

DIMENSÃO SOCIOECONÔMICA DA SAÚDE NO ESTADO DE SÃO PAULO

Guilherme Amelio Milian¹

Este trabalho tem por objetivo geral investigar os fatores de influência dos *status* de saúde no grupo de 645 municípios do estado de São Paulo. Nesse contexto, foram desenvolvidas duas medidas amplas de saúde, com variáveis independentes que abarcam três eixos fundamentais: saúde, saneamento e condições socioeconômicas, além de duas *dummies*. As variáveis respostas usadas nos modelos foram taxa de mortalidade infantil (TMI) e esperança de vida. Adotou-se como metodologia o modelo de regressão exponencial múltipla (*log-log*), com dados do tipo *cross-section*. Escolheu-se como ano 2010, e usaram-se como fontes o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013,² a Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados Estatísticos (Seade) e o Ministério da Saúde (MS). Embasado nas regressões, é possível afirmar que três coeficientes se apresentaram com suporte estatístico nos dois modelos, são estes: médicos por 1 mil habitantes; renda *per capita*; e taxa de analfabetismo, além da *dummy* município com índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM) médio/baixo, que consiste em fator de piora para os *status*.

Palavras-chave: economia da saúde; regressão exponencial múltipla; desigualdade socioeconômica regional; Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.

SOCIOECONOMIC DIMENSION OF HEALTH IN THE STATE OF SÃO PAULO

The objective of this study is to investigate the influence factors of health status without a group of 645 municipalities in the state of São Paulo. In this context, two broad health measures were developed with independent variables that cover three fundamental axes: health, sanitation and socioeconomic conditions, as well as two dummies. As variables, we use the models of infant and child mortality models. It was adopted as methodology or model of multiple exponential regression (*log-log*) with *cross-section* type data. The year chosen for 2010 and as sources used The Atlas of Human Development in Brazil 2013, SEADE Foundation and Ministry of Health. Based on the regressões and possible patients with three models, they are: 'doctors per thousand inhabitants', 'income per capita' and 'illiteracy rate', in addition to the dummy 'municipality with medium / low HDI', which is a factor for worsening status.

Keywords: health economics; multiple exponential regression; regional socioeconomic inequality; Atlas of Human Development in Brazil.

DIMENSIÓN SOCIOECONÓMICA DE LA SALUD EN EL ESTADO DE SÃO PAULO

El presente trabajo tiene por objetivo general investigar los factores de influencia del status de salud sin grupo de 645 municipios del estado de São Paulo. En este contexto, se desarrollaron dos medidas amplias de salud con variables independientes que abarcan tres ejes fundamentales: salud,

1. Graduado em ciências econômicas pela PUC-Campinas e mestre em Economia pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (Unesp). E-mail: <guilhermeamilian@gmail.com>.

2. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>.

saneamiento y condiciones socioeconómicas, además de dos dummies. Como variables, recurrimos en los modelos de los modelos de mortalidad infantil 'y' 'de vida'. Se adoptó como metodología o modelo de regresión exponencial múltiple (log-log) con datos del tipo cross-section. El año elegido para 2010 y como fuentes utilizadas El Atlas del Desarrollo Humano en Brasil 2013, Fundación SEADE y Ministerio de Salud. Embasado en las regiones y posibles pacientes con tres modelos, son ellos: 'médicos por mil habitantes', 'renta per capita' y "tasa de analfabetismo", además del dummy "municipio con IDHM medio / bajo", que consiste en un factor de empeoramiento para el status.

Palabras clave: economía de la salud; regresión exponencial múltiple; desigualdad socioeconómica regional; Atlas del Desarrollo Humano en Brasil.

DIMENSION SOCIO-ÉCONOMIQUE DE LA SANTÉ DANS L'ÉTAT DE SÃO PAULO

L'objectif de cette étude est d'étudier les facteurs d'influence de l'état de santé sans un groupe de 645 municipalités dans l'État de São Paulo. Dans ce contexte, deux grandes mesures de santé ont été développées avec des variables indépendantes qui couvrent trois axes fondamentaux: la santé, l'assainissement et les conditions socio-économiques, ainsi que deux variables factices. En tant que variables, nous utilisons les modèles de modèles de mortalité infantile et juvénile. Il a été adopté comme méthodologie ou modèle de régression exponentielle multiple (log-log) avec des données de type transversal. L'année choisie pour 2010 et les sources utilisées L'Atlas du développement humain au Brésil 2013, la Fondation SEADE et le Ministère de la Santé Sur la base des registres et des patients possibles avec trois modèles, ils sont: «médecins pour mille habitants», «revenu par habitant» et le «taux d'analphabétisme», en plus de la «municipalité avec un IDH moyen / faible», qui est un facteur d'aggravation du statut.

Mots-clés: économie de la santé; régression exponentielle multiple; inégalité socio-économique régionale; Atlas du développement humain au Brésil.

JEL: C51; C54; C30; H51; I15.

1 INTRODUÇÃO

Segundo Gadelha (2012a), a globalização vem promovendo distribuição assimétrica do desenvolvimento tecnológico em saúde. Nesse contexto, a nova agenda sanitária estaria *pari passu* com a estratégia de desenvolvimento nacional. A existência da relação entre economia e política são partes indissociáveis dessa visão estratégica. A saúde integra os pilares da proteção social e dos direitos. O complexo produtivo de bens e serviços sanitários concilia estratégias de inovação que, por meio de externalidades positivas, geram bem-estar coletivo.

A saúde sustenta a produtividade do trabalho na produção de riqueza, de modo que reduz a pobreza. Vale ressaltar que a expansão da economia mundial via progresso técnico – isto é, crescimento – requer o consumo de bens e serviços. Se as condições materiais são necessárias para a existência do ser humano, privar grupos de baixa renda do mercado global é retirar-lhes a vida.

Diversos estudos em economia da saúde tratam dos determinantes socioeconômicos do estado vital. Ou seja, como grupos com antagonismos de renda, educação e outras variáveis explicativas divergem quanto aos indicadores de

morbidades. As disparidades na situação econômica e social estão arraigadas no estado de saúde, e a elaboração de trabalhos nesse escopo subsidia ações do poder público pressupondo objetivos de equidade distributiva e melhoria nas condições sanitárias (Costa, 2008).

De acordo com Sousa (2005), a taxa de mortalidade infantil (TMI) é um indicador não apenas de qualidade de vida, mas também do *status* de saúde da população. Nesse sentido, reflete o quão eficaz é a articulação das políticas públicas com o intuito de gerar acréscimos no bem-estar. Verificar de que maneira o conjunto de fatores econômicos, sociais e ambientais influencia o padrão de saúde populacional constitui-se uma das faces da discussão acerca do desenvolvimento, sobretudo regional.

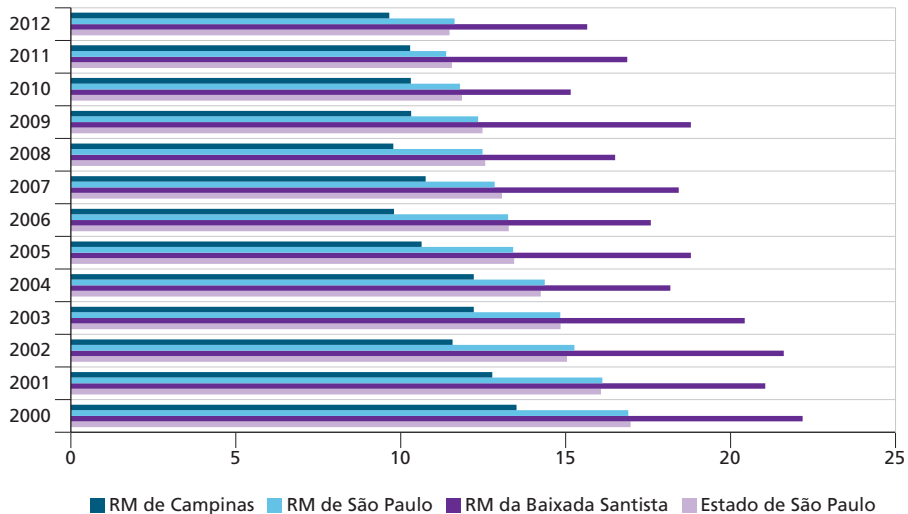
Pelas investigações a respeito da TMI, há obtenção não apenas do *status* na área da saúde, mas também de outros fatores de desenvolvimento socioeconômico. Trata-se de diagnóstico estratégico na direção das políticas públicas e do bem-estar social por diferentes medidas (Sousa, 2005).

Registrou-se declínio nas últimas décadas para a TMI nas regiões brasileiras. O que também se verificou nas metrópoles paulistas e no total do estado de São Paulo (gráfico 1).

GRÁFICO 1

Evolução da TMI – RMs paulistas e estado de São Paulo (2000-2012)

(Em mortes/1 mil nascidos vivos)



Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados Estatísticos (Seade), 2013.

Obs.: RMs – regiões metropolitanas.

Segundo dados de 2013 da Fundação Seade,³ no que se refere às três metrópoles, na RM de Campinas ocorreram os menores índices de mortalidade infantil no decênio 2000-2010, pois a taxa atingiu a marca de 9,6 em 2012.

A taxa registrada na RM de São Paulo foi, durante todo período analisado, próxima a do estado de São Paulo. Percebe-se que, na RM da Baixada Santista, houve o maior índice de mortes na infância/1 mil nascidos vivos.

A formação de RMs implica desafios no processo de organização e gestão. A Constituição Federal de 1988 (CF/1988) concedeu maior autonomia aos municípios com princípios de descentralização. É consenso a necessidade de diálogo entre os pares participantes, visto que, nas RMs em que existe um conjunto de fatores concatenados cujo tratamento não ocorre de maneira isolada entre os municípios, nota-se que o desenvolvimento de projetos regionais é integrado.

O objetivo geral deste trabalho é investigar os fatores de influência dos *status* de saúde nos municípios paulistas, integrantes ou não de RMs. Essa questão vem de encontro ao debate sobre os desafios e os rumos para a saúde pública nacional.

Após a revisão de literatura no escopo da ciência econômica e da saúde, foram estimados modelos econométricos com variáveis assinaladas pela literatura como significativas para os *status* de saúde. Por fim, houve apontamento das principais variáveis explicativas para os *status* no grupo de 645 municípios do estado de São Paulo.

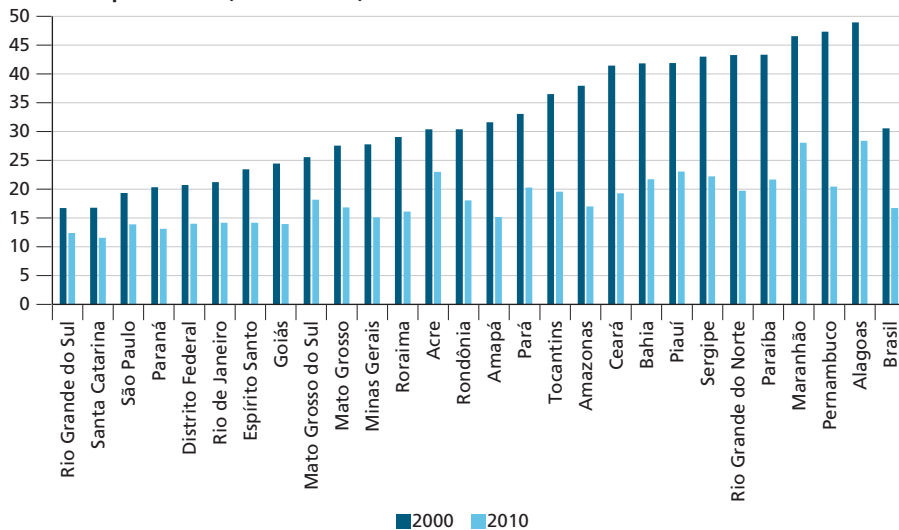
2 EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE SAÚDE NO ESTADO DE SÃO PAULO

Com dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013, foi possível notar que a TMI no estado de São Paulo apresentou queda no decênio 2000-2010 (19,4 contra 13,9), o que representa declínio de 28,3%. Percebe-se que o Paraná (13) ultrapassou São Paulo em 2010 e que o Rio Grande do Sul (16,7 ante 12,4) e Santa Catarina (16,8 contra 11,6) ocuparam as melhores posições no *ranking* nacional.

Assim, para estados com maiores índices de mortes/1 mil nascidos vivos no Brasil em 2010, têm-se: Alagoas (28,4); Maranhão (28,0); Piauí (23,0); Acre (23,0); e Sergipe (22,2), conforme o gráfico 2.

3. Disponível em: <<https://perfil.seade.gov.br/>>.

GRÁFICO 2
TMI por estado (2000 e 2010)



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
Elaboração do autor.

Quanto à análise da mortalidade infantil no âmbito dos 645 municípios do estado de São Paulo, a tabela 1 contém o resultado do levantamento realizado. Seleccionaram-se as 25 menores taxas verificadas em 2000 e 2010, bem como os respectivos municípios.

TABELA 1
Mortalidade infantil nos municípios de São Paulo: grupo dos 25 menores índices (2000 e 2010)

Municípios	TMI (2000)	Municípios	TMI (2010)
Águas de São Pedro	11,4	Guaratinguetá	8,7
São Caetano do Sul/RM de São Paulo	11,4	Orlândia	8,9
Cedral	12,5	Cosmópolis/RM de Campinas	9,2
Ilha Solteira	13,0	São Sebastião	9,2
Jambeiro	13,0	Águas de São Pedro	9,3
Saltinho	13,0	São João da Boa Vista	9,5
Cordeirópolis	13,2	Santa Rita do Passa Quatro	9,5
Bariri	13,4	São Caetano do Sul/RM de São Paulo	9,5
Santa Salete	13,4	Águas da Prata	9,6
Santa Cruz da Conceição	13,7	Andradina	9,6
Águas de Lindóia	13,8	Jaú	9,6

(Continua)

(Continuação)

Municípios	TMI (2000)	Municípios	TMI (2010)
Bilac	13,8	Tietê	9,7
Fernandópolis	14,2	Vargem Grande Paulista	9,7
Pirajuí	14,2	Holambra/RM de Campinas	10,1
Monte Alegre do Sul	14,3	Taubaté	10,1
Dracena	14,4	Barretos	10,1
Pedreira/RM de Campinas	14,4	Caieiras	10,2
Ipeúna	14,5	Araraquara	10,2
Jaguariúna/RM de Campinas	14,5	Pirassununga	10,4
Nova Guataporanga	14,5	Avaré	10,5
Bálsamo	14,6	Moji Mirim	10,5
Bocaina	14,6	Santa Bárbara D'Oeste/RM de Campinas	10,6
Guapiaçu	14,6	Amparo	10,6
Pompéia	14,6	Cedral	10,6
São João da Boa Vista	14,6	Bragança Paulista	10,6

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
Elaboração do autor.

Curiosamente, no grupo em exposição – para ambos os anos –, considerando-se as três metrópoles observadas neste trabalho (RM da Baixada Santista, RM de Campinas e RM de São Paulo), são apenas oito os membros de RMs. A saber: Cosmópolis (9,2 ante 17,2); Holambra (10,1 ante 14,8); Jaguariúna (11,2 ante 14,5); Pedreira (12,1 ante 14,4); e Santa Bárbara d'Oeste (10,6 ante 16,2), por parte da RM de Campinas. Acrescentem-se Caieiras (10,2 ante 16,8), São Caetano do Sul (9,5 ante 11,4) e Vargem Grande Paulista (9,7 ante 17,3), no caso da RM de São Paulo.

No geral, as maiores quedas registradas no período de dez anos ocorrem em: Guaratinguetá (52,3%); São Sebastião (49,5%); Cosmópolis (46,5%); Suzano (46,3%); Jaú (45,4%); Andradina (44,8%); Itapevi (44,6%); Barbosa (44,6%); Mirandópolis (44,5%); e Campina do Monte Alegre (44,4%).

A tabela 2 ilustra em especial a ocorrência dos maiores índices de óbitos de crianças em uma perspectiva dos municípios de São Paulo. Observa-se que diversos municípios permaneceram no *ranking* nos dois anos em análise.

TABELA 2
Mortalidade infantil nos municípios de São Paulo: grupo dos 25 maiores índices (2000 e 2010)

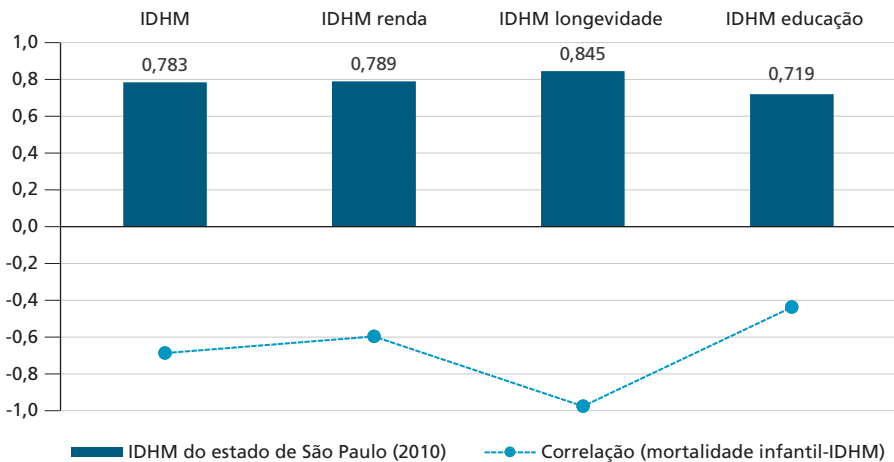
Municípios	TMI (2000)	Municípios	TMI (2010)
Barra do Chapéu	30,4	Bom Sucesso de Itararé	20,8
Ribeirão Branco	30,4	Barra do Chapéu	20,3
Buri	29,4	Itaóca	19,4
Nova Campina	29,4	Canitar	19
Miracatu	29,3	Nantes	19
Coronel Macedo	29,2	Alvinlândia	18,9
Trabiju	29,2	Juquitiba	18,9
Ribeira	28,7	Barra do Turvo	18,8
Caiuá	28,6	Sarutaiá	18,6
Itaóca	28,6	Tejupá	18,6
Altair	28	Biritiba-Mirim	18,5
Pedro de Toledo	28	Flora Rica	18,5
Itararé	27,7	Pedra Bela	18,4
Itapura	27,6	Canas	18,3
Iperó	27,2	Lagoinha	18,3
Álvaro de Carvalho	27,1	Ribeirão Branco	18,3
Canas	27,1	Ribeira	18,3
Lagoinha	27,1	Pratânia	18,2
Potim	27	Buri	18,1
Marabá Paulista	26,2	Nova Campina	18,1
Marinópolis	26,1	Redenção da Serra	18,1
Timburi	26,1	Riversul	18,1
Jacupiranga	25,7	São Miguel Arcanjo	18,1
Sete Barras	25,7	Altair	18
Gália	25,6	Paulo de Faria	18

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
 Elaboração do autor.

A partir das informações retiradas do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013 foi calculado o coeficiente de correlação (grau de associação linear entre as variáveis) da mortalidade infantil com o índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM), nos três respectivos eixos. Sobre o IDHM, apresenta três dimensões: longevidade, educação e renda; seu objetivo é mensurar o bem-estar por diferentes medidas que não apenas o crescimento econômico.

Nesse contexto, verifica-se pelo gráfico 3 a incidência de correlação negativa entre mortalidade infantil e IDHM observada nos municípios em 2010 (à medida que x cresce, y decresce), sendo que para o IDHM longevidade compreende-se a mais forte entre os pares (-0,9). Como esperado, pois ilustra a expectativa de vida ao nascer, ordenada como segunda variável explicada para os *status* desenvolvidos neste trabalho.

GRÁFICO 3
Correlação entre TMI e IDHM: grupo de municípios paulistas (2010)



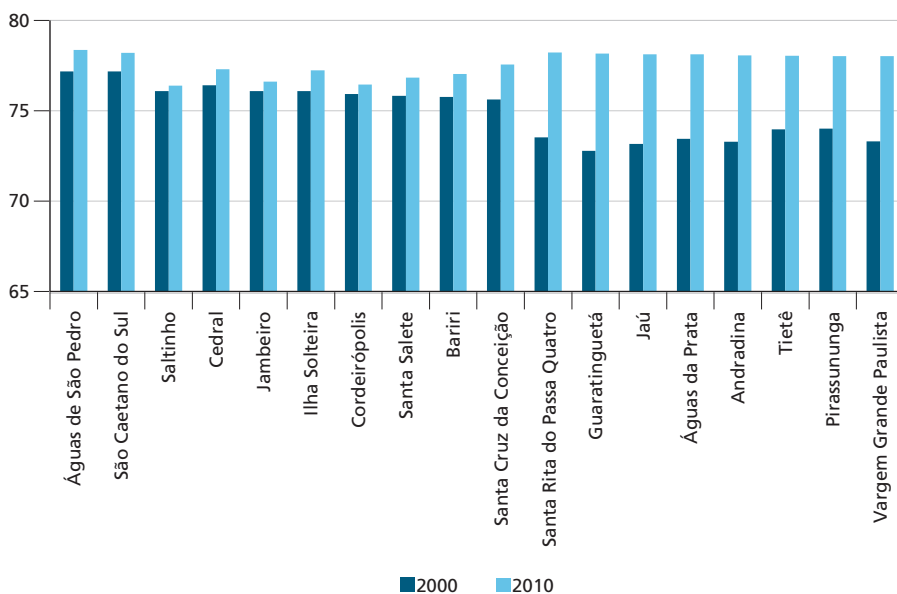
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
Elaboração do autor.

Enfim, foi observado que os municípios de São Paulo acompanharam trajetória estadual, no que se refere ao comportamento da primeira variável resposta usada no modelo econométrico. Ressalta-se que o *ranking* construído para os menores índices de mortes/1 mil nascidos vivos foi composto em grande parte por municípios não membros de RMs.

De acordo com o gráfico 4, analisando-se o desempenho do segundo regressido no estudo (esperança de vida), constata-se que apenas dois municípios permaneceram entre as dez maiores expectativas de anos de vida no nascimento no período 2000-2010. São os casos de Águas de São Pedro (78,4 ante 77,2) e São Caetano do Sul (78,2 ante 77,1).

GRÁFICO 4

Esperança de vida: municípios selecionados do estado de São Paulo (2000 e 2010)
(Em anos)

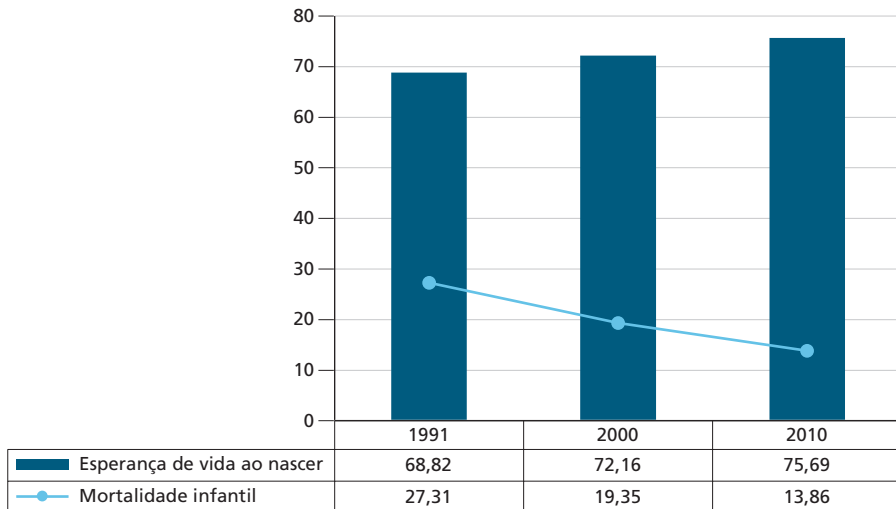


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
Elaboração do autor.

Finalmente, em consonância ao gráfico 5, os dados levantados sinalizam queda (49% no período 1991-2010) no índice cujo valor significa o número de mortes de crianças por 1 mil nascimentos. Para a esperança de vida ao nascer, houve acréscimo de 3,5 anos no decênio 2000-2010 – ou seja, abaixo do verificado para o Brasil (5,3 anos). Por hora, os resultados convergem aos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), estipulados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

GRÁFICO 5

Esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil: estado de São Paulo (1991, 2000 e 2010)



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013.
Elaboração do autor.

3 METODOLOGIA: ELABORAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

Os dados utilizados para elaboração dos modelos econométricos neste trabalho são provenientes do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013, fruto de parceria entre o PNUD, o Ipea e a Fundação João Pinheiro (FJP). Por meio das informações, é possível obter acesso às estatísticas de 5.565 municípios brasileiros. Pelos dados dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o atlas possui indicadores de população, educação, habitação, saúde, trabalho, renda e vulnerabilidade.

As Informações dos Municípios Paulistas (IMP), divulgadas pela Fundação Seade, foram usadas para obtenção de variável específica na modelagem econométrica.

Outra base de dados utilizada foi o Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde – SUS (Datusus), no qual há informações sobre as estatísticas desse sistema. Além disso, obtiveram-se as variáveis de interesse pelo Sistema de Informação de Atenção Básica (Siab), pelo Sistema de Avaliação do Programa de Imunizações (API), pelos indicadores de transição do Pacto pela Saúde e do Contrato Organizativo da Ação Pública de Saúde (Coap) de 2012 e pelo Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops).

A ênfase foi dada aos municípios do estado de São Paulo, integrantes ou não de RMs. Faz parte de o estudo verificar se os participantes dessas regiões apresentam melhores indicadores para o que tange aos aspectos de análise. Correspondem a

essa interpretação três metrópoles paulistas; são estas: RM da Baixada Santista; RM de Campinas; e RM de São Paulo. Sabe-se da riqueza criada em determinados espaços geográficos e a realização do valor da produção acontece, sobretudo, em áreas metropolitanas.

O Ministério da Saúde (MS) elaborou o Plano Nacional de Saúde (PNS) para o período 2012-2015. O texto abordou questões no âmbito do acesso com qualidade aos serviços e às ações na área da saúde, e o objetivo é o fortalecimento do SUS. Nesse sentido, por meio deste trabalho, procurou-se estabelecer sinergia entre a proposição do MS diante das variáveis explicativas para os *status*, sobretudo para o que se refere aos condicionantes e aos determinantes sanitários.

Mesmo com as limitações de um emergente, o Brasil tem avançado na tentativa de debelar a desigualdade social, o que se reflete no bem-estar da sociedade com extensões para a saúde da população. Segundo o MS, há alguns eixos centrais percorridos que determinam e condicionam a situação de saúde, tratando-se de responsabilidades nas esferas de governo.

A partir da colocação estratégica do MS, com dados de corte (do tipo *cross-section*), nota-se que existe espaço para elaboração de medidas amplas de saúde (*H*) para o grupo de 645 municípios paulistas. Conforme o seguinte modelo:

$$H = f(\text{aspectos de saúde}_t, \text{saneamento}_t, \text{condições socioeconômicas}_t).$$

Definidas a primeira *proxy* para os *status* (modelo 1) e a variável a ser explicada, que consiste na mortalidade infantil, a partir da disponibilidade de informações, foi elaborada outra medida ampla de saúde para o conjunto de municípios paulistas (modelo 2). Ou seja, houve mudança na variável explicada da regressão para melhor adequar-se à realidade estadual, e adotou-se a esperança de vida como parte do estudo.

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis da amostra selecionada para preparação das medidas amplas de saúde no grupo de 645 municípios de São Paulo.

TABELA 3
Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Mortalidade infantil	645	14,4	2,2	8,7	20,8
Esperança de vida ao nascer	645	75,1	1,3	71,5	78,4
Coefficiente de médicos/1 mil habitantes	645	0,7	0,9	0,0	6,3
Famílias cadastradas no Programa Saúde da Família (PSF)	645	8492,4	53022,2	0,0	1190645,0
Cobertura vacinal	645	75,5	7,7	56,5	113,6
Cobertura das equipes de atenção básica	645	65,8	31,1	0,0	100,0

(Continua)

(Continuação)

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Despesa total com saúde por habitante (R\$)	645	481,0	200,4	146,1	1830,0
População em domicílios com banheiro e água encanada (%)	645	97,7	3,0	75,8	100,0
Renda <i>per capita</i> (R\$)	645	713,9	197,4	318,4	2043,7
Pobres (%)	645	6,0	4,7	0,4	35,1
Taxa de analfabetismo (feminino)	645	8,3	3,0	1,2	21,0
Taxa de analfabetismo – 25 anos ou mais	645	9,3	3,3	1,6	21,4
Mulheres de 15 a 17 anos que tiveram filhos (%)	645	6,3	3,8	0,0	20,8
População	645	63972,4	454386,5	805,0	11253503,0

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.1 O modelo econométrico

Para verificar e sinalizar aspectos de interesse dos *status* de saúde no grupo de municípios paulistas, por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), foram formulados/estudados dois modelos com diferentes variáveis respostas (TMI e esperança de vida ao nascer):

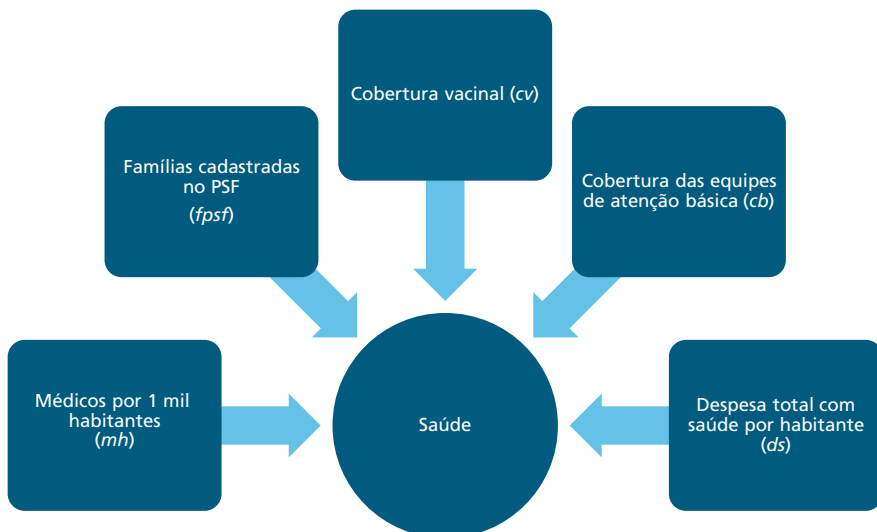
$$H = f(mh, fpsf, cv, cb, ds, ba, rd, pb, af, gp, pop)$$

$$H = f(mh, fpsf, cv, cb, ds, ba, rd, pb, af, pop).$$

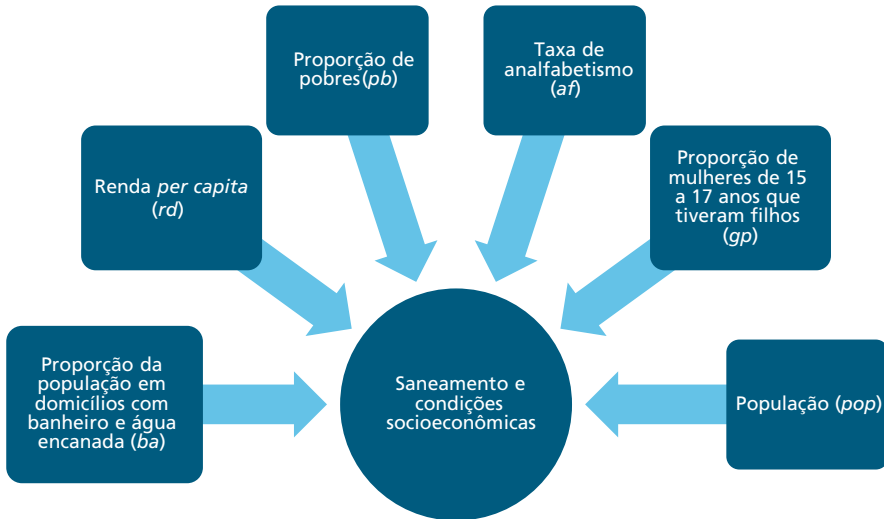
FIGURA 1

Estruturação da medida ampla de saúde conforme eixos temáticos

1A – Saúde



1B – Saneamento e condições socioeconômicas



Elaboração do autor.

Os modelos de regressão múltipla estimados foram:

- modelo 1: $\ln H_{(mortalidade\ infantil)} = \beta_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta_1 \ln mh + \beta_2 \ln fpsf + \beta_3 \ln cv + \beta_4 \ln cb + \beta_5 \ln ds + \beta_6 \ln ba + \beta_7 \ln rd + \beta_8 \ln pb + \beta_9 \ln af + \beta_{10} \ln gp + \beta_{11} \ln pop + u; e$
- modelo 2: $\ln H_{(esperança\ de\ vida)} = \beta_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta_1 \ln mh + \beta_2 \ln fpsf + \beta_3 \ln cv + \beta_4 \ln cb + \beta_5 \ln ds + \beta_6 \ln ba + \beta_7 \ln rd + \beta_8 \ln pb + \beta_9 \ln af + \beta_{10} \ln pop + u.$

Além disso, com o intuito de investigar as condições dos participantes das metrópoles do estado de São Paulo, foi criada uma variável qualitativa do tipo *dummy* (D_1) para os integrantes (0) ou não (1) de RMs. O exercício foi repetido (D_2) para os municípios com IDHM médio/baixo (1, se sim; 0, caso contrário).

4 RESULTADOS E CONCLUSÕES

O primeiro eixo dos *status* é composto pelas seguintes variáveis de saúde: médicos/1 mil habitantes (*mh*); número de famílias cadastradas no PSF (*fpsf*); cobertura vacinal (*cv*); cobertura das equipes de atenção básica (*cb*); e despesa total com saúde/habitante (*ds*). Entretanto, em ambos os modelos (mortalidade infantil e esperança de vida), apenas o regressor $\ln mh$ apresentou significância estatística pelo *stat t*. Ou seja, indica que o coeficiente em questão é relevante (diferente de zero).

Nesse contexto, sabe-se que a composição das medidas amplas de saúde desenvolvidas neste estudo abarca variáveis de duas outras dimensões não discordantes, como: saneamento (porcentagem da população em domicílios com banheiro e água

encanada (*ba*) e condições socioeconômicas); renda *per capita* (*rd*); porcentagem de pobres (*pb*); taxa de analfabetismo (*af*); porcentagem de mulheres de 15 a 17 anos que tiveram filhos (*gp*); e população (*pop*). Além disso, apresentam-se no trabalho duas *dummies*: municípios não membros de RMs (D_1) e município com IDHM médio/baixo (D_2).

Pelas tabelas 4 e 5 (*stat t* ou valor-P), pode-se afirmar que não houve relação estatística com a variável de saneamento e no modelo 1 isso ocorre para o coeficiente de *ln gp*. Quando a variável esperança de vida foi usada como variável dependente, verificou-se que o coeficiente de *ln pb* não é estatisticamente significativo; porém, ocorreu o contrário no caso da mortalidade infantil. Nota-se que isso aconteceu para a variável população: encontrou-se relação negativa – ou seja, quanto maior a população do município, menor o índice de mortes/1 mil nascidos vivos. Mas com influência estatística saliente no modelo 1.

Finalmente, conforme esperado, os seguintes coeficientes mostraram-se com significância estatística para ambas as variáveis dependentes dos modelos econômicos, com relação aos *status*: *ln mh*, *ln rd*, *ln af* e *dummy* referente ao IDHM municipal (D_2).

Acreditava-se que, pela importância da despesa total com saúde por habitante, esta se mostrasse diferente nos resultados do estudo. Destarte, os sinais de alguns coeficientes divergiram das expectativas, são os casos de *fpsf*, *cv*, *ds* e *ba*; todavia, os demais encontram-se de acordo com o esperado.

TABELA 4
Modelo 1 (log-log): proxy do status de saúde (H) por meio da mortalidade infantil

	Coefficiente	Erro-padrão	Teste t	Valor-P
Interseção	3,7979	0,8963	4,2372	0
<i>ln (mh)</i>	-0,0173	0,0068	-2,5595	0,0107
<i>ln (fpsf)</i>	0,0017	0,002	0,851	0,3951
<i>ln (cv)</i>	0,0098	0,0516	0,1906	0,8489
<i>ln (cb)</i>	-0,0067	0,0042	-1,5988	0,1104
<i>ln (ds)</i>	0,0037	0,0048	0,7622	0,4463
<i>ln (ba)</i>	0,0067	0,1731	0,0384	0,9693
<i>ln (rd)</i>	-0,1862	0,0399	-4,6704	0
<i>ln (pb)</i>	0,0257	0,0115	2,2349	0,0258
<i>ln (af)</i>	0,0547	0,0181	3,0303	0,0025
<i>ln (gp)</i>	0,0061	0,0073	0,8315	0,406
<i>ln (pop)</i>	-0,0161	0,0059	-2,7272	0,0066
D_1	-0,0241	0,0186	-1,2938	0,1962
D_2	0,039	0,0192	2,0287	0,0429

(Continua)

(Continuação)

	Coefficiente	Erro-padrão	Teste t	Valor-P
R múltiplo	0,6274			
R-quadrado	0,3936	F 31,5052		
R-quadrado ajustado	0,3811			
Erro-padrão	0,1222			
Observações	645			

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 5
Modelo 2 (log-log): proxy do status de saúde (H) por meio da esperança de vida

	Coefficiente	Erro- padrão	Teste t	Valor-P
Interseção	4,2503	0,1016	41,8222	0
$\ln(mh)$	0,0016	0,0007	2,182	0,0295
$\ln(fpsf)$	-0,0001	0,0002	-0,3261	0,7445
$\ln(cv)$	-0,0025	0,0057	-0,4442	0,6571
$\ln(cb)$	0,0005	0,0005	1,023	0,3067
$\ln(ds)$	0	0,0015	-0,0289	0,9769
$\ln(ba)$	0,0006	0,0192	0,0329	0,9737
$\ln(rd)$	0,0152	0,0046	3,277	0,0011
$\ln(pb)$	-0,0017	0,0013	-1,3631	0,1733
$\ln(af)$	-0,0136	0,0025	-5,3447	0
$\ln(pop)$	0,0008	0,0007	1,1408	0,2544
D_1	0,0027	0,0021	1,3165	0,1885
D_2	-0,0066	0,0021	-3,074	0,0022
R múltiplo	0,6401			
R-Quadrado	0,4097			
R-quadrado ajustado	0,3985	F 36,5531		
Erro padrão	0,0136			
Observações	645			

Fonte: Resultados da pesquisa.

O exercício econométrico desenvolvido indica que os coeficientes de inclinação medem a elasticidade parcial de H (regredido) com relação às variáveis independentes (95% de confiança). Nesse sentido, cada coeficiente representa a variação percentual em H perante a variação percentual em X (variáveis de saúde, saneamento e condições socioeconômicas), *ceteris paribus*:

$$\left(\frac{dH}{H}\right) / \left(\frac{dX}{X}\right) = \left[\left(\frac{dH}{dX}\right) \left(\frac{X}{H}\right)\right]. \quad (1)$$

Os resultados das variáveis qualitativas sugerem, primeiramente, para o modelo 1, que municípios membros de metrópoles não necessariamente apresentam menor mortalidade infantil. Nos dois modelos, parece não haver diferença estatística entre municípios metropolitanos e não metropolitanos. Nesse contexto, a exposição corrobora o levantamento realizado para a variável explicada no modelo 1, em que se verificou que, no *ranking* das 25 menores taxas estaduais, eram apenas oito participantes de RMs. Apesar de não haver significância em termos estatísticos, a *dummy* municípios não membros de RMs sugere decréscimo no índice.

Ademais, o estudo mostrou que municípios com IDHM médio/baixo possuem pior *status* de saúde, uma vez que a TMI é mais alta e a esperança de vida, mais baixa. Destaca-se que, no modelo 1, viver em um município com IDHM baixo aumenta em 3,9% a TMI, comparado com municípios com IDHM elevado, *ceteris paribus*. No modelo 2, estima-se que morar em municípios com IDHM baixo reduz em 0,66% a expectativa de vida, no cotejo com municípios com IDHM elevado, tudo o mais constante. Para o fenômeno apontado, nenhum município do estado de São Paulo possui IDHM baixo (<0,599) em 2010.

De maneira plausível, no trabalho para o Nordeste, Sousa (2005) ratifica a importância do saneamento (água encanada) como mecanismo de diminuição nos índices de mortalidade infantil. Porém, curiosamente, neste estudo para o estado de São Paulo, em ambos os modelos, não foi encontrado suporte em termos econômicos da influência da proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada sobre as variáveis dependentes.

Enfim, foram apontados os fatores de influência dos *status* de saúde no grupo dos 645 municípios paulistas, cujo ditame evidenciou variáveis explicativas de caráter significativo para ambas as medidas amplas de saúde, a exemplo do coeficiente de médicos por 1 mil habitantes, renda *per capita* e taxa de analfabetismo. Portanto, o exercício econométrico por intermédio de MQO, usando duas variáveis explicadas para dois modelos, mostrou-se plausível, de modo a ensejar a construção de diagnóstico estratégico compromissado com o bem-estar social.

Conforme Gadelha (2012b), o complexo econômico industrial da saúde (Ceis), denominação para o setor produtor de bens e serviços em saúde, concentra inovações tecnológicas com externalidades positivas à população. Note-se que o Ceis, além de atuar como difusor de inovações no sistema econômico, promove geração de riqueza distribuída em termos de produto, emprego e renda.

Ao se observar os *status* de saúde, percebe-se que nesse campo está um dos fios condutores do processo de desenvolvimento econômico por meio da integração de duas dimensões: a social *vis-à-vis* econômica. Sendo assim, surge a emergência de base produtiva de saúde articulada, evitando disparidades no acesso aos bens e serviços pela população.

No caso brasileiro, investir em saúde pública para além da assistência médica é promover um ponto de inflexão na retomada do crescimento econômico. Tratando-se de um país com relativa defasagem tecnológica e atraso social, há grande desafio para a dinâmica produtiva nacional do Ceis. As dificuldades serão acentuadas no cenário de envelhecimento populacional; cenário este que o país vivenciará nos próximos anos.

Conforme exposto, existem variáveis estratégicas que capitaneiam uma boa situação de saúde regional. Sabe-se das iniquidades existentes no país, e a investigação no grupo dos 645 municípios paulistas visa reiterar a validade de um projeto compromissado com as políticas públicas (saúde, saneamento e condições socioeconômicas) geradoras de acréscimos no bem-estar social e externalidades positivas à sociedade. Concluindo, adotar modelos de desenvolvimento econômico desprovidos de distribuição da riqueza significa aceitar o *gap* que separa os países emergentes dos desenvolvidos.

REFERÊNCIAS

COSTA, R. R. F. **O efeito da educação sobre o estado de saúde individual no Brasil**. 2008. 104 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

GADELHA, C. A. G. Saúde e desenvolvimento: uma nova abordagem para uma nova política. **Saúde Pública**, São Paulo, v. 46, p. 5-8, dez. 2012a. Suplemento 1.

_____. (Coord.). **A dinâmica do sistema produtivo da saúde: inovação e complexo econômico-industrial**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2012b.

SOUSA, T. R. V. **Um estudo do *status* de saúde nos estados da região Nordeste do Brasil, através da taxa de mortalidade infantil, no período de 1991-2000: uma investigação por dados em painel**. 2005. 68 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Ministério da Saúde. **Plano Nacional de Saúde – PNS 2012-2015**. Brasília: MS, 2011.

Data da submissão: 1º/12/2016

Primeira decisão editorial em: 1º/2/2018

Última versão recebida em: 1º/2/2018

Aprovação final em: 28/2/2018

