. Sonia Venancio iniciou a apresentação ressaltando que, por ser um projeto de pesquisa desenvolvido no âmbito do Programa de Pesquisa para o SUS (PPSUS), a realização do seminário é de fundamental importância para a discussão dos resultados e para que eles propiciem o aprimoramento da Atenção básica no Estado. Após discorrer sobre a importância do desenvolvimento da pesquisa e seus objetivos, fez a apresentação dos resultados relativos ao impacto da ESF sobre indicadores de saúde de diferentes linhas de cuidado.



Dra. Sonia Venancio e participantes no seminário de encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”.

Debate



Dra. Rosana Aquino, Dra. Sonia Venancio e participantes no debate do seminário de encerramento do Projeto “Efetividade da Estratégia Saúde da Família no âmbito do SUS-SP”.

O debate entre participantes e palestrantes possibilitou o esclarecimento de dúvidas em relação à metodologia, a elaboração de sugestões em relação à análise dos dados e a discussão dos resultados da pesquisa e suas implicações para a gestão da Atenção Básica no estado de São Paulo.

Em relação à metodologia, as principais questões discutidas foram:

- Os participantes explicitaram a necessidade de desenvolvermos tipologias de municípios que levem em consideração os diferentes modelos de AB adotados no Estado; discutiu-se ainda a impossibilidade de obtenção dessa informação por meio de sistemas de informação.
- Foram esclarecidas dúvidas sobre a classificação dos níveis de cobertura da ESF e discutiu-se a importância de buscar o detalhamento das análises, sobre o impacto da ESF, realizadas para o conjunto dos municípios do estado e para sub-grupos de municípios, estratificando-os por porte populacional e região metropolitana ou interior.
- Em relação aos resultados relacionados à Saúde Bucal, foi destacada a possibilidade dos resultados estarem indicando ampliação do acesso à saúde bucal, o que poderia explicar o aumento do número de procedimentos tanto de restauração, quanto de extração dentária. Sugeriu-se ainda realizar a análise levando em consideração diferentes faixas etárias.
- Foi discutida também a possibilidade de análise da variável tempo de implantação da ESF, o que seria um indicativo de consolidação e qualidade da atenção.
- Colocou-se a importância de avançarmos na “atualização” dos determinantes da mortalidade infantil no Estado, para a elaboração de modelos que levem em consideração outros fatores, além do papel da AB.
- Sugeriu-se a incorporação de mais indicadores de vigilância à saúde para a análise do impacto da ESF, pois os estudos têm priorizado indicadores da assistência à saúde.
- Discutiu-se as implicações da utilização de indicadores sintéticos como o IPRS e sugeriu-se analisar o impacto da ESF no interior de cada sub-grupo.

- Em relação à influência da cobertura da saúde suplementar, interpretou-se a mesma como “proxy” de situação socioeconômica.

Em relação aos resultados:

- Foi levantada uma questão sobre o que representa a ESF hoje, um modelo de atenção que busca a equidade ou um modelo de focalização. Os debatedores concordaram que, até o momento, a ESF teve um importante papel na redução de iniquidades em nível nacional. Esse argumento é reforçado pelo estudo de Fernandes et al (2009) no qual os autores apontam que a mudança no modelo de atenção à saúde e implementação da Estratégia de Saúde da Família parece produzir um impacto positivo e progressivo sobre condições de saúde da população mais pobre, uma vez que visa reduzir as desigualdades e promover a equidade.
- Em relação à mortalidade infantil, ressaltou-se que a disponibilidade de leitos de UTI não mostrou impacto na sua redução, o que pode indicar problemas mais voltados à qualidade da atenção hospitalar.
- Em relação à influência das taxas de cesárea sobre a mortalidade materna foram discutidos possíveis mecanismos explicativos para tal achado, indicando-se a necessidade de realização de novos estudos.
- O grupo coloca que o modelo da ESF é um modelo a ser perseguido, mas que são várias as dificuldades relacionadas à sua implantação, o que pode resultar em um modelo com “falhas”.
- Destacou-se o problema da formação dos profissionais e também de sua fixação nas equipes.
- Foram apontados problemas na alimentação dos sistemas de informação e a necessidade de qualifica-los.
- Destacou-se o problema financeiro que os municípios enfrentam para ampliação da cobertura da ESF e a importância do apoio do Estado.
- Sugeriu-se a realização de outros estudos que avaliem o impacto da ESF após a implantação dos NASF.
- Destacou-se a importância da apropriação dos resultados dos estudos por parte de gestores e profissionais e a importância da realização desse debate.

V. Considerações finais

Neste estudo buscou-se avaliar a efetividade da ESF no âmbito do SUS-SP, adotando para tal uma metodologia baseada na epidemiologia e nos estudos ecológicos. Algumas vantagens vêm sendo apontadas por vários autores na utilização dessa estratégia, tais como as vantagens operacionais de se trabalhar com dados secundários, os avanços na disponibilização de bases de dados, a valorização teórica e empírica das variáveis contextuais nos modelos explicativos dos fenômenos de saúde e o fato de que os estudos ecológicos constituem-se em um dos tipos básicos de desenho de estudo epidemiológico para apreensão dos determinantes da saúde e doença das populações, entre os quais a implementação de políticas de saúde.

Ressalta-se ainda que a utilização de modelos de painel para dados longitudinais possibilitou ampliar o número de observações e analisar séries temporais para cada município, o que permite controlar características não mensuradas que não variam no tempo e que podem afetar os desfechos.

Algumas limitações do estudo, no entanto, precisam ser apontadas. A construção dos modelos teóricos pressupõe a disponibilidade das informações em bases de dados secundários e a cobertura da ESF, variável independente principal desse estudo, não permite uma análise detalhada do efeito de diferentes modelos de atenção existentes no estado de São Paulo.

Em relação aos resultados identificados, é preciso levar em consideração que vários desfechos analisados dependem não só do fortalecimento da AB, mas também de sua articulação com os demais níveis de atenção, visando à integralidade da atenção nas diversas linhas de cuidado. Os modelos utilizados nesse estudo não dão conta dessa dimensão do papel da AB como organizadora da Rede de Atenção, em função da não disponibilidade de informações desse âmbito nos sistemas de informação existentes.

Com esse desenho também não é possível fazer inferências sobre a qualidade da atenção na ESF, assumindo-se a cobertura como indicador de implantação da ESF. Porém, supõe-se que a ausência de efeito da ESF em vários indicadores de saúde pode também refletir problemas em relação à qualidade da atenção. Estudo realizado em 62 municípios do estado de São Paulo com mais de 100.000 habitantes

reforça essa ideia, uma vez que identificou, por meio de entrevistas com usuários da AB, um índice geral de satisfação de 50%, o que a qualifica como pouco satisfatória (Ibanez et al, 2006). Estudo realizado no município de São Paulo apontou a opinião dos usuários é comparativamente mais favorável ao PSF, contudo esse resultado não pode ser generalizado para outros municípios do Estado.

Acredita-se que esse projeto contribuiu para uma análise, inédita, do impacto da ESF no conjunto dos municípios do Estado, sobre uma ampla gama de indicadores de saúde relacionados a diferentes linhas de cuidado.

Fugiu ao escopo desse estudo a análise da efetividade da ESF em diferentes sub-grupos de municípios, como os de menor porte populacional e pior IPRS. Porém, pretende-se, a partir desse projeto, buscar um detalhamento da análise no sentido de responder a várias questões apresentadas pelos gestores por ocasião do Seminário de Encerramento.

Espera-se que os resultados possam auxiliar gestores e profissionais de saúde no fortalecimento da AB no SUS-SP.

VI. Referências bibliográficas

Abreu, L.N; Lafer, B.; Baca-Garcia, E. & Oquendo, M.A. Suicidal ideation and suicide attempts in bipolar disorder type I: an update for the clinician. *Rev. Bras. Psiquiatr.* [online]. 2009, vol.31: 271-280.

Aquino R, Oliveira NF, Barreto ML: Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. *Am J Public Health* 2009, 99:87-93.

Bassanesi SL, Azambuja MI, Achutti A. Premature mortality due to cardiovascular disease and social inequalities in Porto Alegre from evidence to action. *ARq Bras Cardiol* 2008; 90:370-79.

Bezerra Filho, J.G; Werneck, G.L; Almeida, R.L.F; Oliveira, M.I.V & Magalhães, F.B. Estudo ecológico sobre os possíveis determinantes socioeconômicos, demográficos e fisiográficos do suicídio no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1998-2002. *Cad. Saúde Pública* 2012, 28: 833-844.

Carlos MLE. Uma Investigação Estatística de Modelos para Séries Temporais de Dados de Contagem: Modelo GARMA e Modelo Poisson Gama em Espaço de Estado. Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica do Departamento de Engenharia Elétrica do Centro Técnico Científico da PUC/Rio. Rio de Janeiro, 2006.

Carvalho MLO, Cardelli AAM, Cestari NEW, Sodré TM. Os registros em prontuário de mulheres atendidas por aborto em Hospital Universitário de cidade da região Sul do Brasil de 2001 a 2005. Florianópolis: Fazendo Gênero, 8, 2008. Disponível em [http://www.fazendogenero.ufsc.br/8/sts/ST37/Carvalho-Aparecida-Cardelli-Cestari-Sodre_37.pdf]. Acessado em junho de 2012.

Chor D, Lima CRA. Aspectos epidemiológicos das desigualdades raciais em saúde no Brasil. *Cad Saúde Pública*, 2005; 21(5):1566-94.

Coelho, B M; Andrade, L.H., Guarniero, F. B. & Wang, Y.P.. The influence of the comorbidity between depression and alcohol use disorder on suicidal behaviors in the São Paulo Epidemiologic Catchment Area Study, Brazil. *Rev. Bras. Psiquiatr.* [online]. 2010, 32: 396-408

Dourado I; Oliveira VB; Aquino R et. Al. Trends in Primary Health Care Care-sensitive Conditions In Brazil. The role of Family Health Program (Project ICSAP-Brazil). *Medical Care* 49(6): 577-84; 2011.

Elias PE et al. Atenção Básica em Saúde: comparação entre PSF e UBS por estrato de exclusão social no município de São Paulo. *Ciênc. saúde coletiva* [online]. 2006, vol.11, n.3, pp. 633-641.

Facchini LA. et al. Desempenho do PSF no Sul e no Nordeste do Brasil: avaliação institucional e epidemiológica da atenção básica. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 669-681, 2006.

Fernandes LCL; Bertoldi AD; Barros AJD. Health service use in a population covered by the *Estratégia de Saúde da Família* (Family Health Strategy). *Rev Saúde Pública* 2009;43(4), 2009.

Fonseca J. S.; Martins G. A. Curso de Estatística. São Paulo: Atlas, 1996.

Gaynes, B.N.; West, S. L; Ford, C.A; Frame, P.; Klein, J. & Lohr, K.N. Screening for Suicide Risk in Adults: A Summary of the Evidence for the U.S. Preventive Services Task Force. *Annals of Internal Medicine*. 2004, 140: 823-837.

HAIR Jr., J. F. et al. Análise multivariada de dados. São Paulo: Bookman, 2005.

Ibãñez N, Rocha JSY, Castro PC, Ribeiro MCSA, Forster AC, Novaes MHD, Viana ALA. Avaliação do desempenho da atenção básica no Estado de São Paulo. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11 (3): 683-703, 2006.

Knox, K. L.; Yeates, C.; Caine E.D. If Suicide Is a Public Health Problem, What Are We Doing to Prevent It? *American Journal of Public Health*. 2004, 94: 37-45.

Kohlrausch, E; Lima, M.A..D.; Abreu, K.P. & Soares, J.S.F. Atendimento ao comportamento suicida: concepções de enfermeiras de unidades de saúde. *Cienc Cuid Saude*, 2008; 7:468-475.

Lotufo PA. Stroke in Brazil: a neglected disease. *São Paulo Med J*. 2005; 123(1):3-4.

Luoma, J. B., Martin, C.E., Pearson, J. L. Contact with mental health and primary care providers before suicide: a review of the evidence *Am J Psychiatry*.2002. 159: 909-916, Macinko J, Guanais FC, Souza MFM. Evaluation of impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *J. Epidemiol Community Health* 60:13-19, 2006.

McCullagh, P.; Nelder, J. A. Generalized linear models. 2 ed. Flórida, EUA: Chapman & Hall, 1989.

Ministério da Saúde (s/d). *Manual ajudará a prevenir suicídio*. Acesso em maio de 2011, disp. em http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=25076

Ministério da Saúde. Blog Saúde. Número de exames de Papanicolau chega a 5,6 milhões- Dados de cobertura de Papanicolau. Disponível em: <http://www.blog.saude.gov.br/exames-de-papanicolau-realizados-no-primeiro-semester-chegam-a-56-milhoes>.

Ministério da Saúde. Departamento de Atenção Básica. Disponível em http://189.28.128.100/dab/docs/abnumeros/historico_2008.pdf. Acesso em 8 de julho de 2012.

Ministério da Saúde/OPAS/UNICAMP. *Prevenção do Suicídio. Manual dirigido a profissionais das equipes de saúde mental*. 2006. Acesso em maio de 2012. Disponível em http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/manual_editoracao.pdf

Penna ML, de Oliveira ML, Penna GO. The epidemiological behaviour of leprosy in Brazil. *Lepr Rev*. 2009 Sep;80 (3):332-44.

Penna ML, Oliveira ML, Carmo EH, Penna GO, Temporão JG. The influence of increased access to basic healthcare on the trends in Hansen's disease detection rate in Brazil from 1980 to 2006. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2008;41 Suppl 2:6-10.

Raposo TM, Nemes MI. Assessment of integration of the leprosy program into primary health care in Aracaju, state of Sergipe, Brazil. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2012 Mar-Apr;45(2):203-8.

Rasella D, Aquino R; Barreto ML. Impact of the Family Health Program on the quality of vital information and reduction of child unattended deaths in Brazil: an ecological longitudinal study. *BMC Public Health* 2010, 10:380.

Rosa TEC, Bersusa AAS, Mondini L, Saldiva SRDM, Nascimento PR, Venancio SI. Integralidade da atenção às doenças cardiovasculares e diabetes mellitus: o papel da regionalização do Sistema Único de Saúde no estado de São Paulo. *Ver Bras Epidemiol.* 2009; 12(2):158-71.

Sala A, Mendes JDV. Perfil de Indicadores da Atenção Primária à Saúde no Estado de São Paulo: retrospectiva de 10 anos. *Saúde Soc.* São Paulo, v.20, n.4, p.912-926, 2011.

Schmidt, C. M. C. Modelo de regressão de Poisson aplicado à área da saúde. Ijuí, 2003. 98 f. Dissertação (Mestrado em Modelagem Matemática) - Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul.

Schor N, Alvarenga AT. O aborto: um resgate histórico e outros dados. São Paulo: *Revista Brasil. de Cresc. e Desenv. Humano*, 4(2):12-7; 1994. Disponível em [<http://www.abmp.org.br/textos/489.htm>]. Acessado em junho de 2012.

Sisson MC. Considerações sobre o Programa de Saúde da Família e a promoção de maior equidade na política de saúde. *Saúde Soc*, São Paulo, v.16, n.3, p.85-91, 2007

Souza RR, Campagnoni M, Azevedo CN. Agenda do gestor municipal de saúde: organizando o sistema a partir da atenção básica. São Paulo: SES/SP, 2009. 190 p.

SOUZA, T. M. S.; RONCALLI, A.G. Saúde bucal no Programa Saúde da Família: uma avaliação do modelo assistencial. *Cad. Saúde Pública*; 23 (11): 2727-2739, 2007.

VALE, Diama Bhadra Andrade Peixoto do; MORAIS, Sirlei Siani; PIMENTA, Aparecida Linhares e ZEFERINO, Luiz Carlos. Avaliação do rastreamento do câncer do colo do útero na Estratégia Saúde da Família no Município de Amparo, São Paulo, Brasil. *Cad. Saúde Pública* [online]. 2010, vol.26, n.2, pp. 383-390. ISSN 0102-311X.

