

Efeitos da oferta de serviços de saúde sobre a saúde da população em municípios de Minas Gerais

Maria Luísa Oliveira Rigotti¹
Kenya Noronha¹
Monica Viegas Andrade¹

Resumo

Este trabalho objetiva estimar uma função de produção de saúde para os municípios de Minas Gerais e explorar disparidades em 2000 e 2010. O referencial teórico se baseia no modelo de Grossman e aplicações de função de produção. Foram utilizadas bases de dados do IMRS, CNES, ANS e DATASUS. O trabalho se divide em análise descritiva e estimação de MQ2E. Melhores resultados dos indicadores estão concentrados nas regiões Triângulo Mineiro, Sul e Sudoeste. Há relação positiva entre gasto per capita com saúde e indicadores de saúde e educação, principais resultados do modelo teórico, e entre gasto e seus instrumentos.

Área: Economia.

Palavras-chave: Saúde da população; Municípios de Minas Gerais; Disparidades regionais; Oferta de serviços de saúde; Modelo de Grossman.

¹ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas (CEDEPLAR – UFMG), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil.

Introdução

A saúde afeta o bem-estar dos indivíduos de forma direta e indireta (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014). Diretamente, saúde afeta bem-estar na medida em que os indivíduos preferem estar saudáveis que doentes. Indiretamente, o efeito se dá por meio da capacidade de geração de rendimentos que possibilitam o consumo, gerador de bem-estar, sendo um componente do capital humano. O estoque de saúde é capaz de afetar rendimentos por três vias: aumento ou diminuição do nível de produtividade, do número de horas trabalhadas e interferência na decisão de entrada no mercado de trabalho (NORONHA; ANDRADE, 2003). Para além do nível individual, a saúde da população também tem efeitos do ponto de vista macroeconômico, observados principalmente, na relação positiva entre indicadores de saúde e crescimento econômico (BARRO, 1996).

O primeiro estudo teórico que aborda a saúde como parte do capital humano, ou seja, um bem de investimento, foi desenvolvido por Grossman a fim de analisar a demanda por serviços de saúde (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014). O modelo define uma função de produção de saúde e parte da otimização da escolha entre investimento em serviços de saúde e consumo de outros bens. Tal função está sujeita a uma restrição temporal que leva em conta tempo de trabalho, tempo de lazer, tempo gasto em investimento em saúde e tempo doente. Dessa forma, o indivíduo demanda bens e serviços de saúde em busca de bom estado de saúde. Entre os principais resultados teóricos do modelo ressaltam-se: 1) espera-se encontrar uma associação positiva entre o estado de saúde de um indivíduo e sua demanda por serviços de saúde, uma vez que se pressupõe que o investimento em saúde reduz o tempo doente; 2) reduzir o tempo doente, ou melhorar o estoque de saúde, aumenta o bem-estar e a renda de um indivíduo (MUURINEN, 1982). As aplicações do modelo de Grossman avaliam esses dois resultados (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014). Há também extensões do modelo que relacionam educação do indivíduo e idade ao estado de saúde (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014). O referencial teórico prevê relação positiva entre maiores níveis educacionais e estoque de saúde: indivíduos mais escolarizados são mais eficientes em escolher a cesta de bens que melhor restaura seu estado de saúde. A idade é negativamente correlacionada ao estoque de saúde decorrente do aumento da depreciação ao longo do ciclo de vida. Também é possível traçar essa relação em nível agregado por uma adaptação do modelo, como feito em Fayissa e Gutema (2005). Nesses casos, a função de produção avalia a relação entre indicadores que representam a saúde média da população, como mortalidade e expectativa de vida, e a disponibilidade dos insumos da assistência à saúde.

O objetivo deste trabalho é estimar uma função de produção de saúde para os municípios de Minas Gerais, explorando os principais mecanismos que explicam as disparidades regionais no estado. A abordagem empírica será conduzida tendo como arcabouço teórico o modelo de demanda por saúde desenvolvido por Grossman, adaptado para análises realizadas em nível agregado. Através do estudo será possível investigar se e em que medida diferentes níveis de insumos de saúde, avaliados pelo gasto com atividades de saúde, podem implicar resultados diferentes em termos dos indicadores agregados de saúde. Além de analisar a importância dos insumos de saúde, os resultados permitirão avaliar se há distribuição desigual dos indicadores de estoque de saúde da população, oferta de serviços de saúde e contexto sociodemográfico entre os municípios.

A pesquisa também avaliará a progressão dos indicadores nas cidades mineiras em dois pontos no tempo: 2000 e 2010. Esse período abarca a expansão do investimento em saúde primária ofertada em grande parte em nível municipal, devido ao programa Estratégia Saúde da Família. Criado em 1994, o programa é responsável pela oferta de saúde primária através do SUS e

passou por um processo de expansão a partir de 1998 – a cobertura do programa na população passou de 6% em 1998 a 81% em 2012 (ANDRADE *et al.*, 2018). Parte dos resultados do estudo quanto ao acesso a serviços de saúde em municípios de Minas Gerais será consequência dos efeitos do programa, que ampliou significativamente o acesso à atenção primária. Assim, a dimensão temporal contribuirá para a atribuição mais assertiva dos possíveis efeitos de insumos de assistência à saúde na saúde da população.

O estado de Minas Gerais é caracterizado por desigualdades regionais importantes que se assemelham às disparidades observadas no Brasil. Segundo o Censo Demográfico de 2010, o menor município do estado tinha uma população de 815 habitantes e rendimento domiciliar *per capita* de R\$ 494,31, enquanto o maior, Belo Horizonte, tinha população de 2375151 habitantes e rendimento de R\$ 1497,29 (PNUD; IPEA; FJP; 2021). No que concerne à saúde, a esperança de vida ao nascer em municípios de Minas Gerais varia de 68,37 a 78,15 anos, sendo que o menor valor se refere a Santa Helena de Minas, localizada na região Jequitinhonha-Mucuri e o maior valor a Passos, localizada na região Sul de Minas (PNUD; IPEA; FJP; 2021). Concomitantemente, a taxa de mortalidade infantil varia de 10,35 a 27,8 para cada 1000 nascidos vivos. Novamente Passos apresenta melhor índice, enquanto Santa Helena de Minas tem o resultado mais precário. Essas disparidades se assemelham aos gradientes observados para o Brasil. Os mais preocupantes indicadores de mortalidade infantil e esperança de vida se encontram em Roteiro, na região Nordeste – respectivamente 65,3 e 46,8 - enquanto os com melhores resultados estão em Cachoeira do Sul, com mortalidade infantil de 8,49 para cada 1000 nascidos vivos e Blumenau, esperança de vida ao nascer de 78,64, ambos na região Sul. A análise deste trabalho irá permitir avaliar como indicadores de estoque de saúde, insumos de saúde, oferta de serviços geográficos e contexto sociodemográfico estão distribuídos nos municípios de Minas Gerais, além de como variaram entre 2000 e 2010. O estado foi escolhido por sua relevância no cenário nacional, dado que suas disparidades se assemelham às encontradas entre regiões do país.

1. Revisão de trabalhos empíricos

O principal tipo de pesquisa derivado do modelo de Grossman é a nível individual. Em geral, esses estudos mensuram o estado de saúde dos indivíduos com resultados de saúde autoavaliada e estimam a associação do estado de saúde com os insumos médicos, como consultas médicas no período de um ano (WAGSTAFF, 1993; ERBSLAND, 1998; RAMIREZ, GALLEGO E SEPULVEDA, 2004; NOCERA, 1998). A dificuldade desses trabalhos está na mensuração. A relação entre frequência a consultas médicas e estado de saúde do indivíduo tem dupla causalidade: ter estado de saúde ruim pode ser o motivo de um indivíduo frequentar consultas médicas, ou frequentar um médico pode melhorar o estado de saúde de um indivíduo. De acordo com Grossman (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014), a relação entre as duas variáveis deveria ser positiva – o investimento em saúde melhora o estoque de saúde. No entanto, alguns trabalhos empíricos encontram associação negativa, resultado que leva à interpretação que serviços médicos são procurados devido à pior condição de saúde (WAGSTAFF, 1993; ERBSLAND, 1998; RAMIREZ, GALLEGO E SEPULVEDA, 2004).

No contexto brasileiro, estudos empíricos que avaliam o arcabouço proposto por Grossman são mais escassos. De forma geral, a variável de estoque de saúde também é estimada a partir de questionários com níveis de saúde autodeclarada. Os principais resultados contrariam o modelo de Grossman ao constatar a existência de relação negativa entre a realização de consultas médicas nos últimos doze meses e o estado de saúde (DA SILVA, DOS SANTOS, NETO 2016; GOBI, 2019; GODOY E SILVA, 2017). Enquanto o modelo Grossman prevê aumento no estoque de saúde em decorrência da maior demanda por serviços médicos, as evidências empíricas para o Brasil encontram que ter estado de saúde ruim é motivador da procura por consultas. No que se refere às variáveis escolaridade, renda, e idade, os resultados encontrados confirmam aqueles previstos pelo modelo Grossman: o estoque de saúde está positivamente correlacionado com escolaridade e renda e negativamente com idade (DA SILVA, DOS SANTOS, NETO 2016; GOBI, 2019; KASSOUF, 1993). Além disso, é consistente na literatura que ser do sexo masculino e não fumante são características associadas a melhor estado de saúde (ver DA SILVA, DOS SANTOS, NETO 2016; GOBI, 2019).

Apesar de pesquisas a nível individual serem mais apropriadas para estimar as relações entre insumos de saúde e saúde, a coleta de informações sobre a saúde de cada indivíduo e seu acesso a serviços de saúde é difícil. Grande parte dos indicadores de saúde se refere à saúde da população e são disponibilizados de forma agregada. Os indicadores mais utilizados para estimar a saúde da população são esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil. Em Heuvel e Olariou (2016), a função de produção estimada mostra que gastos com saúde contribuem positiva e significativamente com o aumento da esperança de vida ao nascer. Bayati, Akbarian e Kavosi (2013) não encontram efeitos significativos dos efeitos dos serviços de saúde sobre a saúde da população. Na direção oposta, Thornton (2002), Pinto (2014) e Fayissa e Gutema (2005) encontram evidências contrárias ao impacto positivo da oferta de serviços de saúde na saúde da população. Os resultados são justificados, respectivamente, por utilização ineficiente de cuidados médicos no país, estado de saúde precário ineficiência dos sistemas de saúde na região. Portanto, a relação entre investimento em saúde e saúde da população do país depende das características do sistema de saúde do local em questão.

Na literatura brasileira, não há estudos que estimem a função de produção a nível agregado. Este estudo propõe estimar uma função de produção de saúde para os municípios de Minas Gerais, contribuindo para preencher essa lacuna na literatura.

2. Metodologia

2.1. Base de Dados

Este trabalho utiliza sete fontes de informações publicamente disponíveis: a base de dados do Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, além dos dados da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), e da base de População Residente estimada pelo IBGE, disponibilizados pelo DATASUS. A análise será realizada para os anos de 2000 e 2010.

O Índice Mineiro de Responsabilidade Social é um indicador construído pela Fundação João Pinheiro (FJP) desde 2004 para todos os municípios de Minas Gerais. Além de ser responsável pela estimação do IMRS, a FJP organiza um banco de dados com indicadores sociais com periodicidade anual para o período de 2000 a 2021 (FJP, 2021). Foram coletadas informações referentes ao estoque de saúde da população (mortalidade infantil e expectativa de vida), ao acesso a serviços de saúde, além de algumas variáveis de controle do modelo. Gasto per capita com atividades de saúde, Receita Corrente Líquida e renda per capita foram corrigidos a preços de 2010, de acordo com a variação do IPCA acumulada de dezembro 2000 a dezembro de 2010, disponibilizada pelo IBGE (IBGE, 2023).

O CNES é um cadastro obrigatório para todos os estabelecimentos de saúde no Brasil, públicos ou privados que traz informações sobre infraestrutura e capacidade instalada disponível (BRASIL, 2023c). Os dados estão disponíveis segundo município, estabelecimento ou profissional de saúde, em periodicidade mensal de 2005 a 2023. Os dados do CNES foram utilizados para estimar a disponibilidade de serviços de saúde relativas à infraestrutura e capacidade do município. Devido à indisponibilidade de informações, utilizou-se o ano 2005 como estimativa da estrutura de oferta dos serviços de saúde para o ano 2000.

O Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD; IPEA; FJP, 2023) é uma base de dados que consolida indicadores de diversas fontes para todo o Brasil, no nível nacional, estadual, regional e municipal, de 1991 a 2001. Dessa base foram extraídos indicadores de escolaridade, calculados através das informações dos Censos de 2000 e 2010.

A Agência Nacional de Saúde Suplementar é responsável por regular o funcionamento das Operadoras de Saúde no Brasil e disponibiliza informações sobre operadoras, planos de saúde e seus beneficiários (BRASIL, 2023d). Também estão disponíveis dados anuais sobre a taxa de cobertura de 2000 a 2023, que serão utilizados como controle às variáveis de serviços de saúde no modelo. Por fim, a base de População Residente do DATASUS será utilizada para o controle pela distribuição da população por sexo através das estimativas municipais, disponíveis de 2000 a 2021 (BRASIL, 2023d).

Dada a disponibilidade dos dados, a análise será realizada considerando os anos de 2000 e 2010, já que variáveis que indicam a saúde da população, como a esperança de vida ao nascer, estão disponíveis apenas para os anos de realização do Censo Demográfico. As informações do Censo Demográfico de 2022 ainda não estão disponíveis no presente estudo. Para alguns serviços de saúde, a oferta é regionalizada, ou seja, abrange a população de um conjunto de municípios que compõe uma micro (serviços de média complexidade) ou macrorregião de saúde (serviços de alta complexidade), o que foi levado em consideração conforme definido pelo PDR/MG. Essa regionalização é necessária devido à presença de economias de escala.

2.2. Método

O método compreende duas etapas. Na primeira etapa, será realizada uma análise descritiva das variáveis, incluindo medidas de tendência central e dispersão, suas diferenças entre 2000 e 2010 e sua distribuição entre municípios. Será também analisada a correlação simples entre as variáveis independentes e as variáveis de estoque de saúde da população, por meio de testes de correlação e gráficos de dispersão.

Na segunda etapa, será estimado um modelo econométrico que avalia a relação entre indicadores de saúde da população e seus determinantes. O método de estimação terá como base a adaptação ao modelo de Grossman apresentada por Fayissa e Gutema (2005) para dados a nível agregado, que estima uma função de produção de saúde para 21 países na região mediterrânea de 1995 a 2007. Neste trabalho, o modelo é aplicado aos municípios de Minas Gerais para os anos de 2000 e 2010.

O modelo individual parte da proposição teórica de que o estoque de saúde de um indivíduo (H) depende de um vetor de insumos individuais (X) em uma função de produção de saúde: $H = F(X)$ (1). Neste trabalho, a estimação ocorre no nível municipal, portanto o vetor X é substituído por um vetor de variáveis per capita. As variáveis que explicam o estoque de saúde da população são classificadas em insumos de saúde (I) e indicadores que se referem ao contexto sociodemográfico (C), ou seja, $H = F(I,C)$ (2). Os insumos de saúde são medidos pelos gastos municipais per capita com saúde.

Uma dificuldade para estimar essa função de produção refere-se à endogeneidade entre gastos com saúde e estoque de saúde. Ao mesmo tempo que os gastos podem determinar o estado de saúde, o estado de saúde também determina a demanda por insumos, e, portanto, o nível dos gastos.

Para contornar esse problema, propomos a estimação do modelo em dois estágios. No primeiro estágio, estima-se uma equação para os gastos per capita com saúde (G) em função de seus instrumentos, determinantes do gasto, mas exógenos ao estoque de saúde. O primeiro instrumento utilizado será uma *proxy* da arrecadação tributária (T), a Receita Corrente Líquida (RCL) per capita. O volume de arrecadação tributária é um dos fatores utilizados para a definição do volume de gastos com saúde a nível municipal, mas não é definido pelo estoque de saúde da população. Além da arrecadação tributária, serão utilizados como instrumento indicadores de cobertura da atenção primária (A) (proporção da população atendida pela equipe Estratégia de Saúde da Família - ESF) e oferta de serviços de saúde (número de mamógrafos e leitos por 10.000 habitantes) (S). Se por um lado, a manutenção e/ou ampliação da cobertura da atenção primária exige gastos com saúde, por outro lado, sua definição baseia-se em parâmetros populacionais, sendo pouco definido pelo estoque de saúde da população. A escolha de alocação de recursos para cobertura da atenção primária depende do tamanho populacional do município, e não pelos indicadores de necessidade de saúde de seus habitantes. Todos os indicadores são observados, para cada município, em dois pontos no tempo, 2000 e 2010. Assim, temos para o primeiro estágio, $G_t^m = F(T_t^m, A_t^m, S_t^m)$ (3). No segundo estágio, é estimada uma função para cada variável de estoque de saúde da população (H), onde o estoque de saúde é explicado a partir do valor predito do gasto com atividades de saúde (\hat{G}) e das variáveis de contexto sociodemográfico (C): $H_t^m = F(\hat{G}_t^m, C_t^m)$.

O modelo será estimado em duas especificações distintas, a primeira com dados empilhados, em que cada ano é representado por uma “dummy”, e a última para o ano de 2010 separadamente.

A estimação do modelo para apenas 2000 não será utilizada devido à estrutura dos dados. Para os dados sobre equipamentos e plano de saúde, principalmente, utilizar apenas os dados de 2000 traria uma grande parcela de dados dos quais as bases são recentes e ainda não estavam consolidadas no ano de 2000. Para o número de leitos e mamógrafos, todas as observações seriam estimativas, já que a base do CNES está disponível para a partir de 2005 (BRASIL, 2023c). Para a cobertura de plano de saúde, os dados de 2000 ainda não eram bem consolidados, já que representam o primeiro ano de coleta da base da ANS, dado que a agência foi criada em 2000 (BRASIL, 2023d). O SUS, criado em 1990, ainda era recente e sua estrutura esteve em crescimento no período. Por esses motivos, não será utilizada uma especificação para 2000 separadamente. A seguir, a Tabela 1 descreve as variáveis que serão utilizadas no modelo.

Tabela 1. Variáveis do modelo.

Inserção no modelo	Variável	Tipo	Justificativa	Definição	Fonte
Proxy de saúde	mortalidade infantil	dependente	proxy para saúde da população	óbitos infantis/nascidos vivos (x1000)	IRMS
	esperança de vida ao nascer	dependente	proxy para saúde da população	esperança de vida ao nascer	IRMS
Gasto com saúde	gastos com saúde per capita	explicativa	Gasto com saúde proporciona insumos de saúde	gasto per capita com atividades de saúde corrigido a preços de 2000	IMRS e IBGE
Arrecadação tributária	RCL per capita	instrumental	Instrumento para determinação de gastos com saúde, mas não determinada pelo estoque de saúde	Receita total disponível por habitante	IMRS
Cobertura da atenção	cobertura de atenção primária	instrumental	Insumos de saúde afetam positivamente a saúde da população	proporção da população atendida pela Estratégia de Saúde da Família	IMRS
Oferta de serviços de saúde	leitos por 10 mil habitantes	instrumental	Insumos de saúde afetam positivamente a saúde da população	número leitos hospitalares dividido pela população atendida nesses leitos (x10000)	CNES
	mamógrafos por 10 mil habitantes	instrumental	Insumos de saúde afetam positivamente a saúde da população	somatório de Mamógrafos com Comando Simples e Mamógrafo com Estereotaxia dividido pela população da micro (x10000)	CNES
Contexto sociodemográfico	renda per capita	controle	maior renda associada a impacto positivo na saúde da população pelo modelo de Grossman	renda per capita corrigida a preços de 2000	IMRS e IBGE

desigualdade	controle	Desigualdade associada a disparidades sociais em saúde	Percentual da renda apropriada pelos 60% mais pobres	IMRS
escolaridade	controle	maior escolaridade associada a impacto positivo pela extensão do modelo de Grossman	Proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	IMRS
estrutura de idade	controle	maior idade associada a impacto negativo na saúde pela extensão do modelo de Grossman	Número de pessoas com 65 anos ou mais/ População total do município	IMRS e DATASUS
estrutura de sexo	controle	variável de controle, não discutida no modelo	Razão entre população feminina e população masculina	DATASUS
acidentes de trânsito	controle	variável de controle, não discutida no modelo	Taxa de mortalidade por acidente de transporte da população de 15 a 29 anos	IMRS
urbanização	controle	variável de controle, não discutida no modelo	Taxa de urbanização	IMRS
saneamento	controle	variável de controle, não discutida no modelo	Percentual da população urbana em domicílios com abastecimento de água (rede)	IMRS
cobertura plano de saúde	controle	variável de controle, não discutida no modelo	número de beneficiários por município dividido pela população (x10000)	ANS TABNET
faixa de população	controle	variável de controle, não discutida no modelo	População total agrupada em níveis	IMRS

Fonte: Elaboração Própria.

3. Resultados

3.1. Análise Descritiva

3.1.1. Gastos com saúde

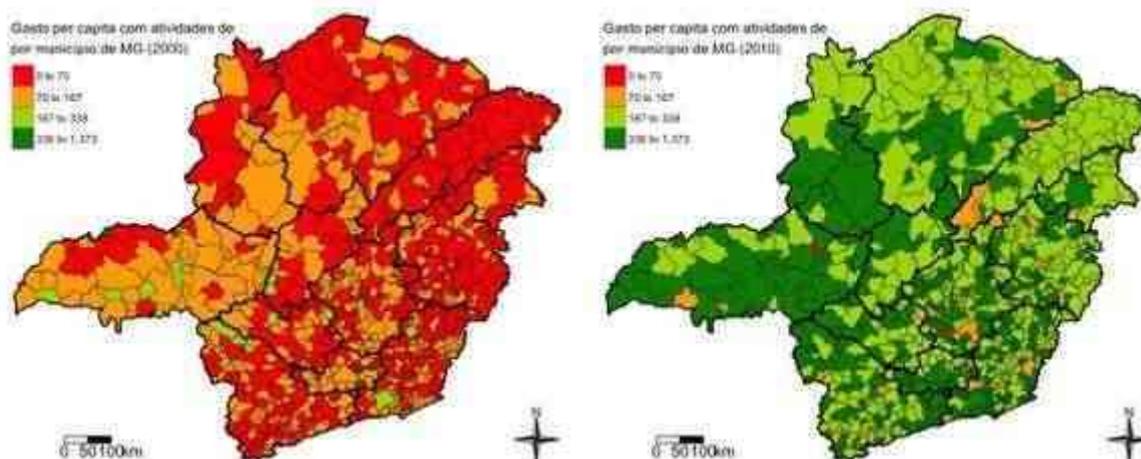
Entre 2000 e 2010, o gasto médio per capita dos municípios de Minas Gerais aumentou substancialmente, passando de R\$78,32 para R\$194,89, a preços constantes de 2010. Oito municípios reportaram gasto zero em 2000: Pintópolis, Gonzaga, Mar de Espanha, Itatiaiuçu, Grupiara, Senador Amaral, Rio Pomba e Lagoa Grande. Além do crescimento do gasto per capita, observa-se aumento na dispersão entre os municípios, o desvio padrão passa de R\$50,40 para R\$84,08 (Tabela 2). Em relação à distribuição geográfica, a configuração espacial mostra uma divisão marcante no estado. O aumento do volume de gastos entre os dois anos é observado para todas as regiões. Nos dois anos, região do Jequitinhonha apresenta os menores gastos, enquanto as regiões Noroeste e Triângulo Mineiro concentram os municípios com gastos com saúde per capita mais elevados (Figura 1).

Tabela 2. Caracterização da variável de gastos com saúde

Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Média	Mediana	DP	Mín	Máx	Média	Mediana	DP
Gasto pc com saúde a preços de 2000	0.00	650.19	78.33	70.50	50.41	27.96	718.76	194.90	176.55	84.08

Fonte: elaboração própria

Figura 1. Distribuição geográfica do gasto per capita com atividades de saúde por quartis em 2000 e 2010.



Fonte: elaboração própria.

3.1.2. Estoque de saúde da população

Nesse trabalho utilizamos a esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil para mensurar o estoque de saúde da população. A esperança de vida ao nascer era em média 70,16 anos em 2000, aumentando para 74,42 em 2010. A média da taxa de mortalidade infantil no estado diminuiu de 28,65 para 16,37 no mesmo período. Ambas as variáveis demonstram melhora na saúde da população mineira ao longo do período analisado. Há maior variabilidade na taxa de mortalidade infantil comparada à esperança de vida ao nascer nos dois anos. Em 2000, o desvio

padrão da esperança de vida ao nascer era de 2,4, e cai para 1,7 em 2010. Já para a mortalidade infantil, os desvios são, respectivamente, 7,3 e 2,9. A menor variabilidade da taxa de mortalidade infantil em 2010 se reflete na melhora do indicador ao longo dos dez anos, já que a taxa mortalidade máxima cai substancialmente, de 55,8 em 2000 para 27,8 em 2010, enquanto o valor mínimo pouco muda (Tabela 3).

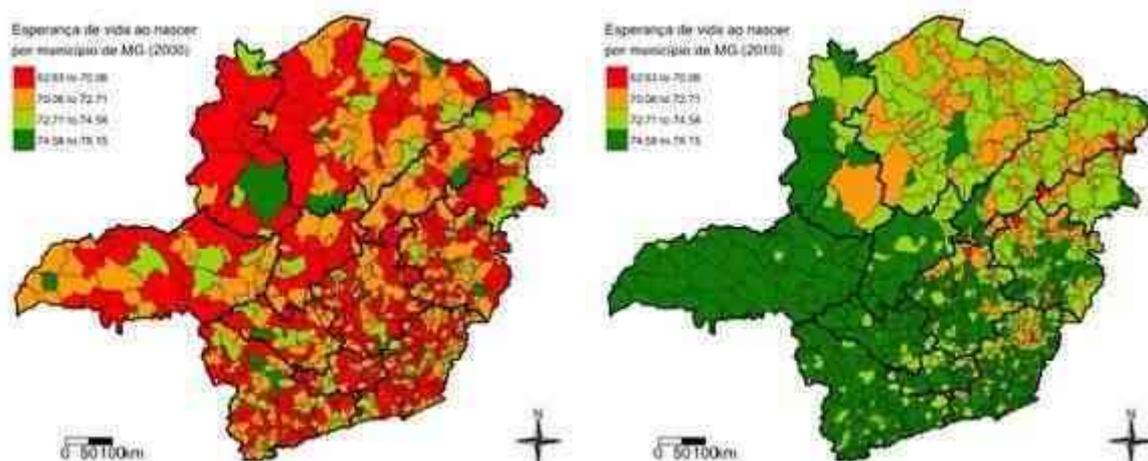
Tabela 3. Caracterização das variáveis de saúde da população

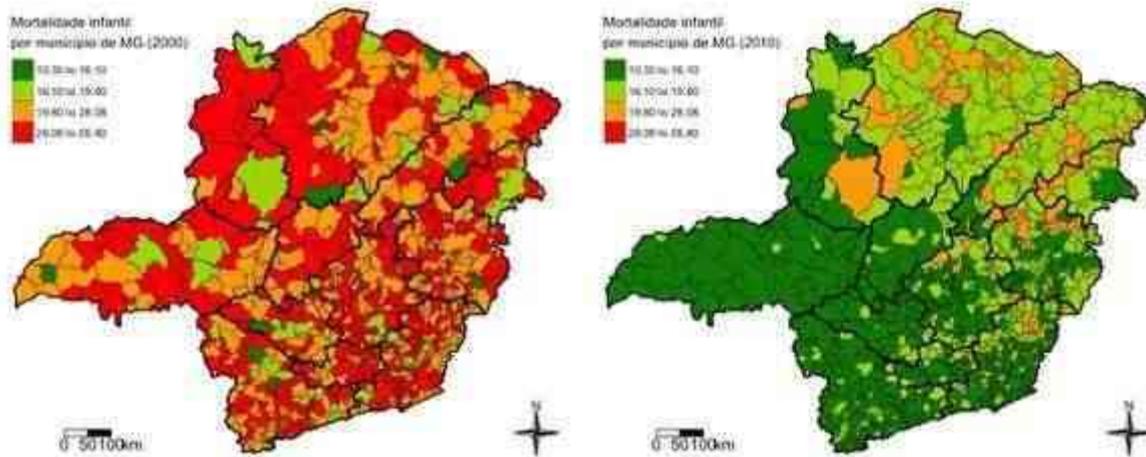
Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Média	Mediana	DP	Mín	Máx	Média	Mediana	DP
Esperança de vida ao nascer	62.63	75.98	70.16	70.18	2.40	68.37	78.15	74.43	74.41	1.79
Mortalidade Infantil	13.27	55.80	28.66	28.12	7.31	10.35	27.80	16.38	16.20	2.92

Fonte: elaboração própria.

Em 2000, a região Noroeste apresentava a maior concentração de municípios com menor esperança de vida ao nascer e maior taxa de mortalidade infantil, enquanto municípios com maior esperança de vida ao nascer e menor mortalidade infantil estavam bem distribuídos ao longo do estado. Em 2010, há melhora significativa dos indicadores em todo o estado (Figura 2). Além disso, a distribuição espacial se torna mais evidente com maior concentração de municípios com esperança de vida ao nascer elevada e menor mortalidade infantil. Os melhores resultados dos indicadores se concentram nas regiões do Triângulo Mineiro, Central, Oeste e Sul. Esse padrão de distribuição é similar ao observado para a distribuição dos gastos per capita com saúde, em que a região do Triângulo apresenta, em sua maioria, municípios com gastos mais elevados. Também vale ressaltar que seis municípios da região Noroeste passam do pior quartil em 2000 para o melhor quartil da distribuição dos indicadores em 2010, o que confere maior quantidade de municípios com bons indicadores. Em 2010, as regiões com menores resultados de esperança de vida e maiores taxas de mortalidade infantil passam a ser as regiões Norte e Jequitinhonha, o que, novamente, se assemelha à distribuição de gastos.

Figura 2. Distribuição geográfica da esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil por quartis em 2000 e 2010.



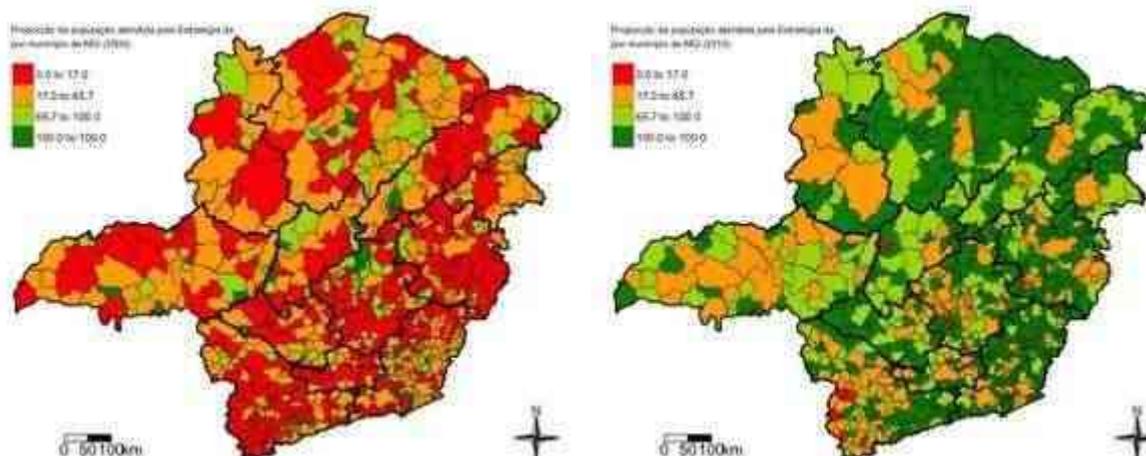


Fonte: elaboração própria.

3.1.3. Cobertura da atenção primária e indicadores de oferta dos serviços de saúde

Os indicadores de cobertura da atenção primária e de oferta foram definidos como instrumentos do modelo de gasto com saúde per capita. A proporção da população atendida pela Estratégia de Saúde da Família passa de uma cobertura média de 29,37 em 2000 para 86,22 em 2010 (Tabela 3). O aumento expressivo da média se deve, principalmente, pelo aumento da quantidade de municípios com 100% da população atendida pelo programa. Em 2000, eram 39 os municípios com 100% da população atendida, enquanto em 2010 o número se eleva a 477. Não há um padrão aparente de distribuição no estado. No entanto, a região Norte teve substantivo aumento em municípios com 100% de atenção e passa a ser uma das regiões com mais municípios com cobertura completa. Em contrapartida, a região do Triângulo, com bons resultados nos indicadores anteriores, não demonstrou aumento tão significativo, e em 2010, tem o menor número de municípios com cobertura completa (Figura 3).

Figura 3. Distribuição geográfica da proporção da população atendida pelo programa Estratégia de Saúde da Família por quartis em 2000 e 2010.



Fonte: elaboração própria.

Como instrumentos também são incorporados indicadores de oferta exógenos ao estoque de saúde, leitos por 10 mil habitantes e mamógrafos por 100 mil habitantes. Novamente, como as informações do CNES não estão disponíveis para 2000, os dados de 2005 foram utilizados como forma de aproximação. A disponibilidade de leitos e mamógrafos mantém-se similar entre os dois anos, com médias de aproximadamente 20 leitos e 0,1 mamógrafos por 100 mil habitantes, e variabilidade também semelhante (Tabela 3). Algumas microrregiões de saúde não possuem leitos ou mamógrafos em 2000 e 2010. A microrregião que não possui leitos hospitalares é a de Coronel Fabriciano. Assim, todos os municípios que a ela pertencem apresentam valor 0 em número de leitos por 100 mil habitantes. Já os mamógrafos não estão presentes em nenhuma das cidades de 37 das microrregiões em 2000 e de 18 das microrregiões em 2010. Não há padrão de distribuição aparente entre as regiões do estado, tampouco significativa mudança entre os dois anos.

Tabela 3. Caracterização das variáveis de cobertura da atenção.

Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Média	Mediana	DP	Mín	Máx	Média	Mediana	DP
Proporção da população atendida pela ESF	0.00	100.00	29.37	20.13	32.01	0.00	100.00	86.22	100.00	22.66
Leitos por 10 mil habitantes	0.00	50.31	20.22	19.83	7.85	0.00	51.79	20.21	18.64	8.97
Mamógrafos por 10 mil habitantes	0.00	0.51	0.10	0.09	0.09	0.00	0.50	0.18	0.19	0.11

Fonte: elaboração própria.

3.1.4. Arrecadação tributária

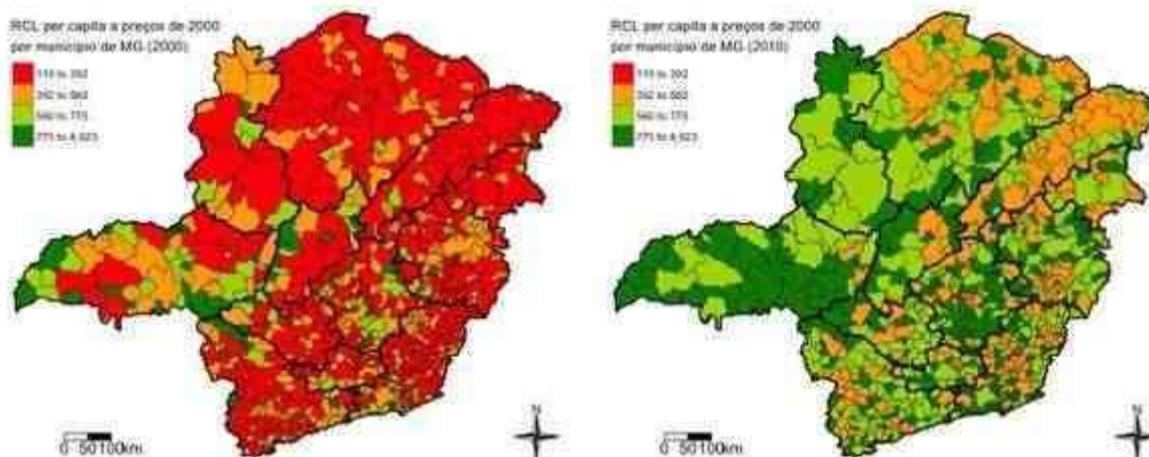
A arrecadação tributária municipal também é usada como variável instrumental para os gastos com saúde, medida pela Receita Corrente Líquida per capita. Em média, os municípios de Minas Gerais arrecadaram R\$456,27 em 2000 e R\$825,98 em 2010 a preços constantes de 2000 (Tabela 4). A arrecadação tributária real aumenta de forma importante no período, tanto na média como nos valores extremos. Esse padrão de crescimento pode ser observado nos municípios do estado de forma geral (Figura 4). Cabe destacar o crescimento expressivo dos resultados na região Noroeste, na qual em 2010 todos os municípios se encontram acima da mediana. Como resultado, as regiões do Triângulo Mineiro e Nordeste apresentam maior concentração de cidades com alta arrecadação per capita, assim como o padrão observado para o gasto per capita. Ribeirão das Neves, município com menor arrecadação em 2000, teve arrecadação de R\$119,21, enquanto Cachoeira Dourada, município com maior arrecadação no mesmo, R\$2486,75. Já em 2010, o município com menor arrecadação foi, novamente, Ribeirão das Neves, mas com arrecadação de R\$281,63, e o município com maior arrecadação, São Gonçalo do Rio Abaixo, com R\$4923,34.

Tabela 4. Caracterização da variável de arrecadação tributária

Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Média	Mediana	DP	Mín	Máx	Média	Mediana	DP
RCL per capita	119.21	2486.75	456.27	392.13	231.47	281.63	4923.34	825.98	706.74	399.79

Fonte: elaboração própria.

Figura 4: Distribuição geográfica da Receita Corrente Líquida per capita por quartis em 2000 e 2010.



Fonte: elaboração própria.

3.1.5. Variáveis de contexto sociodemográfico

A renda per capita tem crescimento ao longo dos dois anos, com aumento da média de R\$ 179,01 para R\$256,86 a preços constantes de 2000. A variância da renda também aumenta ao longo dos 10 anos, sendo que o desvio padrão passa de R\$74,72 para R\$90,62. Ao longo do período também é possível observar uma diminuição na concentração de renda dos municípios de Minas Gerais. A proporção da renda apropriada pelos 60% mais pobres aumenta de, em média, 22,72% para 27,16%, com diminuição da variância do indicador. O valor máximo da distribuição, 37,2, se mantém praticamente inalterado. A diminuição da variância decorre do aumento da proporção da renda apropriada pelos mais pobres nos municípios onde esse indicador era baixo, como por exemplo, Santa Cruz de Salinas, em que a proporção aumenta de 7,87 a 23,77, Bonito de Minas, em que a proporção aumenta de 8,38 a 18,54 e Miravânia, com aumento de 10,1 para 25,7 (municípios com as menores proporções em 2000). A proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo também aumenta de forma expressiva entre os 10 anos, saindo, em média, de 25,29 para 39,32 (Tabela 4).

Outro indicador com aumento expressivo é o de percentual da população urbana em domicílios com esgotamento sanitário. Além de haver um aumento da média de 45% para 85% de 2000 a 2010, o desvio padrão também diminuiu de 26,52 para 24,57 em 2010 (Tabela 4). O aumento da média acompanhado pela diminuição do desvio significa aumento da concentração de municípios em percentuais mais altos da população com esgotamento sanitário. Também é possível observar expansão da cobertura de planos de saúde nos municípios. A grande variabilidade da cobertura entre 2000 e 2010 pode ser justificada pela base de dados da ANS. A agência foi criada no ano de 2000, já que era muito recente, os dados sobre cobertura de planos de saúde nesse ano podem ter resultados discrepantes. A partir de 2004, o número de beneficiários varia menos e é mais próximo do encontrado em 2010.

O primeiro indicador com piora em 2010 em comparação a 2000 é o de taxa de ocorrência de homicídios dolosos. A média do indicador aumenta de 9,97 a 12,69 no período, com aumento do desvio padrão de 5,22 para 7,00. No segundo ano, não há mais microrregião com taxa de homicídios igual a zero. Os indicadores de proporção de idosos e mulheres se mantêm quase constantes, com médias em 2000 e 2010 semelhantes. A proporção de mulheres, em média,

não se altera, permanece em 53%. Em contrapartida, a proporção de idosos apresenta aumento, em média, de 7% a 9%. O aumento da população de idosos é influenciado, principalmente, pelo envelhecimento populacional nas regiões Sul, Oeste, Campo das Vertentes e Vale do Rio Doce. A taxa de urbanização também pouco varia. A média é de 62% em 2000 e 67% em 2002, com pouca alteração na variabilidade.

Tabela 4. Caracterização das variáveis de contexto sociodemográfico

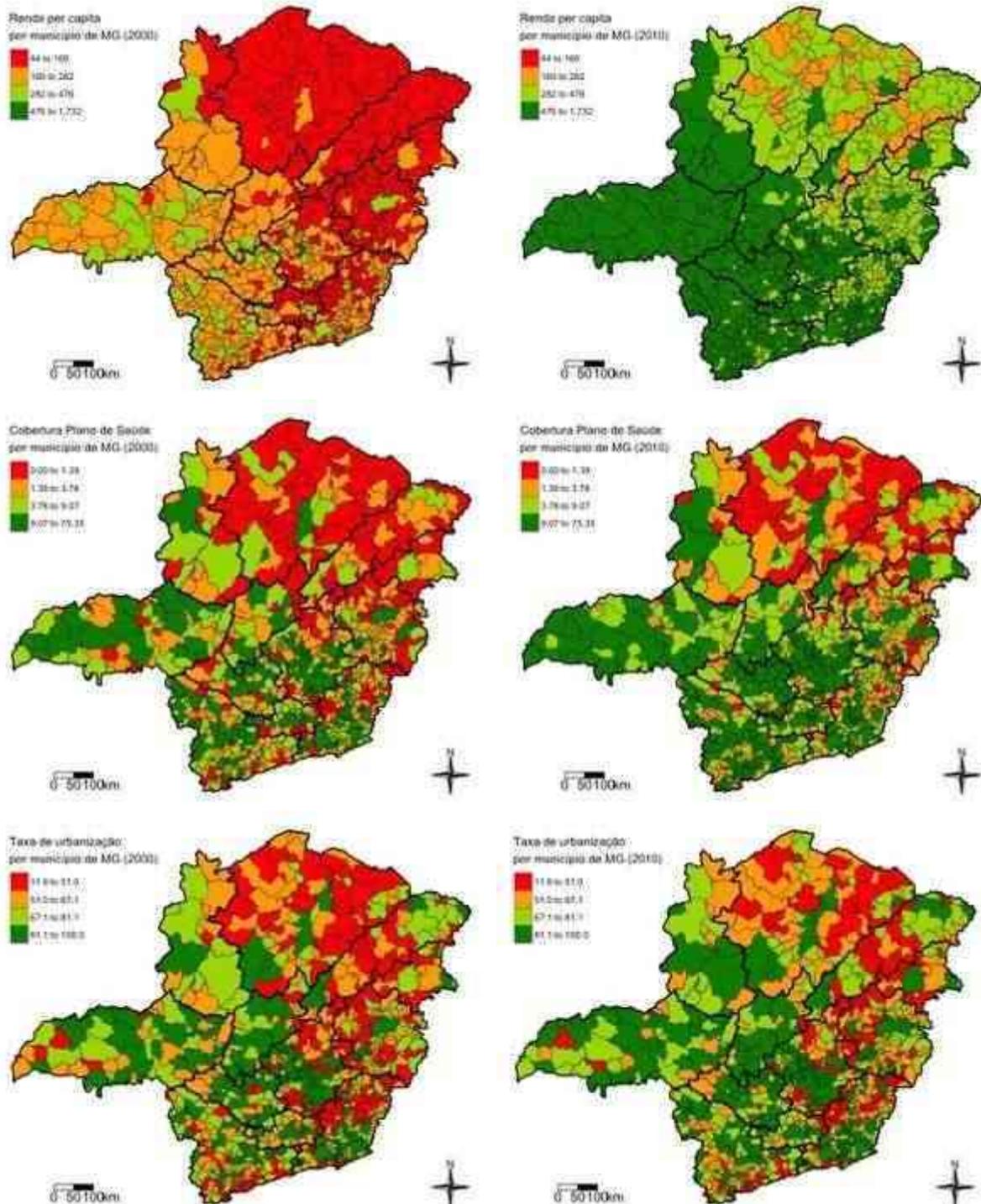
Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Média	Mediana	DP	Mín	Máx	Média	Mediana	DP
Renda pc a preços de 2000	43.90	564.50	179.01	169.31	74.72	95.17	906.72	256.86	248.81	90.62
% da renda apropriada pelos 60% mais pobres	7.87	37.21	22.72	22.65	4.07	11.52	37.51	27.16	27.30	3.44
Proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo	6.76	58.38	25.29	24.36	8.00	17.85	69.89	39.32	38.42	8.54
Taxa de ocorrência de homicídios dolosos por micro	0.00	29.67	9.97	9.07	5.22	1.62	37.56	12.69	11.43	7.00
Proporção de Idosos	0.03	0.11	0.07	0.07	0.02	0.03	0.15	0.09	0.09	0.02
Proporção de mulheres	0.45	0.53	0.49	0.49	0.01	0.44	0.53	0.49	0.49	0.01
Taxa de urbanização	11.80	100.00	62.61	63.65	20.58	18.56	100.00	67.91	70.42	18.98
Percentual da população urbana em domicílios com esgotamento sanitário	0.00	96.28	45.65	49.13	26.92	0.00	100.00	85.08	97.77	24.57
Cobertura Plano de Saúde	0.01	75.35	5.68	2.70	8.11	0.03	56.74	9.20	5.15	10.42

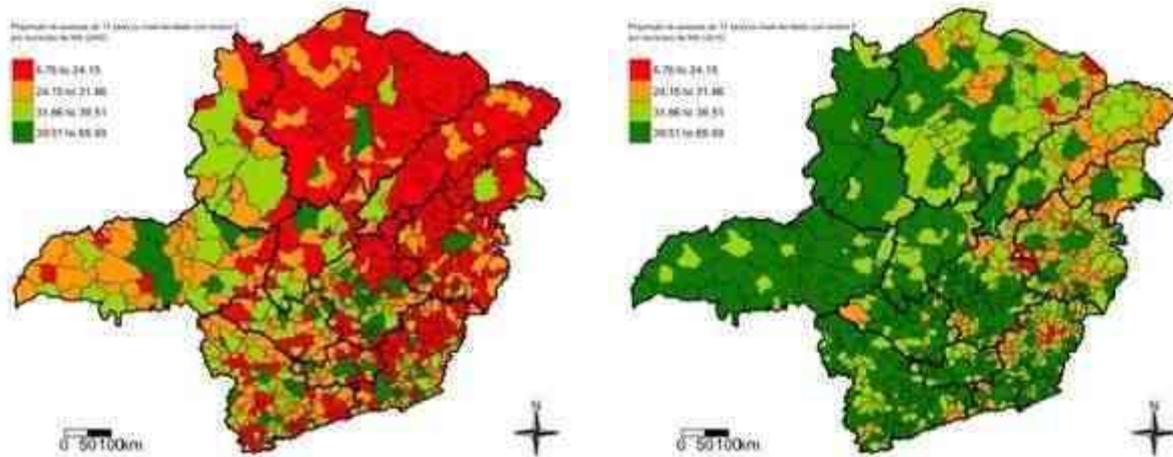
Fonte: elaboração própria.

É possível observar padrão de distribuição semelhante às variáveis mencionadas anteriormente para a renda per capita, taxa de cobertura de plano de saúde, taxa de urbanização e proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo: valores mais altos nas regiões do Triângulo Mineiro e Noroeste, com maior concentração no ano de 2010 (Figura 5). A região Norte de Minas tem a maior concentração de municípios com baixos valores dos indicadores de controle nos dois anos, mas com aumento da quantidade de municípios de média e baixa renda per capita e proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino

fundamental completo. No entanto, a variável de renda per capita é altamente associada ao gasto per capita com saúde. Quando colocada no modelo econométrico, essa variável representa todo o poder de explicação do modelo. Portanto, a fim de avaliar o efeito de demais variáveis, a renda per capita não foi utilizada na estimação.

Figura 5. Distribuição geográfica da renda per capita, cobertura de plano de saúde, taxa de urbanização e proporção da população de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo por quartis em 2000 e 2010.

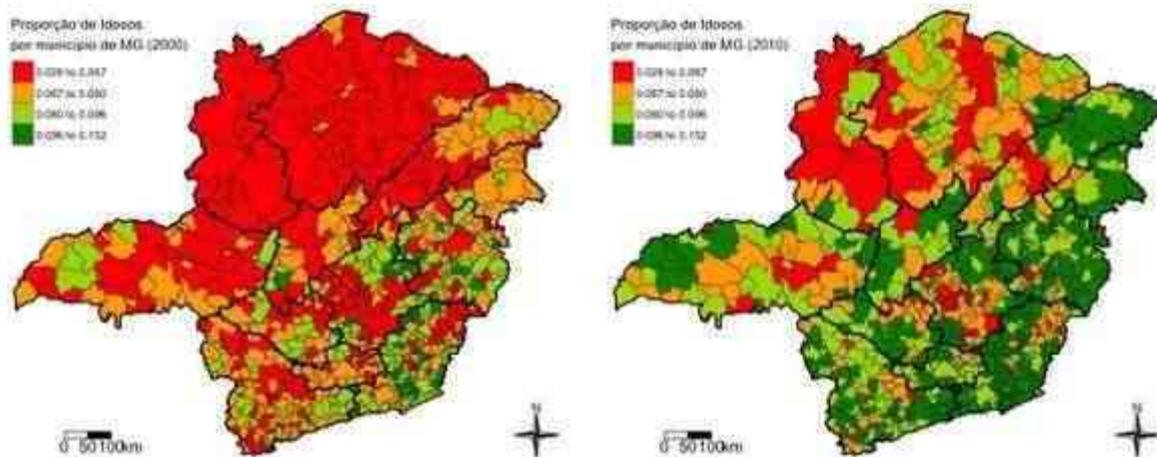




Fonte: elaboração própria.

Outra variável que apresenta padrão bem definido é a proporção de idosos, em que é possível observar maior quantidade de municípios com alta proporção nas porções Sul, Zona da Mata, Vale do Rio Doce e de Campo das Vertentes (Figura 6). Diferentemente das demais variáveis, a região Noroeste apresenta a maior concentração de municípios com baixa proporção de idosos, tanto em 2000 quanto em 2010.

Figura 6. Distribuição geográfica da proporção de idosos por quartis em 2000 e 2010.



Fonte: elaboração própria.

3.2. Resultados – relação entre variáveis dependentes e instrumentos

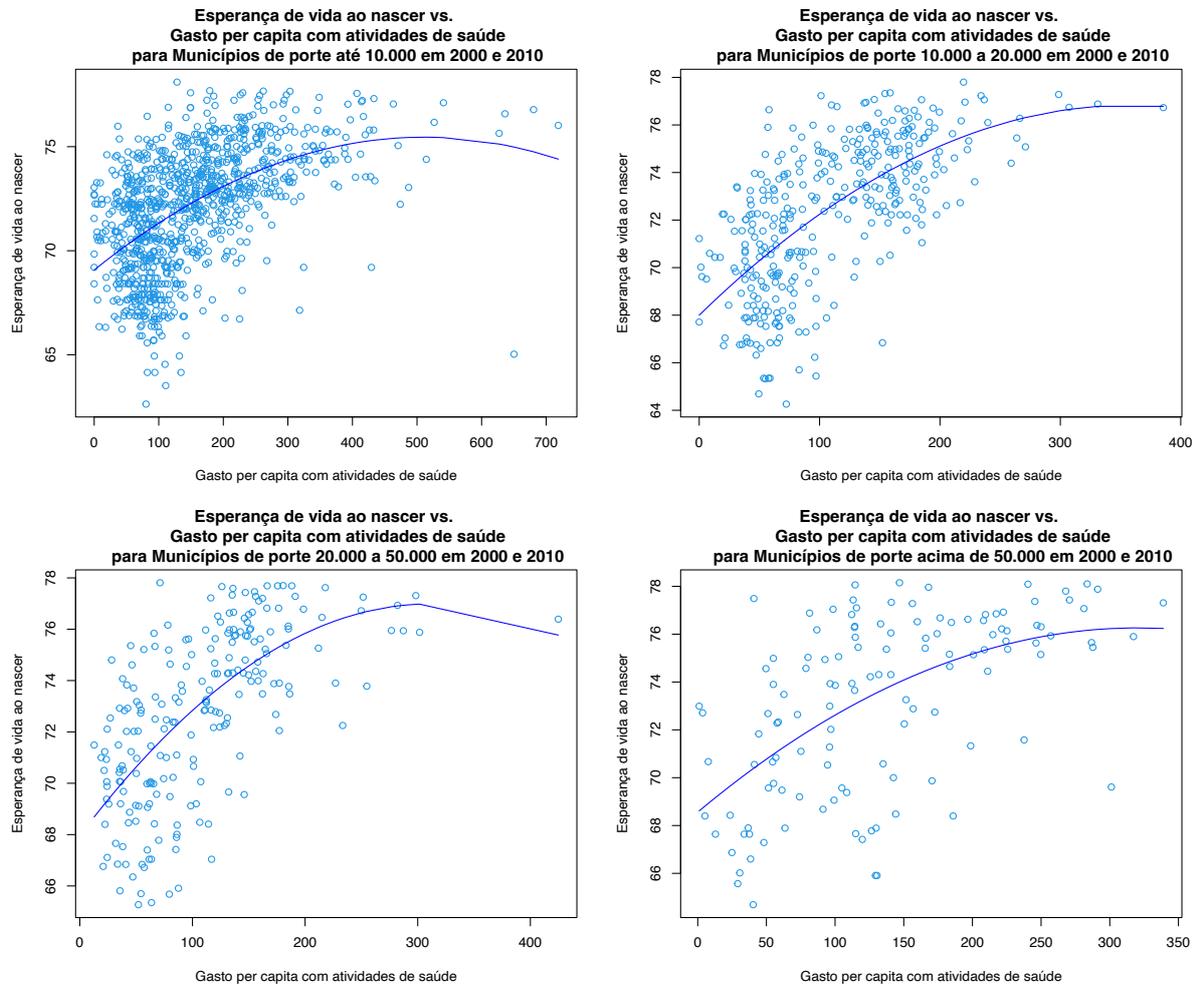
3.2.1. Estoque de saúde da população e gasto per capita com saúde

Espera-se variáveis de estoque de saúde da população e gasto com atividades de saúde sejam positivamente relacionadas. À luz do modelo de Grossman, o gasto com atividades de saúde pode ser visto como demanda por serviços de saúde. A demanda, por sua vez, é gerada com o intuito de aprimorar o estado de saúde. Teoricamente, espera-se que esperança de vida ao nascer esteja positivamente correlacionada ao gasto per capita com atividades de saúde, enquanto a mortalidade infantil negativamente.

Empiricamente, os dados para municípios de Minas Gerais em 2000 e 2010 confirmam a previsão do modelo. A correlação entre esperança de vida ao nascer e gasto per capita é de

0,589 considerando os dois anos. Pelos gráficos de dispersão, é clara a relação positiva entre as duas variáveis nos recortes populacionais de até 50.000 pessoas (Figura 7).

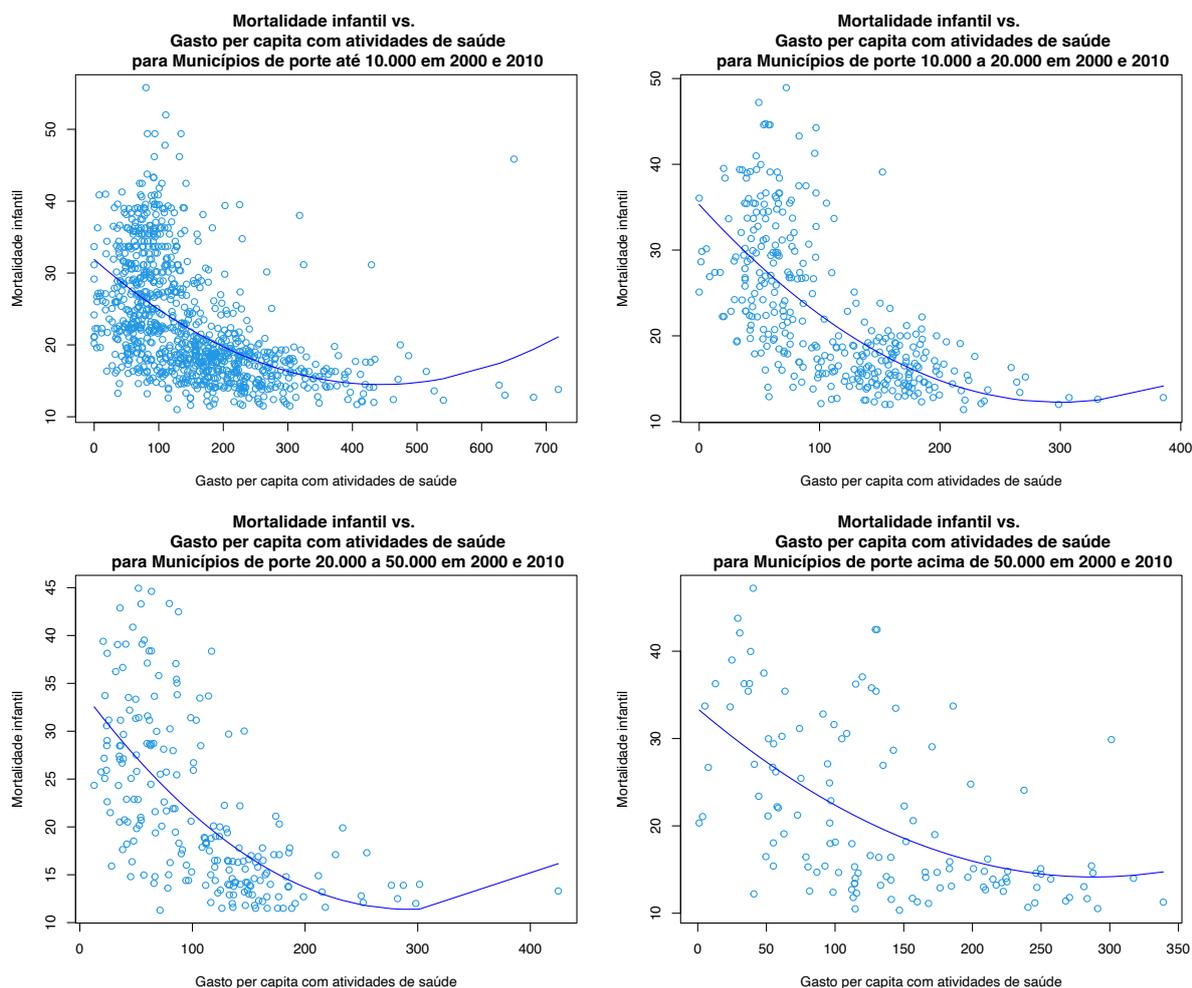
Figura 7: Distribuição da esperança de vida ao nascer comparada a gasto per capita com atividades de saúde.



Fonte: elaboração própria.

A variável de mortalidade infantil também reforça os resultados do modelo. Para o conjunto de dados de municípios de Minas Gerais em 2000 e 2010, há correlação de $-0,594$ entre mortalidade infantil e gastos per capita com atividades de saúde. Os gráficos de dispersão mostram relação negativa entre as duas variáveis para todos os recortes de população (Figura 8).

Figura 8: Distribuição da mortalidade infantil comparada a gasto per capita com atividades de saúde.

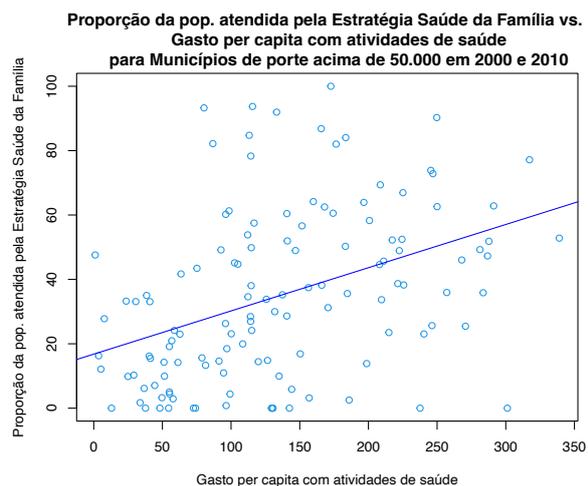
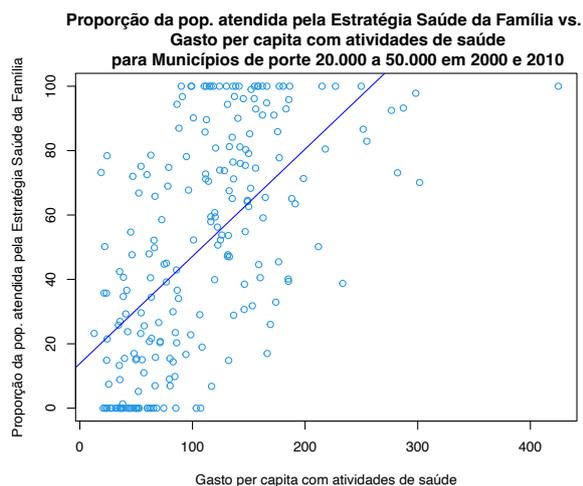
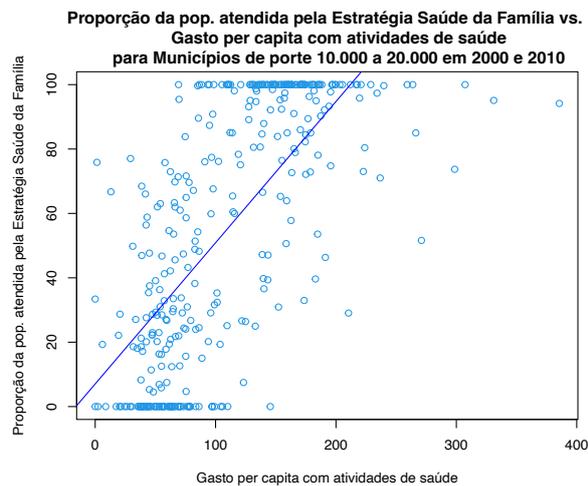
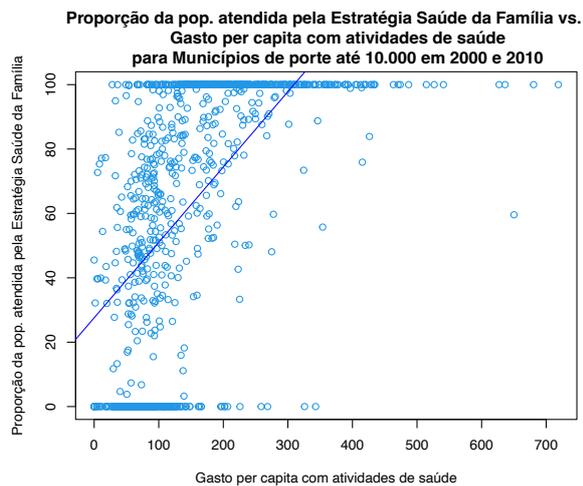


Fonte: elaboração própria.

3.2.2. Gasto per capita com saúde e instrumentos

A proporção da população atendida pelo programa Estratégia Saúde da Família em municípios de Minas Gerais tem correlação de 0.64 com o gasto per capita em atividades de saúde no conjunto dos anos de 2000 e 2010. Graficamente, há indícios de relação positiva mais forte para nos grupos de municípios de porte entre 10.000 e 50.000 habitantes (Figura 9). A relação pode indicar que o gasto com saúde depende da cobertura da atenção primária, que será utilizada como instrumento para a variável. Esse resultado reforça que o gasto com saúde no nível municipal está associado à cobertura da atenção primária.

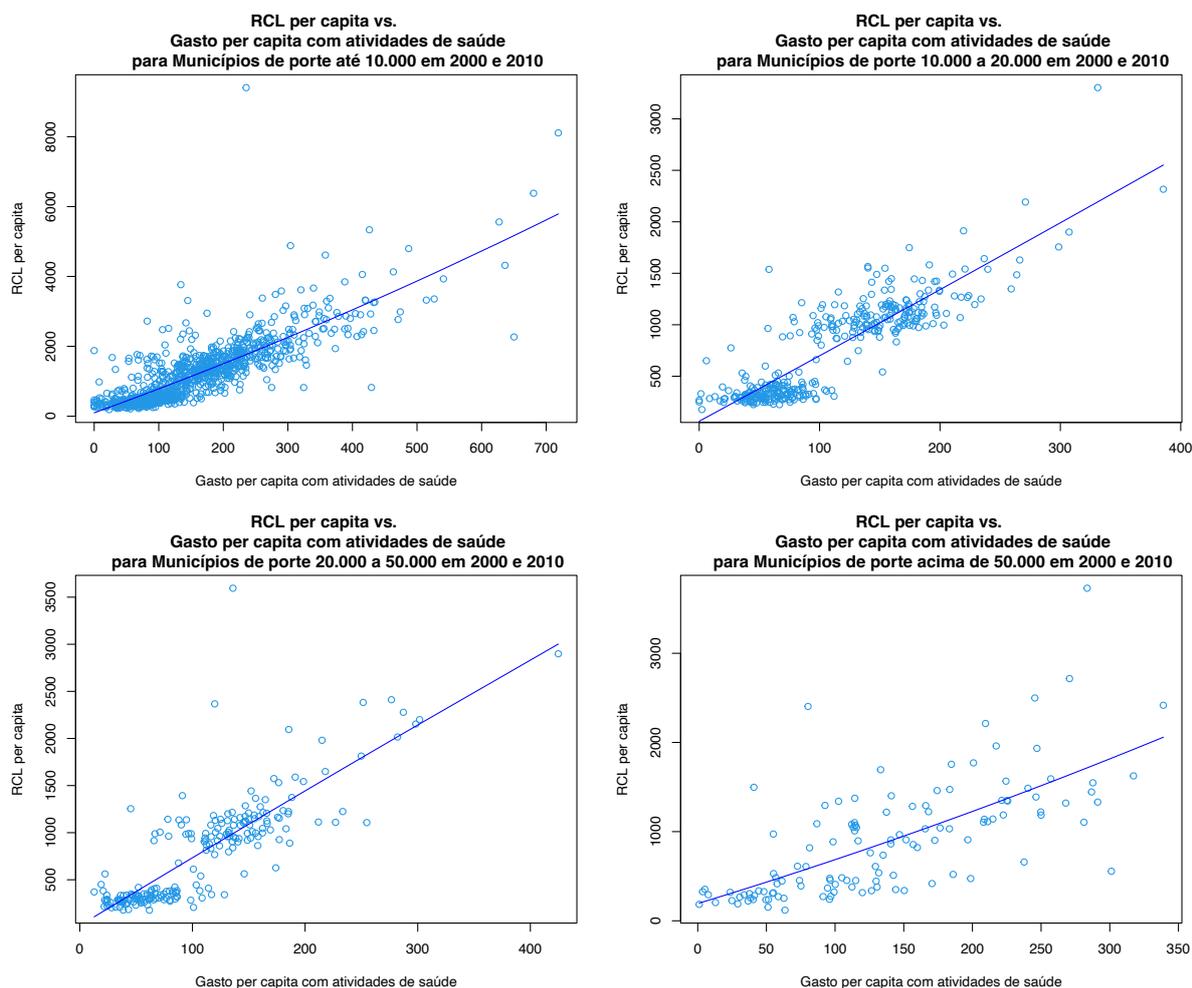
Figura 9: Distribuição da proporção da população atendida pelo programa Estratégia de Saúde da Família comparada a gasto per capita com atividades de saúde.



Fonte: elaboração própria.

O indicador de arrecadação tributária também demonstra relação positiva com o gasto, com correlação simples de 0,89. A relação positiva ocorre para todos os portes de população controlados. No entanto, como a maior parte dos municípios se encontra no porte de até 10.000, a relação é mais clara para essa faixa de população (Figura 10).

Figura 10: Distribuição da Receita Corrente Líquida comparada a gasto per capita com atividades de saúde.



Fonte: elaboração própria.

3.3. Resultados Econométricos

A seguir, encontram-se os resultados do modelo econométrico. O modelo utiliza de duas especificações. A primeira especificação do modelo econométrico é a estimação que utiliza dados de 2000 e 2010. A segunda especificação utiliza dados apenas do ano de 2010. Não há uma especificação que utiliza apenas dados de 2000. As instituições que coordenam as bases de dados e o próprio SUS ainda eram muito recentes, o que contribui com dados menos estáveis, como mencionado na Metodologia. A análise de significância dos coeficientes do modelo leva em consideração um nível de significância de 5%.

No primeiro estágio do modelo que utiliza dados de 2000 e 2010, os instrumentos mostram relação positiva ao gasto (Tabela 5). Como esperado pela análise dos gráficos de dispersão, a Receita Corrente Líquida per capita e a proporção da população atendida pela equipe de Estratégia de Saúde da família determinam positivamente o volume de gastos per capita. Os coeficientes são significativos, de respectivamente 0.081 e 0.33. Os coeficientes de leitos e mamógrafos por 10 mil habitantes, apesar de não serem significativos, são positivos, ou seja, apontam para a causalidade esperada: que o aumento da oferta de leitos e mamógrafos aumenta o gasto per capita com saúde. Em relação ao porte, o modelo capta que o gasto per capita com atividades de saúde é, em média, mais elevado nos municípios de mais de 50.000 habitantes (categoria de referência). Em relação a esse porte, os municípios de até 10.000 habitantes têm,

em média, gasto per capita com saúde de 14 unidades menor, seguidos pelos municípios de 10.000 a 20.000 habitantes, em média 20,6 menor, e dos municípios entre 20.000 e 50.000 habitantes, em média 23,1 menor. De forma geral, pode-se afirmar que a variável de gasto per capita com atividades de saúde é determinada positivamente pelos seus instrumentos de arrecadação tributária e cobertura da atenção básica, além de que o gasto médio depende do porte do município.

Tabela 5: primeiro estágio do modelo de 2000 e 2010.

2000 e 2010		
	<i>Variável dependente</i>	
	Gasto per capita com atividades de saúde a preços de 2000	Erro padrão
RCL per capita	0.081***	0.002
Leitos por 10 mil habitantes	0.103	0.153
Mamógrafos por 10 mil habitantes	14.8	12.737
Proporção da população atendida pela Estratégia de Saúde da Família	0.330***	0.045
Dummy 2000	-5.56	4.304
Dummy até 10.000 habitantes	-14.000***	4.931
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	-20.600***	5.23
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	-23.100***	5.569
Constante	49.100***	7.098
Observações	1,706	
R ²	0.71	
Ajustado R ²	0.709	
Erro padrão residual	48.900 (df = 1697)	
Estatística F	520.000*** (df = 8; 1697)	

Nota:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

Fonte: elaboração própria.

O segundo estágio do modelo foi estimado para as duas variáveis de estoque de saúde da população, mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer. De acordo com o modelo teórico, maiores quantidades de insumos de saúde, nesse caso mensuradas pelo gasto per capita com atividades de saúde, estão relacionadas a maior estoque de saúde. Espera-se que o gasto previsto pelo primeiro estágio esteja negativamente relacionado à mortalidade infantil e positivamente relacionado à esperança de vida ao nascer. O segundo estágio estimado para mortalidade infantil revela coeficiente negativo, mas não significativo para o gasto previsto (Tabela 6). Apesar de não significativo, o sinal negativo do coeficiente vai ao encontro das previsões do modelo teórico: maiores níveis de gasto com saúde estão relacionados a menores níveis de mortalidade infantil.

Além da relação positiva entre insumos e estoque de saúde, a expansão do modelo de Grossman tem como um de seus principais resultados a relação positiva entre nível educacional e estoque de saúde. Pelo modelo, indivíduos com mais alta escolaridade alocam os recursos de saúde de

forma mais eficiente, portanto são mais eficientes em aprimorar seu estoque de saúde. A estimação econométrica do modelo corrobora essa predição. A escolaridade, avaliada pela proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo, tem coeficiente negativo e significativo. Essa relação indica que o aumento de um ponto percentual na proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo contribui, em média, com uma diminuição em 0.092 unidades na mortalidade infantil, ou seja, níveis de escolaridade mais elevados estão relacionados a um estoque de saúde da população mais elevado.

Outros determinantes significativos para a mortalidade infantil nessa especificação são as variáveis de proporção de idosos, proporção de mulheres e a cobertura do plano de saúde. De acordo com essa especificação pode-se inferir que proporções de idosos mais altas reduzem a mortalidade infantil, enquanto proporções de mulheres mais altas a aumentam. Maiores taxas de homicídio também estão associadas a maior mortalidade infantil. Esse resultado reforça as predições da literatura sobre carga alostática, a qual argumenta que a exposição à de estresse resultam em maior deterioração do estado de saúde (GUIDI, 2020). Por fim, as *dummies* de tamanho da população não foram significativas, mas estas já foram incluídas como determinantes do gasto predito.

Tabela 6: segundo estágio para mortalidade do modelo de 2000 e 2010.

2000 e 2010	<i>Variável dependente</i>	
	Mortalidade infantil	Erro padrão
Gasto per capita predito	-0.0005	0.003
Percentual da renda apropriada pelos 60% mais pobres	0.024	0.038
Proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	-0.092***	0.03
Taxa de ocorrências de homicídios dolosos por micro	0.039*	0.021
Proporção de Idosos	-25.100***	8.138
Proporção de Mulheres	61.500***	13.445
Taxa de urbanização	-0.013	0.01
Percentual da população urbana em domicílios com abastecimento de água (rede)	0.007	0.005
Cobertura Plano de Saúde	-0.067***	0.021
Dummy 2000	10.500***	0.584
Dummy até 10.000 habitantes	-0.278	0.75
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	-0.382	0.714
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	-0.772	0.68
Constante	-7.96	6.859
Observações	1,706	
R ²	0.573	
Ajustado R ²	0.569	
Erro padrão residual	5.440 (df = 1692)	
Estatística F	174.000*** (df = 13; 1692)	

Nota:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

Fonte: elaboração própria.

A estimação que tem a esperança de vida ao nascer como variável dependente apresenta resultados bastante semelhantes aos da especificação para a mortalidade infantil (Tabela 7). Assim como o esperado pelo modelo teórico, o coeficiente associado ao gasto predito é positivo, de 0.001, mas não significativo. Novamente, o sinal positivo está de acordo com as previsões e indica que o impacto do gasto com saúde sobre a esperança de vida ao nascer é positivo. As variáveis de escolaridade e ocorrência de homicídios também têm os sinais esperados pelo modelo teórico. Já que o modelo prevê que indivíduos com mais alta escolaridade alocam melhor recursos, o que resulta em melhor estado de saúde, é esperado que gastos com saúde estejam positivamente relacionados à esperança de vida ao nascer. A proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo está associada à esperança de vida ao nascer com um coeficiente de 0.055, significativo, o que confirma essa predição. A taxa de ocorrência de homicídios dolosos, por sua vez, deve ter coeficiente negativo de acordo com a literatura, já que a carga alostática impacta negativamente o estoque de saúde. Esse resultado é confirmado pelo coeficiente significativo de -0.015 da taxa de ocorrência de homicídios dolosos. Essa especificação também indica que o estoque de saúde, estimado pela esperança de vida ao nascer, está relacionado positivamente à proporção de idosos e à cobertura de plano de saúde, e negativamente à proporção de mulheres, assim como na estimação pela mortalidade infantil. Um resultado contraintuitivo refere-se à abastecimento de água que foi negativamente correlacionado com a esperança de vida ao nascer.

Tabela 7: segundo estágio para esperança de vida ao nascer do modelo de 2000 e 2010.
2000 e 2010

	<i>Variável dependente</i>	
	Esperança de vida ao nascer	Erro padrão
Gasto per capita predito	0.001	0.001
Percentual da renda apropriada pelos 60% mais pobres	-0.008	0.014
Proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	0.055***	0.011
Taxa de ocorrências de homicídios dolosos por micro	-0.015*	0.007
Proporção de Idosos	12.700***	2.994
Proporção de Mulheres	-29.900***	4.947
Taxa de urbanização	0.006	0.003
Percentual da população urbana em domicílios com abastecimento de água (rede)	-0.005**	0.002
Cobertura Plano de Saúde	0.036***	0.007
Dummy 2000	-3.160***	0.214
Dummy até 10.000 habitantes	0.045	0.276
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	0.211	0.262
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	0.395	2.524
Constante	85.700***	

Observações

1706

R ²	0.56
Ajustado R ²	0.557
Erro padrão residual	2.000 (df = 1692)
Estatística F	166.000*** (df = 13; 1692)

Nota: *p<0.1**p<0.05***p<0.01

Fonte: elaboração própria.

A especificação para o ano de 2010 tem resultados semelhantes à primeira especificação. No primeiro estágio, novamente é possível inferir que o gasto per capita com atividades de saúde depende positivamente da arrecadação municipal e da cobertura da atenção primária. Os coeficientes relacionados à Receita Corrente Líquida per capita e à proporção da população atendida pela equipe da Estratégia de Saúde da Família são, respectivamente 0,077 e 0,33, ambos significativos (Tabela 8). Esses coeficientes se comportam como esperado (relação positiva entre gasto com saúde e seus instrumentos). Para essa especificação, as variáveis de leitos e mamógrafos por 10 mil habitantes também têm sinal esperado, mas não significativo. Essa estimação também se assemelha à primeira no que se refere ao impacto dos portes populacionais, com todos os coeficientes significativos. Municípios com mais de 50.000 habitantes têm, em média, o maior gasto per capita com saúde, seguidos pelos municípios com até 10.000, habitantes, de 10.000 a 20.000 habitantes, e de 20.000 a 50.000 habitantes, respectivamente.

Tabela 8: primeiro estágio do modelo de 2010.

2010

	<i>Variável dependente</i>	
	Gasto per capita com atividades de saúde a preços de 2000	Erro padrão
RCL per capita	0.077***	0.003
Leitos por 10 mil habitantes	0.023	0.24
Mamógrafos por 10 mil habitantes	14	19.375
Proporção da população atendida pela Estratégia de Saúde da Família	0.333***	0.101
Dummy até 10.000 habitantes	-11.7	8.746
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	-16.900*	8.927
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	-24.400***	9.244
Constante	55.800***	11.224

Observações	853
R ²	0.537
Ajustado R ²	0.533
Erro padrão residual	57.400 (df = 845)
Estatística F	140.000*** (df = 7; 845)

Nota:

*p<0.1**p<0.05***p<0.01

Fonte: elaboração própria.

Em relação ao segundo estágio, o coeficiente associado ao gasto predito está negativamente relacionado à mortalidade infantil. O coeficiente é significativo, de -0,004 (Tabela 9), então há evidências confirmar a predição do modelo teórico. Melhores níveis de estoque de saúde, avaliados pela taxa de mortalidade infantil, estão associados a mais insumos de saúde, avaliados pelo gasto per capita com atividades de saúde. A expansão do modelo para escolaridade também é confirmada com essa especificação. O coeficiente de -0.164 da proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo em relação à mortalidade infantil confirma essa hipótese. Além dos coeficientes já mencionados nas especificações anteriores, nesse caso a taxa de urbanização também contribui para explicar a mortalidade infantil – quanto maior a taxa de urbanização, menor a mortalidade. Entretanto, nessa especificação a hipótese de carga alostática não é confirmada, já que o coeficiente da taxa de homicídios dolosos não é significativo.

Tabela 9: segundo estágio para mortalidade do modelo de 2010.

2010	<i>Variável dependente</i>	
	Mortalidade infantil	Erro padrão
Gasto per capita predito	-0.004***	0.001
Percentual da renda apropriada pelos 60% mais pobres	-0.018	0.024
Proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	-0.164***	0.015
Taxa de ocorrências de homicídios dolosos por micro	0.009	0.01
Proporção de Idosos	-39.200***	4.193
Proporção de Mulheres	62.400***	7.342
Taxa de urbanização	-0.020***	0.006
Percentual da população urbana em domicílios com abastecimento de água (rede)	-0.0004	0.002
Cobertura Plano de Saúde	-0.051***	0.01
Dummy até 10.000 habitantes	0.771*	0.411
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	-0.21	0.388
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	-0.564	0.368
Constante	-1.81	3.766
Observações	853	
R ²	0.471	
Ajustado R ²	0.464	
Erro padrão residual	2.140 (df = 840)	
Estatística F	62.400*** (df = 12; 840)	

Nota:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

Fonte: elaboração própria.

Finalmente, a estimação para a esperança de vida ao nascer na especificação de 2010 também contribui para a confirmação dos resultados do modelo teórico. Novamente, pode-se concluir que insumos de saúde afetam positivamente o estoque de saúde da população, agora avaliado pela esperança de vida ao nascer. A variável de esperança de vida ao nascer depende de forma positiva e significativa do gasto predito per capita com saúde, com coeficiente de 0,002 (Tabela 10). A previsão sobre escolaridade também é confirmada. O coeficiente de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo é positivo e significativo, de 0,101. Isso corrobora a hipótese de que maiores níveis de escolaridade possibilitam uma alocação mais eficiente de recursos e, assim, estoque de saúde mais elevado. A hipótese de carga alostática também não é confirmada para a estimação que usa mortalidade infantil, já que o coeficiente da taxa de homicídios dolosos não é significativo. A maior diferença entre as duas estimativas (esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil para 2010) está no controle de porte dos municípios. Dessa vez, os municípios de até 10.000 habitantes diferem significativamente daqueles de mais de 50.000, usados como base. Os municípios de menor porte estão associados a menores valores de esperança de vida ao nascer, enquanto os municípios nas faixas de 10.000 a 20.000 habitantes e 20.000 a 50.000 habitantes se assemelham aos de maior porte.

Tabela 10: segundo estágio para esperança de vida ao nascer do modelo de 2010.

2010

	<i>Variável dependente</i>	
	Esperança de vida ao nascer	Erro padrão
Gasto per capita predito	0.002***	0.001
Percentual da renda apropriada pelos 60% mais pobres	0.004	0.014
Proporção de pessoas de 15 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	0.101***	0.009
Taxa de ocorrências de homicídios dolosos por micro	-0.006	0.006
Proporção de Idosos	23.400***	2.55
Proporção de Mulheres	-38.400***	4.464
Taxa de urbanização	0.012***	0.003
Percentual da população urbana em domicílios com abastecimento de água (rede)	0.0003	0.001
Cobertura Plano de Saúde	0.032***	0.006
Dummy até 10.000 habitantes	-0.460*	0.25
Dummy 10.000 a 20.000 habitantes	0.129	0.236
Dummy 20.000 a 50.000 habitantes	0.351	0.224
Constante	85.800***	2.29
Observações	853	
R ²	0.48	
Ajustado R ²	0.472	

Erro padrão residual

1.300 (df = 840)

Estatística F

64.600*** (df = 12; 840)

Nota:

* $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

Fonte: elaboração própria.

5. Considerações Finais

Este trabalho traz resultados que corroboram os pressupostos iniciais para os municípios de Minas Gerais. Primeiramente, quanto à existência de disparidade entre os municípios, a análise espacial expõe que a maior parte dos indicadores de estoque de saúde da população e contexto sociodemográfico apresenta melhores resultados nas regiões do Triângulo Mineiro, Sul e Sudoeste de Minas, distribuição tal que se assemelha à distribuição dos gastos de saúde para o ano de 2010. A distribuição de 2000, no entanto, não apresenta uma distribuição tão definida quanto a mencionada. Outro resultado importante refere-se à relação entre as variáveis de estoque de saúde e a variável de insumos de saúde, conforme os pressupostos do modelo do Grossman. Há uma correlação positiva entre gastos per capita com saúde e esperança de vida ao nascer e correlação negativa com a mortalidade infantil. Observa-se também uma relação positiva entre gastos per capita com atividades de saúde e a Receita Corrente Líquida per capita e cobertura da atenção primária (proporção da população atendida pelo programa Estratégia de Saúde da Família).

Os resultados do modelo econométrico se comportam conforme previsto pelo modelo Grossman. Insumos de saúde, medidos pelo gasto per capita com saúde previsto, estão positivamente correlacionados à esperança de vida ao nascer e negativamente correlacionados à mortalidade infantil, mas não é estatisticamente significativo para a primeira especificação. Uma possível explicação para a não significância desses coeficientes é a reduzida variância observada para as variáveis utilizadas como *proxy* do estado de saúde. A esperança de vida ao nascer capta as condições de saúde acumulada por diversas gerações, o que determina um comportamento inercial longo do tempo. Além disso, como o modelo é mensurado no nível agregado, o nível de saúde é mensurado na média da população, o que reduz a heterogeneidade entre os municípios em relação aos gastos com saúde e nível de saúde. Para a especificação de 2010, no entanto, os resultados de saúde já comportam como esperado: gastos preditos com saúde são positiva e significativamente relacionados a melhor estado de saúde da população.

Um resultado importante refere-se à escolaridade. A associação positiva entre estoque de saúde e esse indicador (proporção de pessoas de 15 anos ou mais com ensino fundamental completo) confirma o resultado teórico do modelo de Grossman estendido (BHATTACHARYA; HYDE; TU, 2014). Municípios com maior nível de escolaridade são mais capazes de aproveitar as oportunidades para a ampliação do estoque de saúde da população. Por exemplo, políticas de promoção e prevenção à saúde vão ter adesão maior quanto maior a escolaridade dos indivíduos. Indivíduos mais escolarizados têm maior capacidade de entender os benefícios dessas ações de saúde assim como têm maior habilidade para incorporar essas medidas.

Em relação às variáveis de controle, os resultados do modelo reforçam conclusões da literatura. O coeficiente significativo da proporção de mulheres para as duas especificações do segundo estágio vai de acordo com os resultados de Ramirez, Gallego e Sepulveda (2004), em que a maior proporção de mulheres está associado a pior estado de saúde. Por fim, a associação positiva entre cobertura de plano de saúde e estoque de saúde reforça as contribuições de Gobi (2019) de que a cobertura privada de planos de saúde aumenta a probabilidade de um indivíduo reportar saúde boa ou muito boa.

Para além de confirmar as proposições teóricas do modelo de Grossman e reforçar resultados empíricos da literatura, este trabalho contribui para a literatura ao criar uma função de produção a nível municipal, o que não foi encontrado em nenhum dos estudos até então. A pesquisa traz resultados inéditos sobre o cenário de Minas Gerais ao explicitar a disparidade de resultados, tanto de saúde, quanto sociodemográficos, a nível municipal, e sua relação com o estoque de

saúde da população mineira. Por fim, a análise para o estado de Minas Gerais é extremamente estratégica para o contexto brasileiro, dado que disparidades regionais no estado refletem disparidades entre regiões do país. Uma limitação deste trabalho é que as informações para o ano 2000 têm qualidade inferior devido à baixa cobertura dos sistemas de informações.

Referências Bibliográficas

BARRO, Robert et al. Health and economic growth. *World Health Organization*, [s.l.], nov. 1996.

BAYATI, Mohsen; AKBARIAN, Reza; KAVOSI, Zahra. Determinants of life expectancy in eastern mediterranean region: a health production function. *International journal of health policy and management*, Kerman, v. 1, n. 1, p. 57, mai. 2013.

BHATTACHARYA, Jay; HYDE, Timothy; TU, Peter. *The Palgrave Macmillan Health Economics*. Nova Iorque: International Business: Concepts, Methodologies, Tools, and Applications, 2014.

BRASIL. [Constituição (1988)]. *Constituição da República Federativa do Brasil de 1988*. Brasília, DF: Supremo Tribunal Federal, [2023a]. Disponível em: <https://portal.stf.jus.br/constituicaosupremo/artigo.asp?abrirBase=CF&abrirArtigo=196#:~:text=Da%20Sa%C3%BAde,Art.,sua%20promo%C3%A7%C3%A3o%2C%20prote%C3%A7%C3%A3o%20e%20recupera%C3%A7%C3%A3o>. Acesso em: 07 mai. 2023.

BRASIL. Ministério da Saúde. *Sistema Único de Saúde*. Brasília, [2023b]. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/assuntos/saude-de-a-a-z/s/sus>. Acesso em: 18 mai. 2023.

BRASIL. Ministério da Saúde. *CNES-DATASUS*. Brasília, [2023c]. Disponível em: <https://cnes.datasus.gov.br/>. Acesso em: 25 out. 2023.

BRASIL. Departamento de Informática do SUS. *Tabnet*. Brasília, [2023d]. Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>. Acesso em: 25 out. 2023.

CEBU STUDY TEAM et al. A child health production function estimated from longitudinal data. *Journal of development economics*, North-Holland, v. 38, n. 2, p. 323-351, abr. 1992.

CHIODA, Laura; DE MELLO, João; SOARES, Rodrigo. Spillovers from conditional cash transfer programs: Bolsa Família and crime in urban Brazil. *Economics of Education Review*, [s.l.] n. 54, p. 306-320, out. 2016.

DA SILVA, Cristiane; DOS SANTOS, Anderson Moreira Aristides; BALBINOTTO NETO, Giacomo. Função de Produção de Saúde para o Rio Grande do Sul em 2008. *JBES: Brazilian Journal of Health Economics/Jornal Brasileiro de Economia da Saúde*, Rio de Janeiro v. 8, n. 2, ago. 2016.

FAYISSA*, Bichaka; GUTEMA, Paulos. Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA). *Applied economics*, Londres v. 37, n. 2, p. 155-164, ago. 2005.

GUIDI, J. et al. Allostatic load and its impact on health: a systematic review. *Psychotherapy and psychosomatics*, Bolonha, v. 90(1), p. 11-27, ago. 2020.

GOBI, José Rodrigo et al. Função de Produção de Saúde para o Brasil: análise pelo Modelo de Grossman. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 50, n. 1, p. 85-100, jan./mar. 2019.

GODOY, Marcia Regina; DA SILVA, Cristiane. Função de produção de saúde para idosos: o caso europeu. *JBES: Brazilian Journal of Health Economics/Jornal Brasileiro de Economia da Saúde*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 1, mar. 2017.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Censo Brasileiro*

de 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Inflação*. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php> acesso em: 25 out. 2023.

KASSOUF, Ana Lucia. Função de produção de saúde em diferentes regiões e setores do Brasil. *Pesq Plan Econ*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 3, p. 547-70, dez. 1993.

LAPORTE, Audrey et al. Should the Grossman model of investment in health capital retain its iconic status. *Canadian Centre for Health Economics*, University of Toronto, p. 53, jan. 2015.

MALIK, Ana Maria. Oferta em serviços de saúde. *Revista USP*, São Paulo, n. 51, p. 146-157, set. 2001.

MINAS GERAIS. Controladoria-Geral do Estado. *Regiões de Planejamento*. Belo Horizonte: CGE, [2023]. Disponível em: https://www.mg.gov.br/sites/default/files/paginas/arquivos/2016/ligminas_10_2_02_regplan_listamunicipios.pdf. Acesso em: 26 mai. 2023.

MUSHKIN, Selma J. Health as an Investment. *Journal of political economy*, Chicago, v. 70, n. 5, Part 2, p. 129-157, out. 1962.

MUSHKIN, Selma J. Toward a definition of health economics. *Public Health Reports*, Nova Iorque, v. 73, n. 9, p. 785-794, set. 1958.

MUURINEN, Jaana-Marja. Demand for health: a generalised Grossman model. *Journal of Health Economics*, North-Holland v. 1, n. 1, p. 5-28, jan. 1982.

NORONHA, Kenya Valeria Micaela; ANDRADE, Mônica Viegas. A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil. *ANPEC*, Niterói, 2003.

PINTO, António Miguel Teixeira Marques. *Assessment of Health Perception Predictors: An Application of Grossman's Model to the Portuguese Population*. 2014. Tese (Master Thesis In Health Care Economics And Management) – Faculdade de Medicina, Universidade do Porto, Porto, 2014.

PNUD, IPEA, FJP. *Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil*. Rio de Janeiro, 2021. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>. Acesso em 26 de Maio de 2023.

RAMÍREZ, Manuel; GALLEGO, Juan Miguel; SEPULVEDA, Carlos. The determinants of the health status in a developing country: results from the colombian case. *Economía. Serie Documentos*, Universidad del Rosario, p. 15-31, jan. 2004.

ROCHA, Romero; SOARES. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health economics 19*, [s.l.], n. S1, p. 126-158, mai. 2010.

THORNTON, James. Estimating a health production function for the US: some new evidence. *Applied Economics*, Michigan, v. 34, n. 1, p. 59-62, out. 2002.

VAN DEN HEUVEL, Wim JA; OLAROIU, Marinela. How important are health care expenditures for life expectancy? A comparative, European analysis. *Journal of the American*

Medical Directors Association, Groningen, v. 18, n. 3, p. 276. e9-276. e12, jan. 2017.

WAGSTAFF, Adam. The demand for health: an empirical reformulation of the Grossman model. *Health Economics*, Sussex, v. 2, n. 2, p. 189-198, mar. 1993.

ZWEIFEL, Peter (Ed.). *Health, the medical profession, and regulation*. Nova Iorque: Springer Science & Business Media, 1998.

ZWEIFEL, Peter. The Grossman model after 40 years. *The European Journal of Health Economics*, Zurique v. 13, n. 6, p. 677-682, set. 2012.