UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

JANAÍNA GOMES RATIS MONTEIRO

SAÚDE NO BRASIL: COMPORTAMENTOS RELACIONADOS À SAÚDE, INFRAESTRUTURA E ATENÇÃO BÁSICA

RECIFE, 2015

JANAINA GOMES RATIS MONTEIRO

Saúde no brasil: comportamentos relacionados à saúde, infraestrutura e atenção básica

Tese apresentada à pós-graduação em Economia do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Pernambuco como requisito parcial para obtenção do grau de doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Francisco S. Ramos

Recife, 2015

Catalogação na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

M775s Monteiro, Janaína Gomes Ratis
Saúde no Brasil: comportamentos relacionados a saúde, infraestrutura e atenção básica / Janaína Gomes Ratis Monteiro. - 2015.
108 folhas : il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos
Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2015.
Inclui referências e anexos.

1. Economia da saúde. 2. Cuidados médicos – custos. 3. Estilo de vida. 4. Acesso aos serviços de saúde. I. Ramos, Francisco de Sousa (Orientador). II. Título.

330.9 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2017 –010)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DE DOUTORADO EM ECONOMIA DE:

JANAINA GOMES RATIS MONTEIRO

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob presidência do primeiro, considera a Candidata Janaína Gomes Ratis Monteiro **APROVADA.**

Recife, 18/12/2015

_____

Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos
Orientador

_____

Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio
Examinador Interno

_____

Prof[a]. Dr[a]. Roberta de Moraes Rocha
Examinadora Interna

_____

Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho
Examinador Externo/UFPB

_____

Prof. Dr. Maurício Assuero Lima de Freitas
Examinador Externo/UFPE

Ao meu marido Cleviton Monteiro

AGRADECIMENTOS

Deus sempre foi maravilhoso comigo, colocando pessoas tão especiais no meu caminho. Sem essas pessoas não teria chegado até aqui e nada valeria a pena.

Agradeço a minha família, maior presente que Ele me deu, pelo apoio incondicional. Em especial, agradeço às minhas mães, Fátima e Cida. Elas que sempre estiveram do meu lado, em corpo e espírito, e me ensinaram as primeiras palavras, os primeiros passos e deram a base para a formação dos meus valores e do meu carácter. Agradeço ao meu pai, Milton, aos meus irmãos, Daniel e Ighor, e aos meus tios Jovaldo e Socorro por todo amor e carinho. Agradeço aos meus primos e primas: Fernanda Gomes, Rayssa, Thaísa, Ana, Anne, Dayse, Júnior, Bruno, obrigada por estarem comigo nos momentos mais felizes e mais difíceis. Vocês são o meu bem mais precioso!

Agradeço a família que agora também chamo de minha! Vânia, Fernando, Fernanda, Rose e Celeste, muito obrigada por terem me acolhimento com tanto amor e pelo apoio e compreensão durante esse período!

Ao meus amigos, que são os melhores do mundo: Mariana Ramos Mota, Juana Zirpoli, Rafaela Brito, Andressa Rios, Bruna da Nobrega, Moacyr Barreto e José Rebelo Neto pelos momentos maravilhosos que sempre passamos juntos e que foram essenciais para a manutenção da saúde mental nesse período tão cheio de dúvidas, decisões e trabalho. Agradeço ainda aos colegas do PIMES, em especial Lucas Motta e Diego Firmino pelas duras e proveitosas horas de estudo e pelos cafés durante os intervalos que já deixam saudades.

Agradeço ao Professor Francisco Ramos por ser um exemplo e uma inspiração em minha vida. Muito obrigada por ter sido muito mais do que um orientador de graduação, mestrado e doutorado. O senhor é, e sempre será, uma orientador da vida! Uma fonte de sabedoria!

Agradeço ao Governo do Canadá e a professora Fernanda Estevan pela oportunidade de ter conhecido e estudado nesse país incrível. O período de permanência na universidade de Ottawa foi de enorme importância para a minha formação profissional e a experiência ficará guardada em minha memória para o resto

da vida. Agradeço ainda a Tereza, Fabienne e Natália pelo calor brasileiro no inverno canadense. A amizade de vocês foi uma das melhores coisas que aconteceram por lá.

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq - pelo apoio financeiro e pelo empenho no desenvolvimento da pesquisa e do conhecimento científico nacional.

Por fim, agradeço a Cleviton por todo amor e cumplicidade. Obrigada pela nossa rotina maravilhosa e por ser esse marido tão carinhoso e dedicado! Obrigada ainda por não me deixar desistir nos momentos de fraqueza e por acreditar no meu sonho de ser médica! Nada disso seria possível sem você! Te amo infinitamente!

RESUMO

As características da oferta de serviços de saúde, juntamente com diferenças individuais no risco de adoecer e nos comportamentos relacionados à saúde podem gerar desigualdades na utilização de serviços e na condição de saúde da população. Organizada em três ensaios, esta tese investiga mais detidamente esses fatores fundamentais para o sistema de saúde brasileiro: desigualdades sociais relacionadas a escolha dos estilos de vida, adequação entre oferta de serviços e necessidades de saúde e efetividade da atenção básica. O primeiro trabalho deu ênfase a importância do estilo de vida para a autoavaliação da saúde e verificou que desigualdades sociais, especialmente de renda e educação, estão associadas a diferentes escolhas de estilos de vida. Os resultados indicam a existência de gradientes de renda e educação no Brasil em boa parte dos estágios da vida adulta. Essa desigualdade varia entre as variáveis indicativas de estilo de vida, entre a renda e a educação e entre os gêneros. Dessa forma, como os hábitos relacionados à saúde estão associados às desigualdades socioeconômicas, diferenças na condição de saúde decorrentes de escolhas de estilo de vida não podem ser consideradas legítimas. O segundo trabalho, investigou a adequação entre oferta de ativos de saúde e as necessidades da população nas unidades da federação brasileiras. Para isso foi calculado um indicador de déficit relativo, utilizando um método que condensa a Análise de Componentes Principais e a Análise por Envelopamento de Dados (PCA-DEA). Assim, foi possível construir um índice sintético de déficit e ranquear as unidades a partir dos resultados encontrados. Constatou-se a existência de fortes desigualdades geográficas no país. Apesar disso, a análise temporal feita através do uso do índice de Malmquist sugere que houve uma redução dessas diferenças entre os anos 1999 e 2009. Seguindo com a análise da oferta de serviços de saúde à população, o capítulo seguinte avaliou, mais detidamente, a efetividade da prestação dos serviços de atenção primária. Esse setor de assistência é importantíssimo para a promoção da saúde e para a prevenção de agravos e internações. Para essa avaliação, foi calculado um indicador relativo, que sintetiza informações de quatro variáveis que retratam o acesso da população a esses serviços e a sua efetividade, medida através da taxa de mortalidade infantil e do número de internações por condições sensíveis à atenção primária. Os resultados obtidos para o período entre 2008 e 2013 sugerem que houve uma melhora geral na efetividade desse serviço. Por outro lado, verificou-se um aumento nas disparidades entre as unidades da federação: a região Sul foi a que apresentou melhores indicadores no ano de 2013, enquanto que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram desempenho claramente abaixo das demais.

Palavras-Chave: SUS. Estilo de Vida. Atenção primária à saúde.

ABSTRACT

The characteristics of the provision of health services, together with differences in genetic endownment and in health-related behaviors, can generate inequalities in the use of health services and in health status of the population. Organized in three essays, this thesis investigates more closely these fundamental factors for the Brazilian health system: social inequalities related to life-styles choices, allocation of health service of Brazilian states regarding health needs, and effectiveness of primary care. The first paper emphasized the importance of lifestyle for self-assessment of health. It shows that social inequalities, especially income and education, are associated with differences in lifestyle choices. The results indicate the existence of income and education gradients in Brazil in many stages of adulthood. This inequality varies between the lifestyle, socioeconomics background and gender. Thus, as the health-related habits are associated with socioeconomic inequalities, differences in health status resulting from lifestyle choices cannot be considered legitimate. The second study investigated the adequacy between the supply of health assets and the needs of the population of the Brazilians states. To do this, a relative deficit indicator was calculated using a method that combines Principal Component Analysis and Data Envelopment Analysis (PCA-DEA). Thus, it was possible to construct a synthetic index of deficit and rank the units from the results. It was possible to verify the existence of strong geographical inequalities in the country. Nevertheless, the time analysis using the Malmquist index suggests that there was a reduction of these differences between 1999 and 2009. Continuing the analysis of the supply of health services, the next chapter evaluated, more closely, the effectiveness of the provision primary health care services. This assistance sector is very important for the promotion of health and for the prevention of diseases and hospitalizations. For this purpose, we calculate a relative indicator that synthesizes information from four variables. It combines information about the population's access to these services and their effectiveness, measured by the infant mortality rate and the number of hospitalizations due to conditions sensitive to primary care. The results show that there was a general improvement in the effectiveness index between 2008 and 2013. On the other hand, there was an increase in the disparities between the Brazilians states: the South region presented the best indicators in the year 2013, while the North and Central-West regions performed clearly below the others.

Key-Words: SUS. Life-style. Primary Health Care.

LISTA DE FIGURAS

2.1 Média das variáveis de estilo de vida e saúde autoavaliada por faixa etária e por quartil de renda.	30
2.2 Média das variáveis de estilo de vida e saúde autoavaliada por faixa etária e por grupo educacional.	31
2.3 Variação dos gradientes de renda com a idade	39
2.4 Variação dos gradientes de renda com a idade - Homens	40
2.5 Variação dos gradientes de renda com a idade - Mulheres	41
2.6 Variação dos gradientes de educação com a idade	42
2.7 Variação dos gradientes de educação com a idade - Homens	43
2.8 Variação dos gradientes de educação com a idade - Mulheres	44
3.1 Construção da fronteira a partir de tecnologias de referência	54
3.2 Ilustração da mudança de produtividade com um insumo e um produto	58
4.1 Variação das características da Atenção Primária entre 2008-2013 - AC, TO, AL, RS E DF	91

LISTA DE TABELAS

2.1 Relação entre comportamentos relacionados à saúde e autoavaliação	26
2.2 Descrição das Variáveis	29
2.3 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Renda	36
2.4 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Educação	37
3.1 Variáveis utilizadas e fonte.	61
3.2 Estatística Descritiva da Amostra	62
3.3 Análise de Componentes Principais (PCA) - 1999	63
3.4 Análise de Componentes Principais (PCA) - 2009	63
3.5 Disponibilidade relativa de serviços de saúde nas unidades da federação - 1999 e 2009	65
3.6 Efeito Catch-up, Efeito Deslocamento e Índice de Malmquist entre 1999 e 2009	67
3.7 Indicadores de déficit em serviços de saúde de 1999 - Comparação com Gasparini e Ramos (2004)	70
3.8 Características da Saúde - Comparação entre Maranhão e Goiás, 1999.	71
4.1 Frequência, proporções e taxas por 10 mil habitantes das internações por grupos de condições sensíveis à atenção primária - Brasil, 2013.	86
4.2 Estatística Descritiva da Amostra	87
4.3 Indicadores de efetividade da atenção primária - Unidades da Federação, 2008 e 2013.	89
4.4 Efeito Catch-up, Deslocamento e Índice de Malmquist para o indicador de efetividade da atenção primário - Unidades da Federação e Regiões, 2003-2013.	92

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 14

2 UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADES SOCIAIS, ESTILO DE VIDA E PERCEPÇÃO DE SAÚDE 19

2.1 Introdução 19

2.2 Revisão da Literatura 21

2.3 Estratégia empírica 26

2.4 Resultados 35

2.5 Notas conclusivas 44

3 DÉFICIT RELATIVO EM SERVIÇOS DE SAÚDE: 1999-2009 47

3.1 Introdução 47

3.2 Revisão da Literatura 48

3.3 Metodologia 52

3.3.1 Construção da fronteira de melhor disponibilidade de serviços para idênticas necessidades 52

3.3.2 Variação entre 1999-2009: o índice de Malmquist 58

3.3.3 Base de Dados e análise descritiva 60

3.4 Resultados 62

3.4.1 Comparação dos resultados com os encontrados por Gasparini e Ramos (2004) 69

3.5 Notas Conclusivas 72

4 AVALIAÇÃO DA EFETIVIDADE DA ATENÇÃO BÁSICA À SAÚDE NO BRASIL 74

4.1 Introdução 74

4.2 Revisão da Literatura 76

4.3 Metodologia 81

4.3.1 Construção do indicador sintético de efetividade da atenção primária 81

4.3.2 Base de Dados e análise descritiva 84

4.4 Resultados 87

4.5 Notas Conclusivas 94

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 96

REFERÊNCIAS 99
APÊNDICE A 104
APÊNDICE B 108

1. Introdução

As desigualdades na condição de saúde e na utilização dos serviços de saúde são fruto de diferenças individuais no risco de adoecer, nos hábitos de saúde e de características da oferta de serviços disponíveis ao cidadão (Travassos et al., 2000). Devido a grande importância desses fatores para a conquista de um sistema de saúde equitativo, dois deles norteiam o desenvolvimento desta tese, que analisa os comportamentos relacionados à saúde e a disponibilidade de ativos e serviços à população, em especial dos serviços de atenção básica, verificando possíveis desigualdades sociais e geográficas.

O padrão das necessidades de saúde, no Brasil, tem experimentado grandes mudanças nas últimas décadas, diminuindo a prevalência de doenças infectocontagiosa, transmissíveis, e aumentando substancialmente a prevalência de doenças crônicas não-transmissíveis (DCNT) (Macinko et al., 2010). Isso se deve às fortes alterações demográficas, epidemiológicas e nutricionais ocorridas no país, em especial, a partir da década de 1960. No entanto, apesar da redução, continuamos convivendo com elevada incidência de doença infecciosas, a exemplo do grande número de casos de Dengue, ao mesmo tempo que aumenta a participação das doenças crônicas como causa de morte em todos os grupos populacionais (IPEA, 2015). Segundo dados do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), mais de 70% dos óbitos que ocorreram em 2012 tiveram como causa as doenças crônicas.

Grande parte dessas doenças possui relação com o estilo de vida adotado pelas pessoas. O sedentarismo, o hábito de fumar e a falta de cuidado com a alimentação são alguns exemplos de comportamentos que aumentam a chance de desenvolver e de agravar esse tipo de doença.

Nesse sentido, diferentes escolhas de comportamento geram, portanto, diferenças na condição de saúde (Fleurbaey e Schokkaert, 2009). Essa desigualdade poderia, em um primeiro momento, ser considerada legítima[1], uma vez que depende, em grande parte, do nível de esforço individual na busca por qualidade de vida. Por outro lado, é possível que as escolhas em relação ao estilo de vida estejam associadas ao *background* socieconômico do indivíduo, o que, por sua vez, faria com que as diferenças fossem decorrentes de desigualdades de oportunidade (Fleurbaey e Schokkaert, 2009).

Desta forma, as desigualdades na condição de saúde decorrentes de diferenças no estilo de vida dos diversos grupos socioeconômicos, seriam ilegítimas e o governo deveria intervir, a fim de reduzi-las. Investigar como o estilo de vida da população brasileira está relacionado com a saúde e como ele varia com a condição socioeconômica permite direcionar as políticas públicas, de forma a diminuir possíveis desigualdades de oportunidade e promover posturas que promovam a saúde da população.

Para a melhor prevenção e tratamento de muitas dessas enfermidades, influenciadas por estilos de vida pouco saudáveis, é necessário investir cada vez mais em um sistema de saúde de qualidade, em especial, na atenção primária. Segundo White et al. (1996), quando funciona adequadamente, atenção básica (AB) é capaz de resolver até 80% dos problemas de saúde em sua comunidade. Com o objetivo de prover esse serviço de forma eficaz e com qualidade, foi criado, em 1994, o Programa de Saúde da Família (PSF). Posteriormente ampliado para a Estratégia de Saúde da Família (eSF), esse programa preconiza o atendimento do indivíduo e da família de forma integral e contínua, desenvolvendo ações de promoção, proteção e recuperação da saúde (Rosa e Labate, 2005) e é hoje a prioridade do governo na organização da AB (IPEA, 2015).

Uma atenção primária de qualidade deve melhorar a saúde da população, prevenindo a ocorrência de doenças, reduzindo a gravidade dos problemas de saúde e de suas complicações.

[1]Desigualdades legítimas são fruto de diferenças no nível de esforço empregado, que é de responsabilidade individual, quando os indivíduos são apresentados às mesmas oportunidades e circunstâncias (Roemer, 1998).

Desta forma seria possível evitar a internação, diminuir a sua frequência ou ainda reduzir o tempo de permanência no hospital (Dourado et al., 2011) . Os pacientes seriam internados somente em casos graves ou quando houvessem complicações, reduzindo as despesas com os serviços de alta e média complexidade e tornando o sistema de saúde como um todo mais sustentável. Assim, investimentos no programa de saúde da família e na melhoria do serviço de atenção básica podem gerar um aumento da eficiência dos gastos com saúde. No Brasil, os gastos com internações por condições sensíveis à atenção primária somaram mais de 1,9 bilhão de Reais, que representa mais de 13% do orçamento da atenção primária para aquele ano[2].

Segundo dados extraídos do IPEA (2015), o valor executado em ações e serviços públicos de saúde, em 2013, foi da ordem de R$83,05 bilhões. Esse montante é muito próximo do mínimo exigido pela Constituição Federal para aquele ano (R$82,91 bilhões). Essa postura é frequente, razão pela qual o piso constitucional é comumente chamado de teto. Dessa forma, apesar de a despesa federal com saúde ter aumentado desde 2003 em termos nominais, o resultado, quando ajustado pela inflação mostra uma redução líquida (Pires et al., 2010). Além disso, embora, em 2013, 9.1% do PIB tenha sido gasto em saúde, percentual acima da média dos países da OECD (8.9%), a proporção pública da despesa com saúde foi de apenas 48.2%, muito abaixo da proporção gasta por Reino Unido (86.6%), Itália (77%) e Canada (70.6%) (OECD, 2014).

O Sistema Único de Saúde brasileiro é uma rede descentralizada de serviços de saúde, administrado pelos governos federal, estaduais e municipais, cabendo a cada estado e município a responsabilidade pelo andamento e funcionamento do programa. Assim, além das transferências recebidas do governo federal, cada ente da federação determina a proporção do seu orçamento que deve ser destinado a prestação de serviços públicos de saúde, e essa relativa autonomia pode resultar em diferenças geográficas. Diversos estudos feitos para o Brasil mostram que existem desigualdades entre as regiões e unidades da federação tanto na saúde (Neri e Soares, 2002; Noronha e Viegas, 2002) quanto nos cuidados da saúde (Travassos et al., 2002;

[2]Valor obtido através de dados do DATASUS, utilizando a classificação de Alfradique et al. (2009)

Andrade et al., 2013; Cambota, 2012) e sugerem que parte desta desigualdade poderia estar associada à desigualdade na infraestrutura de fornecimento de serviços.

Nesse sentido, Andrade et al. (2013) verificaram que os principais motivos do não atendimento estão relacionados a problemas na oferta. Dessa forma, investigar quais as unidades da federação com as melhores adequações entre infraestrutura dos serviços de saúde e necessidades da população é essencial para dimensionar o nível de desigualdade e desenhar políticas públicas adequadas para a sua redução. Essa foi a preocupação de Gasparini e Ramos (2004). Os autores avaliaram como o déficit relativo de infraestrutura estava distribuído entre os estados brasileiros em 1999. Diante disso, é interessante verificar se houve alteração nos déficits entre 1999 e o período recente e se as desigualdades geográficas foram reduzidas.

A fim de aumentar o conhecimento a respeito do sistema de saúde brasileiro, este trabalho, subdividido em três estudos, trata de três aspectos importante para a compreensão das desigualdades em saúde existentes no Brasil. O primeiro deles trata dos estilos de vida individuais e como eles estão associados com a sua percepção de saúde. Desse modo, estuda as relações de algumas variáveis indicativas de comportamento saudável e da percepção individual da própria saúde com variáveis socioeconômicas, em especial a renda e a educação. Além disso, seguindo o trabalho de Øvrum et al. (2014), será avaliado como as desigualdades socioeconômicas relacionadas à saúde variam entre gerações.

O segundo capítulo se propõe a comparar a alocação de serviços de saúde disponíveis nas unidades da federação brasileiras com as necessidades da sua população. Esse informação é essencial para dimensionar o nível de desigualdade e desenhar políticas públicas adequadas para a sua redução. Nesse sentido, é estimado um indicador, cujo objetivo é avaliar o déficit relativo na prestação dos serviços de saúde. Baseado na metodologia desenvolvida por Puig-Junoy (1999) e utilizada por Gasparini e Ramos (2004), serão construídas fronteiras de melhor disponibilidade de serviços para iguais necessidades, utilizando a técnica PCA-DEA. Adicionalmente, será realizada uma analise da evolução do déficit entre 1999 e 2009, através do cálculo do índice de Malmquist.

O terceiro capítulo trata especialmente do componente do sistema público de saúde responsável por realizar ações que visam melhorar a saúde da população, prevenindo a ocorrência de doenças, reduzindo a gravidade dos problemas de saúde e de suas complicações. Nele é construído um indicador de efetividade da atenção primária. Como a gestão da atenção básica é feita de forma descentralizada, o cálculo deste indicador a nível estadual possibilita comparar o desempenho dos diversos estados brasileiros e verificar quais os estados que melhor estão provendo esse serviço a população. Diante dessa informação será possível reconhecer as melhores práticas e, a partir disso, subsidiar intervenções públicas para a melhoria dos serviços de atenção primária.

Considera-se, na construção do índice, efeitos esperados de uma atenção primária eficaz, tais como baixos índices de internação por condições sensíveis à atenção primária e baixa taxa de mortalidade infantil. Além disso, são incluídos dados da cobertura populacional das equipes de saúde da família e do número de consultas médicas realizadas na atenção básica. Para agregar essas informações, foi utilizado o método de Análise de Envelopamento de Dados (DEA). Este foi inicialmente proposto para medir eficiência técnica, mas tem sido utilizado como método de agregação para a construção de indicadores sociais. Adicionalmente, como a análise será feita para os anos 2008 e 2013, utilizou-se o índice de Malmquist para verificar a evolução da efetividade da atenção primária.

Além desta introdução, este trabalho é composto de mais quatro capítulos. Os três seguintes apresentam, cada um, o referencial teórico, os resultados e as discussões de cada estudo especificado anteriormente e o último traz as considerações finais deste trabalho.

2. Uma análise da relação entre desigualdades sociais, estilo de vida e percepção de saúde

2.1 Introdução

As principais causas de morbidade e de mortalidade no mundo ocidental mudaram notavelmente na últimas décadas: passaram de doenças agudas e contagiosas para doenças crônicas e não-contagiosas. No meio do século XX, as altas taxas de mortalidade eram atribuídas principalmente a doenças contagiosas (epidêmicas), tais como febre tifoide e tuberculose. Juntos, avanços na medicina, nas condições sanitárias e melhorias na renda e educação fizeram com que as taxas de mortalidade relacionadas a epidemias caíssem drasticamente (Koelen, 2007).

No entanto, grande parte da população mundial está doente e as taxas de mortalidade prematura continuam bastante elevadas. As taxas de morbidade e mortalidade aumentaram principalmente devido a doenças crônicas, como cânceres, diabetes, obesidade, doenças cardiorespiratórias, vícios e doenças mentais, como depressão e demência. Essas novas doenças estão fortemente relacionadas com o estilo de vida adotado pelas pessoas (Koelen, 2007). No Brasil, mais de 70% das mortes estão relacionadas a doenças crônicas não transmissíveis (IPEA, 2015). O sedentarismo, o hábito de fumar e a falta de cuidado com a alimentação são alguns exemplos de comportamentos que aumentam a chance de desenvolver e de agravar esse tipo de doença.

A manutenção de hábitos saudáveis exige claramente um nível de esforço individual: praticar exercícios regularmente, manter uma alimentação saudável e sem excessos depende

em grande parte do comprometimento pessoal com a própria saúde. Assim, em um primeiro momento, poder-se-ia pensar que diferenças na condição de saúde decorrentes dessas escolhas deveriam ser consideradas legítimas (Fleurbaey e Schokkaert, 2009). No entanto, uma série de trabalhos, entre eles Rosa Dias (2009) e Øvrum et al. (2014), alerta para o fato de que diferenças nos no hábitos de saúde estão relacionadas com o *background* socieconômico do indivíduo. Nesse caso, as desigualdades relacionadas a este fator seriam decorrentes de desigualdades de oportunidade e, portanto, ilegítimas. Dessa forma, para a melhoria das condições de saúde da população, o Estado, além de promover investimentos no setor, deveria intervir na redução dessas disparidades.

Para avaliar a condição de saúde de uma população, frequentemente, é utilizada uma medida que capta a percepção individual sobre o próprio estado de saúde. Isso se deve ao fato de que medidas objetivas, como marcadores biológicos, são caras e de difícil disponibilidade. Dessa forma, diversas pesquisas nacionais e internacionais, incluem em seus questionários perguntas em que os entrevistados devem classificar seu estado de saúde numa escala que comumente varia de muito boa a muito ruim. A autoavaliação da saúde permite uma avaliação subjetiva e abrangente do estado de saúde individual e estudos apontam que ela está associada a medidas objetivas de morbidade, sendo um preditor poderoso da mortalidade (Idler e Benyamini, 1997; Franks et al., 2003; Pikhart et al., 2001).

Neste sentido, este capítulo avalia se existe relação entre os comportamentos relacionados à saúde e o background social do indivíduo, a fim de verificar se diferenças no nível de renda e de educação estão associados a diferentes escolhas de estilo de vida. Além disso, utilizando a autoavaliação da saúde como *proxy* para condição de saúde individual, verifica-se se esta está relacionada com o estilo de vida adotado, com a presença de morbidade e com algumas características socioeconômicos dos indivíduos. Adicionalmente, seguindo o trabalho de Øvrum et al. (2014), avalia-se se essas relações diferem entre gerações e entre sexos.

A próxima seção apresenta a revisão da literatura que analisa a relação entre condição de saúde, estilos de vida e desigualdades sociais. Em seguida, é abordada a metodologia,

detalhando aspectos da estratégia empírica utilizada. A quarta seção dispõe os resultados e discussões, e a última conclui.

2.2 Revisão da Literatura

Muitos trabalhos, apesar de não terem como objetivo principal avaliar o estilo de vida da população, reconhecem a sua importância e incluem variáveis indicativas do estilo de vida entre as variáveis explicativas da saúde autoavaliada. É o caso, por exemplo, de Rosa Dias (2009) que tem como objetivo principal avaliar a desigualdade de oportunidade em saúde no Reino Unido. Utilizando como base o trabalho de Roemer (1998), o autor busca entender a relação existente entre a autoavaliação da saúde e algumas variáveis circunstanciais, fora do controle do indivíduo, que representam desigualdades ilegítimas, e outras indicativas de esforço, de responsabilidade do indivíduo, que representam desigualdades legítimas. Entre estas últimas, foi considerado o estilo de vida, medido através do número de cigarros/dia, da frequência com que se evita frituras, do consumo de vegetais semanal, do consumo de álcool semanal e da frequência do consumo de doces. Entre estas variáveis, o efeito do cigarro na percepção da própria saúde é substancial. Além deste, a frequência com que se evita fritura apresentou coeficiente significativo apenas para as mulheres.

Os autores também estimam algumas regressões para avaliar quais os fatores que estão relacionados com a adoção de maus estilos de vida. Entre os fatores relacionados com o hábito de fumar estão o fato dos pais fumarem e dificuldades financeiras na adolescência. Por outro lado, a presença de doenças crônicas na família diminui a probabilidade do uso de cigarro, indicando que, quando os indivíduos percebem alguma fragilidade física, eles tendem a adotar hábitos mais saudáveis. Os resultados sugerem ainda a existência de gradiente de renda e educacional na probabilidade de fumar: aqueles com maior nível de qualificação e com maior renda são menos propensos a fumar.

Barros et al. (2009) avaliam os fatores associados a auto-avaliação negativa da saúde no

Brasil, utilizando dados coletados pelo sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL) em 2006. Entre as variáveis explicativas os autores utilizam algumas *proxies* para o captar o estilo de vida da população. Os comportamentos relacionados a saúde incluíram: tabagismo, consumo regular de frutas e hortaliças, prática de atividade física no lazer e o número de horas diárias assistindo televisão. Além dessas, os autores ainda avaliaram o índice de massa corporal (IMC)[3].

A incorporação das variáveis indicadoras de comportamentos relacionados à saúde revelou, para ambos os sexos, que fumar 20 cigarros ou mais, não praticar atividade física no lazer e apresentar baixo peso ou obesidade aumentam as chances de autoavaliar a saúde negativamente. Entre mulheres, aquelas com pré-obesidade e as que não consumiam frequentemente frutas e hortaliças e, entre os homens, aqueles que não assistiam TV também tiveram sua chance aumentada. Contrariando as expectativas, homens que fumavam entre dez e 19 cigarros tiverem uma chance menor de autoavaliar a sua saúde como ruim ou muito ruim. Outro achado importante do estudo foi que a incorporação de variáveis indicadoras de estilo de vida, apesar de não explicar inteiramente as diferenças socioeconômicas na autoavaliação da saúde, reduziu significativamente o efeito da escolaridade na avaliação.

Tendo como foco principal avaliar os efeitos dos comportamentos relacionados à saúde, Mood (2013) estuda a relação existente entre o estilo de vida e a saúde autoavaliada na população adulta da Suécia. A autora utiliza uma base de dados longitudinal que permite avaliar como os hábitos dos indivíduos saudáveis em 1991 se relacionam com a saúde reportada em 2000 e em 2010. Foram avaliados o efeito de atividade física, consumo de vegetal, consumo de bebida alcoólica e tabagismo. Além disto, foram avaliadas as relações e o suporte social do indivíduo.

Os resultados para o ano 2000 sugerem que aqueles que se exercitavam pelo menos uma vez na semana em 1991 tem uma maior probabilidade de ter apresentado boa saúde em 2000 do que aqueles que não se exercitavam, e aqueles que fumavam mais do que 10 cigarros/dia em 1991 tiveram uma probabilidade menor de ter uma autoavaliação positiva. Os resultados

[3]O índice de massa corporal é calculado através da razão IMC $=$ peso$/$altura^2.

para 2010 sugerem um efeito negativo ainda mais forte para aqueles que fumam mais de 10 cigarros/dia. Além disso, o consumo de vegetais passa a apresentar um coeficiente significativo, indicando que o consumo deste tipo de alimento aumenta a probabilidade de ter uma boa saúde em 2010.

Pavão et al. (2013) também investigam como a percepção da própria saúde está associada com fatores relacionados ao estilo de vida. Os autores utilizam a Pesquisa Dimensão Social das Desigualdades (PDSD), realizada em 2008, nas cinco regiões brasileiras, para avaliar, entre outros aspectos, como os comportamentos relacionados à saúde afetam a autoavaliação negativa. Os resultados sugerem que indivíduos que já fumaram e não fumam mais e os que fumam atualmente tiveram significativamente maiores chances de relatar autoavaliação de saúde ruim do que os que nunca fumaram. Em relação ao consumo de álcool, apenas a categoria dos indivíduos que relataram não consumir bebida alcoólica apresentou significativamente mais chance de ter autoavaliação de saúde ruim quando comparados com consumidores moderados. Sobre atividade física, os indivíduos sedentários, aqueles que fazem atividade física irregular e aqueles com peso fora do normal também tiveram a chance de autoavaliar negativamente a saúde aumentada.

Baggio et al. (2013) utilizam a PNAD 2008 para avaliar quais fatores estão associados com a autoavaliação negativa dos idosos no Brasil e incluem, juntamente com indicadores socioeconômicos e de morbidade, variáveis que captam o comportamento relacionado a saúde. O estudo aponta que idosos que praticam exercícios físicos ou algum esporte têm uma melhor percepção de sua saúde do que os mais sedentários. Sabe-se, no entanto, que existe uma alta prevalência de inatividade física entre os idosos brasileiros e, por se tratar de um estudo de corte transversal, é possível que a causalidade seja reversa: os idosos com melhor saúde conseguem realizar atividades físicas. O tabagismo também se mostrou significativo[4]: os idosos que fumavam ou já tinham sido fumantes tiveram uma maior propensão a relatar saúde ruim ou

[4]Esse resultado só foi encontrado quando a saúde foi dicotomizada em muito boa, boa ou regular e ruim ou muito ruim

muito ruim.

Almeida (2014) analisa a demanda das famílias por bebidas e cigarros no Brasil, utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009. O estudo aponta que as famílias com registro de gastos com bebida alcoólica estão inseridas em um melhor contexto socioeconômico. Além disso, quanto maior o nível de rendimento familiar *per capita*, maior o peso das bebidas no orçamento em todos os níveis regionais. Por outro lado, os consumidores de cigarro têm, em média, menos escolaridade e menor rendimento, e são encontradas variações entre as regiões: as famílias de menor nível de renda nos eixos Centro-Sul gastam bem mais do que a média nacional.

Park e Lee (2014) utiliza dados de uma pesquisa feita para o leste asiático para comparar a saúde autoavaliada no Japão e na Coreia do Sul. Para avaliar a possível relação entre alguns fatores e a percepção de saúde, os autores incluem no modelo algumas variáveis indicadoras de estilo de vida, entre elas a prática de atividade física, o tabagismo, o consumo de bebida alcoólica e o IMC. Os resultados encontrados sugerem que aqueles indivíduos que praticavam atividade física apresentaram uma maior chance de avaliar positivamente a saúde tanto no Japão quando na Coreia do Sul. Estar acima do peso e fumar tiveram uma relação negativa significativa com a saúde autoavaliada apenas na análise feita para as pessoas entre os 40 e os 60 anos de idade da Coreia do Sul. Por outro lado, os resultados referentes ao uso de bebida alcoólica foram controversos: apesar de significantes, apresentaram direções opostas para os dois países, aumentando a chance dos japoneses acima dos 60 anos reportarem boa saúde e diminuindo, a dos sul coreanos com idade entre 20 e 40 anos.

Øvrum et al. (2014) avaliam como os gradientes de renda e educação variam com a idade em algumas variáveis representativas do estilo de vida e na saúde autoavaliada (SAH). As variáveis utilizadas como *proxy* para o estilo de vida foram: realização de atividade física, tabagismo e consumo de frutas e vegetais. Os autores utilizam vários anos de uma pesquisa de corte transversal feita na Noruega e apenas os indivíduos entre 25 e 79 anos de idade são mantidos na amostra. A principal razão para isto é o interesse em pessoas que já tenham

concluído a maior parte da sua educação e já estejam ganhando sua própria renda.

São estimadas regressões logísticas multivariadas para avaliar como os gradientes de renda e educação variam com a idade e se essas variações são estatisticamente significantes. Além disso, foi estimado um modelo para a autoavaliação da saúde com as três variáveis de estilo de vida como variáveis dependentes, permitindo avaliar se a escolha do estilo de vida está associada com a saúde reportada.

Os resultados mostram gradientes de educação significativos para todas as variáveis utilizadas. Os gradientes de renda também são significativos, com exceção da variável para consumo de vegetais. O modelo para a saúde autoavaliada mostra que a percepção de saúde é significativamente associada com as três variáveis de estilo de vida, em particular com a prática de atividade física e com o hábito de não-fumar. Além disso, os resultados do gradiente de renda e de educação diminuem com a inclusão de variáveis de controle para o estilo de vida.

Os autores ainda avaliam como os gradientes de renda e educação variam com a idade tanto para as variáveis indicativas do estilo de vida quanto para a percepção de saúde. Para isso os autores utilizam os modelos estimados para prever as probabilidades quando apenas a idade e a renda (ou a educação) variam[5]. Em relação a trajetória dos gradientes ao longo do tempo, verifica-se que o gradiente de educação para o não-fumar e o gradiente de renda para o consumo de vegetais decresce quando os homens ficam mais velhos. Para as mulheres, a atividade física é o único indicador de comportamento cujos gradientes de renda e educação ficam mais fortes com o envelhecimento.

A tabela 2.1 sintetiza as principais relações encontradas, na literatura, entre as variáveis representativas do estilo de vida individual e a autoavaliação da saúde. Observa-se que todos os trabalhos estudados utilizaram o tabagismo como *proxy* de comportamento e em todos eles o seu efeito é negativo. A segunda variável que mais aparece nos trabalhos é prática de atividade física, a qual apresenta uma relação positiva com a percepção da saúde. São justamente estes dois fatores que serão utilizados neste trabalho.

[5] As demais variáveis são mantidas em seus valores médios

Tabela 2.1 Relação entre comportamentos relacionados à saúde e autoavaliação

Variáveis	Rosa Dias (2009)	Barros et al. (2009)	Mood (2013)	Pavão et al. (2013)	Baggio et al. (2013)	Park e Lee (2014)	Øvrum et al. (2014)
Tabagismo	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
Atividade Física		(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)
Evitar Fritura	(+)						
Evitar Doces	0						
Comer Vegetais	0	(+)	(+)				(+)
Consumo de Álcool	0		0	0*		Indef.	
Peso fora do normal		(-)	(-)	(-)		(-)	

(+): Relação positiva significante com a autoavaliação positiva

(-): Relação negativa significante com a autoavaliação positiva

0 : Não foi encontrada relação significante com a autoavaliação positiva

*Apenas aqueles que não consumiam apresentaram maior chance de autoavaliar negativamente a saúde

Fonte: elaboração própria.

2.3 Estratégia empírica

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) tem como finalidade a produção de informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país. Trata-se de um sistema de pesquisas por amostra de domicílios, realizado anualmente em todas as unidades da federação. Alguns temas tem caráter permanente nas pesquisas, como as características gerais da população, de educação, trabalho, rendimento e habitação, e outros tem periodicidade variável, como é o caso das características de saúde (IBGE, 2010).

O suplemento de saúde de 2008 foi elaborado em parceria com o Ministério da Saúde e contém informações sobre o acesso e a utilização de serviços de saúde e a mobilidade física dos moradores. Além disso foram incluídas questões que avaliam alguns fatores de risco e de proteção à saúde da população, tais como atividade física, tabagismo, trânsito e violência. A PNAD 2008 abrange as áreas urbanas e rurais de todas as unidades da federação, tendo sido pesquisados 391.806 pessoas e 150.591 unidades domiciliares.

Nesta pesquisa, os indivíduos são questionados sobre como consideram o seu próprio estado de saúde. Existem cinco opções de resposta: muito bom, bom, regular, ruim e muito

ruim. Esta pergunta pretende mensurar o estado de saúde através de um critério subjetivo, uma vez que depende da percepção da pessoa acerca do seu estado e pode ser vista como um indicador de bem-estar.

Apesar de amplamente utilizado na literatura nacional e internacional, existe uma série de trabalhos que sugere que este indicador deve ser utilizado com cautela. Humphries e van Doorslaer (2000), em estudo realizado com dados canadenses, encontram evidências de que as pessoas de renda mais baixa eram mais propensas a avaliar negativamente sua saúde, dado um mesmo nível de saúde, medida por um indicador mais objetivo. Layes et al. (2012) também conduziram um trabalho para o Canadá e encontram um resultado diferente, sugerindo que as pessoas com a renda mais baixa eram mais otimistas quanto a saúde do que as pessoas com renda mais alta. O resultado encontrado por Dowd e Zajacova (2010) é semelhante os de Layes et al. (2012). Em estudo para os Estados Unidos, os autores compararam a saúde autoavaliada com 14 marcadores biológicos de risco para saúde, controlando por anos de educação, e encontraram que as pessoas com mais educação tiverem níveis mais saudáveis de marcadores biológicos no mesmo nível de saúde autoavaliada [6].

Apesar da limitação apontada por este e outros trabalhos, a saúde autoavaliada é amplamente utilizada nos trabalhos em economia da saúde, e estudos apontam que ela está associada a medidas objetivas de morbidade, sendo um preditor poderoso da mortalidade (Idler e Benyamini, 1997; Franks et al., 2003; Pikhart et al., 2001). Devido ao alto custo de medidas mais objetivas e à atual indisponibilidade destas a nível nacional, este trabalho seguirá a tendência nacional e internacional e utilizará a saúde autoavaliada como *proxy* para a condição de saúde da população. A análise será feita considerando a variável de saúde reportada dicotomizada: indivíduos com boa saúde e os demais (bom e muito bom *versus* razoável, ruim e muito ruim).

Como variáveis indicativas do estilo de vida, serão utilizadas *proxies* para a atividade física e para o tabagismo. Estas variáveis foram escolhidas por existirem evidências sólidas de que atividades físicas regulares e não fumar pode ajudar a prevenir algumas doenças como as

[6] Baseado em Dowd (2012)

cardiovasculares, diabete do tipo 2 e alguns tipos de câncer (Gandini et al., 2008; Jeon et al., 2007; Sofi et al., 2008), por exemplo, e por estarem disponíveis na base de dados a ser utilizada. O tabagismo será avaliado em relação ao hábito de fumar, classificando os indivíduos em fumantes, ex-fumantes e nunca fumantes. A prática de atividade física foi avaliada através da frequência com que ela era realizada: de uma ou duas vezes por semana, mais de três vezes por semana ou não realização de atividade física. Quando essa variável é utilizada como variável dependente, optou-se por considerar como fisicamente ativas aquelas pessoas que praticam atividade física pelo menos uma vez na semana. Essa seria uma medida menos restritiva, dada as informações disponíveis na base de dados, e entende-se que ela indica a realização de algum esforço para manter hábitos saudáveis.

Seguindo a abordagem utilizada por Øvrum et al. (2014), este estudo foi realizado considerando apenas pessoas entre 25 e 80 anos. O limite inferior foi estabelecido tendo em vista que espera-se que estes indivíduos já tenham completado a maior parte da sua educação e já estejam ganhando sua própria renda. A idade do indivíduo foi avaliada de forma contínua, mas centrada em 45 anos (inteiro mais próximo da média amostral), a fim de que a possível multicolinearidade entre idade e idade ao quadrado fosse reduzida (Kim e Durden, 2007).

A divisão em quartis de renda foi feita por grupos de idade, com intervalos de cinco anos (ex. 25-29 anos, 30-35 anos e assim por diante). Desta forma as pessoas de 25 a 29 anos, por exemplo, foram agrupadas em quatro quartis, considerando apenas a renda deste grupo. A variável utilizada para essa classificação foi a renda domiciliar *per capita*.

Para a avaliação do nível educacional, foram criadas quatro *dummies*, utilizando como base uma variável derivada da PNAD 2008, a qual classifica as pessoas quanto ao nível de instrução mais elevado alcançado: sem instrução; fundamental, aquelas pessoas que concluíram o ensino fundamental ou equivalente; médio, aquelas que concluíram o ensino médio ou equivalente; superior, aquelas que concluíram o ensino superior.

A Tabela 2.2 apresenta as variáveis utilizadas no estudo, juntamente com as suas respectivas médias. Podemos observar que aproximadamente 70% dos indivíduos pesquisados avaliam

a sua saúde como boa ou muito boa, apenas 24% praticam alguma atividade física e mais de um terço da população brasileira (40%) fuma ou já fumou.

Tabela 2.2 Descrição das Variáveis

Variáveis	**Descrição**	**Média**
Saúde autoavaliada	Avaliações da saúde com boa ou muito boa	0.68
Atividade física	Prática de esporte pelo menos uma vez na semana	0.24
Fumante	Fuma diariamente ou menos que diariamente	0.20
Ex-fumante	Não fuma, mas já fumou diariamente ou menos que diariamente	0.20
Nunca Fumou	Nunca Fumou	0.60
Sem Instrução	Indivíduos sem nenhum instrução	0.50
Ensino Fundamental	Ensino fundamental incompleto e completo ou equivalente	0.14
Ensino Médio	Ensino médio incompleto e completo ou equivalente	0.26
Superior	Nível superior incompleto ou completo ou equivalente	0.10
Idade	Idade do entrevistado	44.84
Gênero	Sexo Masculino	0.47
Cor da Pele	Cor da pele Branca ou Amarela	0.51
Local de Residência	Zona Urbana	0.84
Presença de Morbidade	Possuir alguma doença crônica	0.45

Fonte: elaboração própria com base nos dados da PNAD2008.

As Figuras 2.1 e 2.2 apresentam a variação do estilo de vida e da saúde autoavaliada ao longo da vida por grupos de renda e educação. Estas figuras ilustram a variação da média da realização de atividade física, do hábito de fumar e da saúde autoavaliada para cada quartil de renda e para cada grupo educacional por grupo de idade [7]

[7]Faixa de idade 1: 25 a 29 anos; faixa de idade 2: 30 a 34 anos; faixa de idade 3: 35 a 39 anos; faixa de idade 4: 40 a 44 anos; faixa de idade 5: 45 a 49 anos; faixa de idade 6: 50 a 54 anos; faixa de idade 7: 55 a 59 anos; faixa de idade 8: 60 a 64 anos; faixa de idade 9: 65 a 69 anos; faixa de idade 10: 70 a 74 anos; faixa de idade 11: 75 a 80 anos

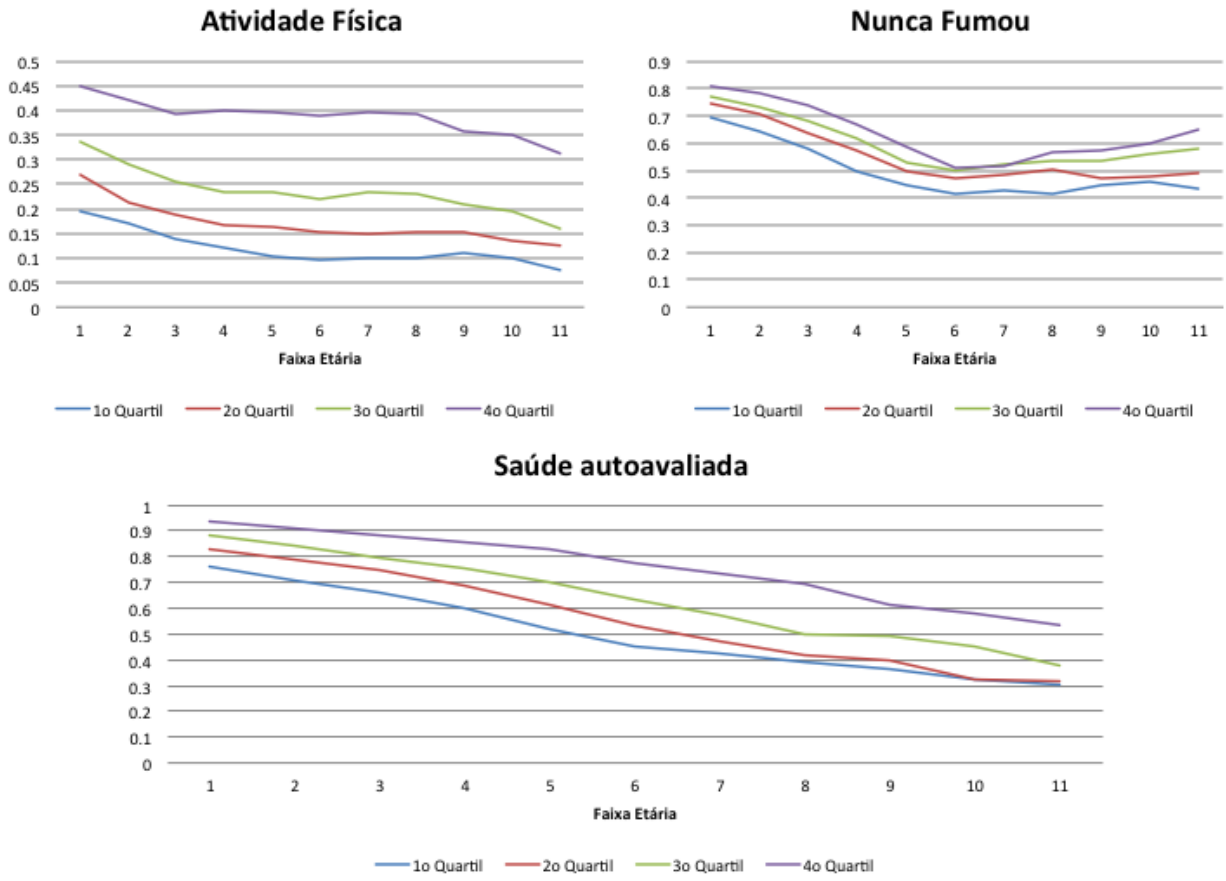

Figura 2.1 Média das variáveis de estilo de vida e saúde autoavaliada por faixa etária e por quartil de renda.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da PNAD2008.

Conforme esperado, a saúde autoavaliada se deteriora com a idade. Além disso, parece existir um gradiente de renda para todas as variáveis estudadas, sendo este mais evidente na prática de atividade física. A exceção parece ser encontrada quando se avalia os bons hábitos relacionados ao tabagismo entre as faixas de idade 6 e 7 (55-64 anos de idade). O mesmo padrão foi encontrado para o gradiente educacional, sugerindo que quanto maior o nível educacional, mais saudável o estilo de vida adotado e mais positiva a percepção da própria saúde.

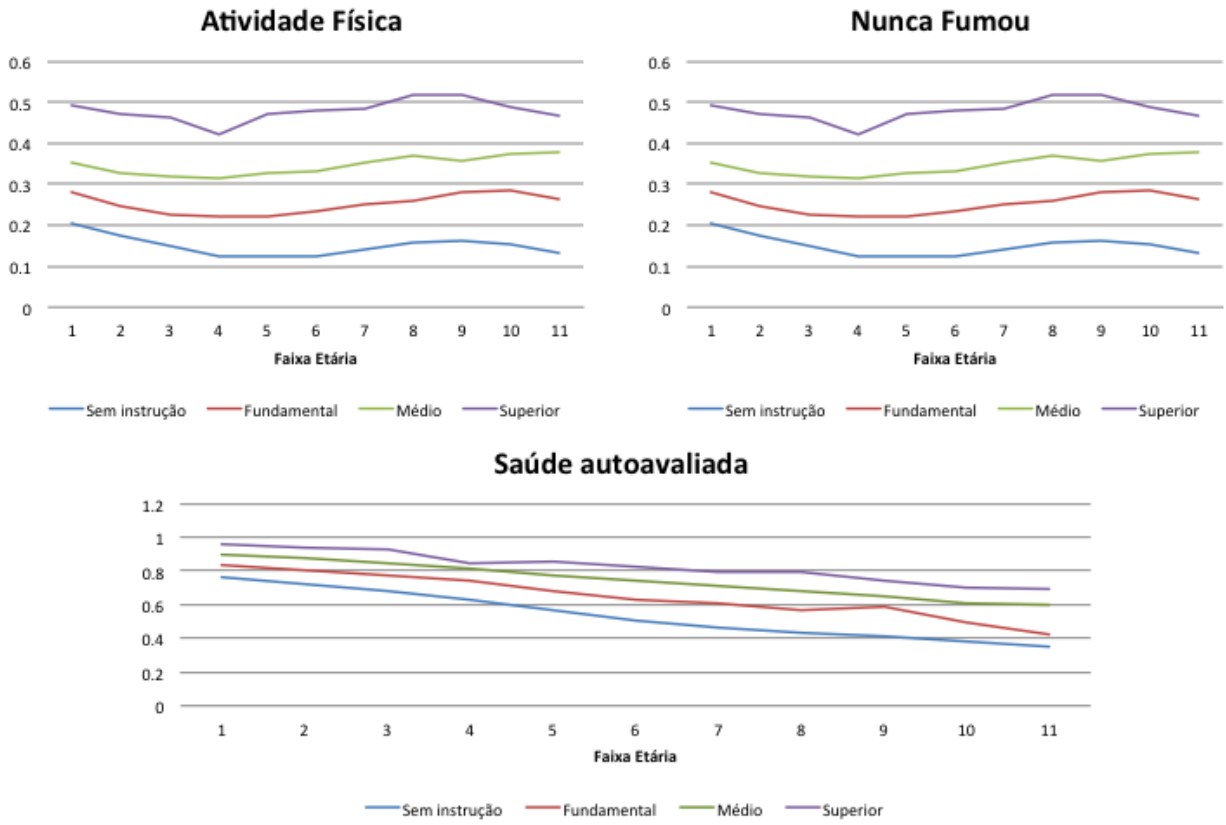

Figura 2.2 Média das variáveis de estilo de vida e saúde autoavaliada por faixa etária e por grupo educacional.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da PNAD2008.

Foram estimadas ainda algumas regressões logísticas para avaliar quais os fatores que estão relacionados com a adoção de bons hábitos e com uma autoavaliada positiva da saúde e assim verificar a existência de gradientes de renda e educação. Seguindo a metodologia utilizada por Øvrum et al. (2014), nos modelos de renda foi feita interação entre o quartil, idade e idade ao quadrado. Já modelos de educação foram feitas interações entre as faixas educacionais, idade e idade ao quadrado. Junto dessas, foram inseridas variáveis de controle para gênero, área censitária, unidade da federação, cor da pele, ocupação e, no caso dos modelos de autoavaliação de saúde, presença de doença crônica e variáveis indicativas de tabagismo e prática de atividade física.

Dessa forma, o modelo geral para avaliar os comportamentos de saúde foi estimado o seguinte modelo:

$$Y_i = \alpha + \beta QUART + \gamma QUART * Idade + \theta QUART * Idade^2 + \delta X_i + u_i \quad (2.1)$$

Onde:

Y_i : corresponde uma *dummy* que indica prática de atividade física pelo menos uma vez na semana ou se o indivíduo nunca fumou

$QUART$: quartis de renda por grupo de idade. O 1^o quartil foi utilizado como referência;

$QUART * idade$: interação entre quartis de renda e idade;

$QUART * idade^2$: interação entre quartis de renda e idade ao quadrado;

X_i: conjunto de *dummies* que controlam para sexo, gênero, área censitária, unidade da federação, cor da pele, ocupação e nível de instrução.

O modelo de renda para avaliação da saúde autoavaliada é dado por:

$$Z = \alpha + \beta QUART + \gamma QUART * Idade + \theta QUART * Idade^2 + \delta X_i + \phi DC + \mu AFis + \rho Fumo + u_i \quad (2.2)$$

Onde:

Z : corresponde a uma *dummy* que indica se a saúde foi avaliada como boa ou muito boa;

$QUART$: quartis de renda por grupo de idade. O 1^o quartil foi utilizado como referência;

$QUART * idade$: interação entre quartis de renda e idade;

$QUART * idade^2$: interação entre quartis de renda e idade ao quadrado;

X_i: conjunto de *dummies* que controlam para sexo, gênero, área censitária, unidade da federação, cor da pele, ocupação e nível de instrução.

DC: corresponde a *dummy* que indica o acometimento por alguma doença crônica;
AFis: corresponde a um conjunto de *dummies* que indicam a frequência da prática de atividade física: não prática atividade física, pratica atividade física uma a duas vezes por semana e pratica atividade física mais de três vezes na semana. A não realização de atividade física foi utilizada como referência;
$Fumo$: corresponde a um conjunto de *dummies* que descrevem os hábitos relacionados ao tabaco: fumante, ex-fumante e nunca fumou. A classificação "fumante"foi utilizada como referência.

Nos modelos de educação, ao invés se fazer a interação com os quartis de renda, ela é feita com os níveis de instrução:

$$Y_i = \alpha + \beta EDU + \gamma EDU * Idade + \theta EDU * Idadae^2 + \delta X_i + u_i \tag{2.3}$$

Onde:
Y_i : corresponde uma *dummy* que indica prática de atividade física pelo menos uma vez na semana ou se o indivíduo nunca fumou
EDU: nível de educação divido entre fundamental, médio e superior. A classificação "sem instrução"foi utilizada como referência;
$EDU * idade$: interação entre quartis de renda e idade;
$EDU * idade^2$: interação entre quartis de renda e idade ao quadrado;
X_i: conjunto de *dummies* que controlam para sexo, gênero, área censitária, unidade da federação, cor da pele, ocupação e quartis de renda.

O modelo educacional para a saúde autoavaliada pode ser descrito da seguinte forma:

$$Z = \alpha + \beta EDU + \gamma EDU * Idade + \theta EDU * Idade^2 + \delta X_i + \phi DC + \mu AFis + \rho Fumo + u_i \quad (2.4)$$

Onde:

Z : corresponde a uma *dummy* que indica se a saúde foi avaliada como boa ou muito boa;

EDU: nível de educação divido entre fundamental, médio e superior. A classificação "sem instrução"foi utilizada como referência;

$EDU * idade$: interação entre quartis de renda e idade;

$EDU * idade^2$: interação entre quartis de renda e idade ao quadrado;

X_i: conjunto de *dummies* que controlam para sexo, gênero, área censitária, unidade da federação, cor da pele, ocupação e nível de instrução.

DC: corresponde a *dummy* que indica o acometimento por alguma doença crônica;

$AFis$: corresponde a um conjunto de *dummies* que indicam a frequência da prática de atividade física: não prática atividade física, pratica atividade física uma a duas vezes por semana e pratica atividade física mais de três vezes na semana. A não realização de atividade física foi utilizada como referência;

$Fumo$: corresponde a um conjunto de *dummies* que descrevem os hábitos relacionados ao tabaco: fumante, ex-fumante e nunca fumou. A classificação "fumante"foi utilizada como referência.

Adicionalmente, foi estudado como os gradientes de renda e educação variam com a idade. Para isso, foram previstas as probabilidade relacionadas às escolhas de estilo de vida e a autoavaliação da saúde utilizando os modelos de renda e educação propostos variando ora renda e idade, ora educação e idade. As demais variáveis foram mantidas em seus valores médios.

2.4 Resultados

A Tabela 2.3 apresenta os resultados dos modelos de renda para as variáveis indicativas do estilo de vida e para a saúde autoavaliada, enquanto que a Tabela 2.4 dispõe os resultados dos modelos de educação. Todos os coeficientes foram significativos a 99%.

Os resultados sugerem que as pessoas ocupadas, apesar de apresentarem maiores chances de optarem por estilos de vida menos saudáveis, apresentaram maiores chances de autoavaliarem a sua saúde positivamente. Isso está de acordo com o trabalho de Gebel e Voßemer (2014), cujos resultados apontam o efeito negativo do desemprego na saúde mental do indivíduo, destacando a importância da ocupação para a saúde.

Os maus hábitos do tabagismo parecem estar mais associados às pessoas do sexo masculino e às pessoas de pele negra ou parda. Apesar disso, não parece haver diferenças de gênero em relação a condição de saúde. Em relação ao estilo de vida, os homens apresentam maior chance de se dedicar a atividade física, enquanto as mulheres apresentam maiores chance de nunca ter fumado. De forma geral, as pessoas sem doenças crônicas, ocupadas, com pele branca e moradoras de área urbana são as que apresentam maiores chances de autoavaliarem a sua saúde positivamente.

Tabela 2.3 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Renda

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	0.805	0.729	0.790	0.806
Idade^2	1.058	1.102	1.043	1.037
Quartil de renda 2	1.371	1.226	1.209	1.184
Quartil de renda 2 x Idade	1.082	0.987	0.990	0.987
Quartil de renda 2 x Idade^2	0.990	0.998	0.987	0.987
Quartil de renda 3	1.921	1.319	1.491	1.426
Quartil de renda 3 x Idade	1.133	0.995	1.013	1.007
Quartil de renda 3 x Idade^2	0.973	1.020	0.988	0.988
Quartil de renda 4	2.994	1.275	2.225	2.053
Quartil de renda 4 x Idade	1.209	0.923	1.013	1.004
Quartil de renda 4 x Idade^2	0.953	1.050	0.981	0.982
Sexo	1.618	0.476	0.987	1.000
Cor da Pele	1.014	1.170	1.128	1.119
Urbana	1.394	0.934	1.128	1.108
Ocupação	0.786	0.956	1.409	1.431
Ensino Fundamental	1.492	1.239	1.377	1.332
Ensino Médio	2.032	1.665	1.919	1.797
Ensino Superior	3.057	1.796	2.650	2.390
Doença Crônica			0.169	0.169
Ativ. Física - 1 ou 2 vezes				1.552
Ativ. Física - 3 ou mais vezes				1.592
Ex-fumante				0.990
Nunca Fumou				1.184

Fonte: elaboração própria.

a. Todos os coeficientes são significativos ao nível de confiança de 99%.

b. A variável idade e idade^2 foi centrada em 45 anos e divididas por 10 e 100, respectivamente (Øvrum et al., 2014).

c. Quartil de Renda 1 e Sem instrução são os grupos de referência.

A Tabela 2.3 e a Tabela 2.4 mostram que, aos 45 anos de idade, existe um claro gradiente de renda para a maior parte dos modelos estimados. Apenas o modelo de renda estimado para o tabagismo não apresenta esse perfil de forma linear. No entanto, existe uma clara diferença na chance de nunca ter fumado entre uma pessoa do quartil de renda mais baixo e as demais. Esse resultado está de acordo com o trabalho de Almeida (2014) que, utilizando dados da POF encontra que os consumidores de cigarro brasileiros têm, em média, menos escolaridade e menor rendimento.

Aparentemente as diferenças nos comportamentos de saúde estão mais associadas com a educação do que com a renda. Isso também é observado quando se avaliam os modelos estimados para a percepção de saúde individual.

Tabela 2.4 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Educação

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	0.842	0.777	0.786	0.799
Idade^2	1.058	1.093	1.036	1.030
Ensino Fundamental	1.513	1.253	1.423	1.378
Ensino Fundamental x Idade	1.067	0.921	1.019	1.020
Ensino Fundamental x Idade^2	0.995	1.005	0.981	0.980
Ensino Médio	2.193	1.568	1.973	1.849
Ensino Médio x Idade	1.120	0.800	1.028	1.029
Ensino Médio x Idade^2	0.968	1.016	0.986	0.987
Ensino Superior	3.346	1.720	2.549	2.300
Ensino Superior x Idade	1.155	0.744	0.927	0.925
Ensino Superior x Idade^2	0.951	1.038	1.040	1.040
Sexo	1.604	0.482	0.987	1.000
Cor da Pele	1.014	1.174	1.128	1.119
Urbana	1.394	0.928	1.129	1.110
Ocupação	0.779	0.947	1.409	1.432
Quartil 2	1.331	1.202	1.176	1.152
Quartil 3	1.789	1.350	1.461	1.397
Quartil 4	2.658	1.392	2.144	1.976
Doença Crônica			0.169	0.169
Ativ. Física - 1 ou 2 vezes				1.552
Ativ. Física - 3 ou mais vezes				1.592
Exfumante				0.991
Nunca Fumou				1.185

Fonte: elaboração própria.

a. Todos os coeficientes são significativos ao nível de confiança de 99%.

b. A variável idade e idade^2 foi centrada em 45 anos e divididas por 10 e 100, respectivamente (Øvrum et al., 2014).

c. Quartil de Renda 1 e Sem instrução são os grupos de referência.

Assim, os resultados das Tabelas 2.3 e 2.4 mostram um padrão semelhante aos encontrado pelas figuras 2.1 e 2.2, uma vez que estas mostraram claros gradientes de renda e educação, sendo o gradiente de renda para o tabagismo o menos evidente. Assim, de forma geral, podemos observar que as pessoas do quarto quartil apresentam uma maior chance de optarem por um estilo de vida mais saudável e de autoavaliarem a sua saúde de forma mais positiva do que os indivíduos do primeiro quartil. A mesma diferença é encontrada quando se comparam os indivíduos sem instrução com aqueles que cursaram algum curso de nível superior.

Os modelos para a percepção da saúde apresentados nas colunas mais à direita das Tabelas 2.3 e 2.4 sugerem que esta está significativamente associada a todas as variáveis de estilo de vida. Nesses modelos, optamos por subdividir a prática de atividade física em "não pratica",

"pratica uma ou duas vezes"e "pratica mais de três vezes por semana"e os hábitos de tabagismo em "fumante", "ex-fumante"e "nunca fumou". Através dessa modelagem, podemos perceber que estilos de vida mais saudáveis estão associados com uma melhor percepção da própria saúde.

Além disso, a comparação entre os dois modelos de saúde revela que o gradiente de renda e educação tornaram-se menores quando são inseridas as variáveis de estilo de vida (por exemplo, a OR de curso superior é reduzida de 2.55 para 2.3 no modelo de educação). Apesar da natureza transversal dos dados utilizados não permitirem qualquer inferência casual, estes resultados estão de acordo com os encontrados por Barros et al. (2009) e Øvrum et al. (2014) e podem indicar que os hábitos de estilo de vida podem ter algum impacto na percepção de saúde individual e podem ser importantes na mediação da relação entre o estado socioeconômico e de saúde.

Para avaliar como os gradientes de renda e de educação variam com a idade do indivíduo, comparamos os resultados dos grupos de maior e menor renda e dos grupos mais e menos educados. Foram previstas probabilidades, utilizando os modelos de atividade física, tabagismo e o modelo completo para a saúde autoavalidada das Tabelas 2.3 e 2.4, variando, no primeiro caso, apenas renda e idade e no segundo, apenas educação e idade. As demais variáveis foram fixadas em seus valores médios. Além disso, foram estimados modelos para homens e mulheres separadamente, afim de verificar se existe alguma diferença no padrão de relação entre os gêneros[8].

As Figuras 2.3, 2.4 e 2.5 apresentam os resultados dos modelos de renda e mostra como as probabilidades estimadas para o estilo de vida saudável e boa saúde variaram com a idade para as pessoas no primeiro e no quarto quartil de renda. As figuras também mostram as diferenças absolutas em probabilidades previstas entre esses dois grupos de renda - o gradiente de renda, segundo Øvrum et al. (2014).

[8]Os resultados dos modelos estimados por gênero estão dispostos no Anexo A.

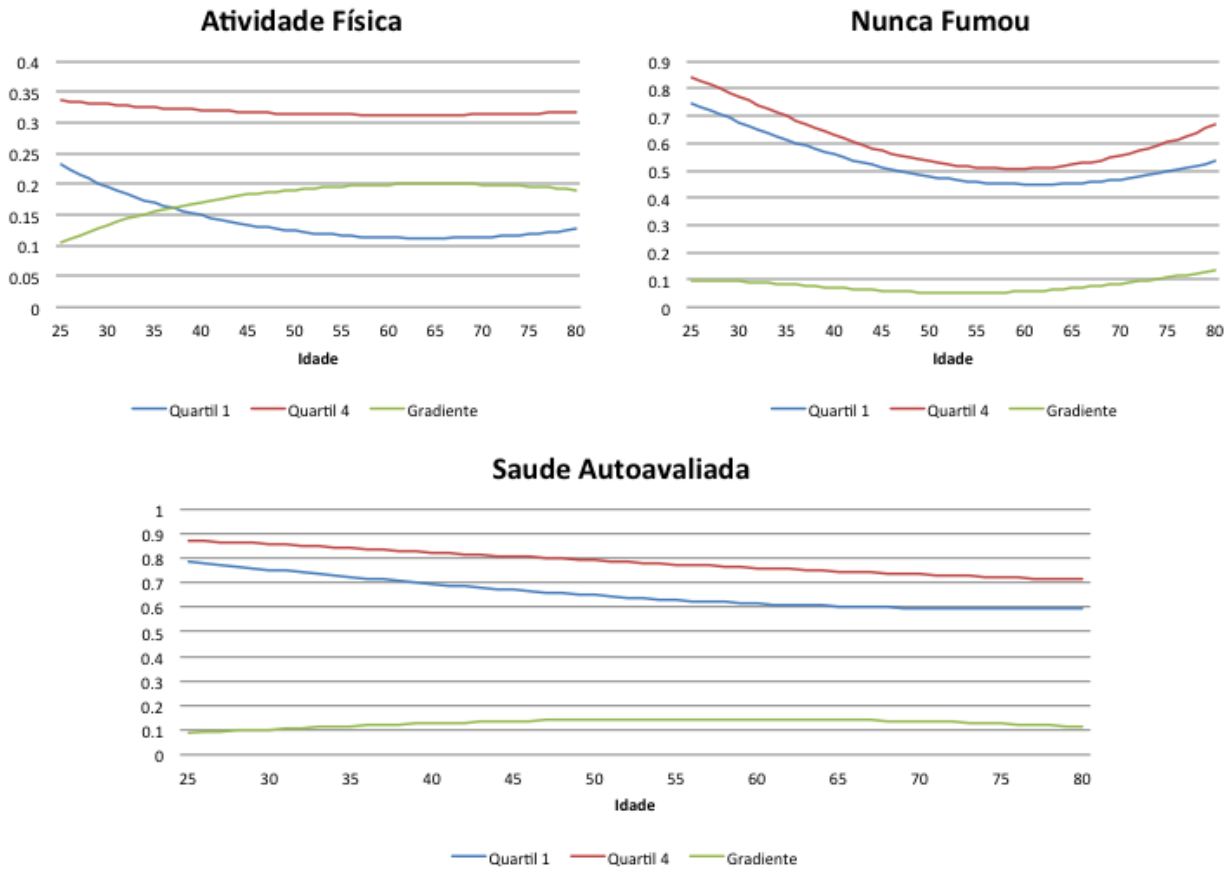

Figura 2.3 Variação dos gradientes de renda com a idade
Fonte: elaboração própria.

Podemos observar, na Figura 2.3, que o gradiente de renda para a prática de atividade física é côncavo na idade, tendo seus valores mais altos entre 64-66 anos. O menor gradiente de renda foi encontrar para o não-tabagismo. Este é ligeiramente convexo. Interessante perceber a faixa em que o gradiente é mínimo, coincide com a faixa etária com maior probabilidade de fumar (60-62). Interessante perceber que esses indivíduos tiveram a sua juventude em uma época em que fumar era sinônimo de elegância e não havia uma associação clara entre o tabagismo e problemas de saúde. Isso é especialmente claro quando se avalia o gráfico para o sexo feminino (Figura 2.5). No caso dos homens, o hábito de fumar parece ter caído sistematicamente ao longo das gerações.

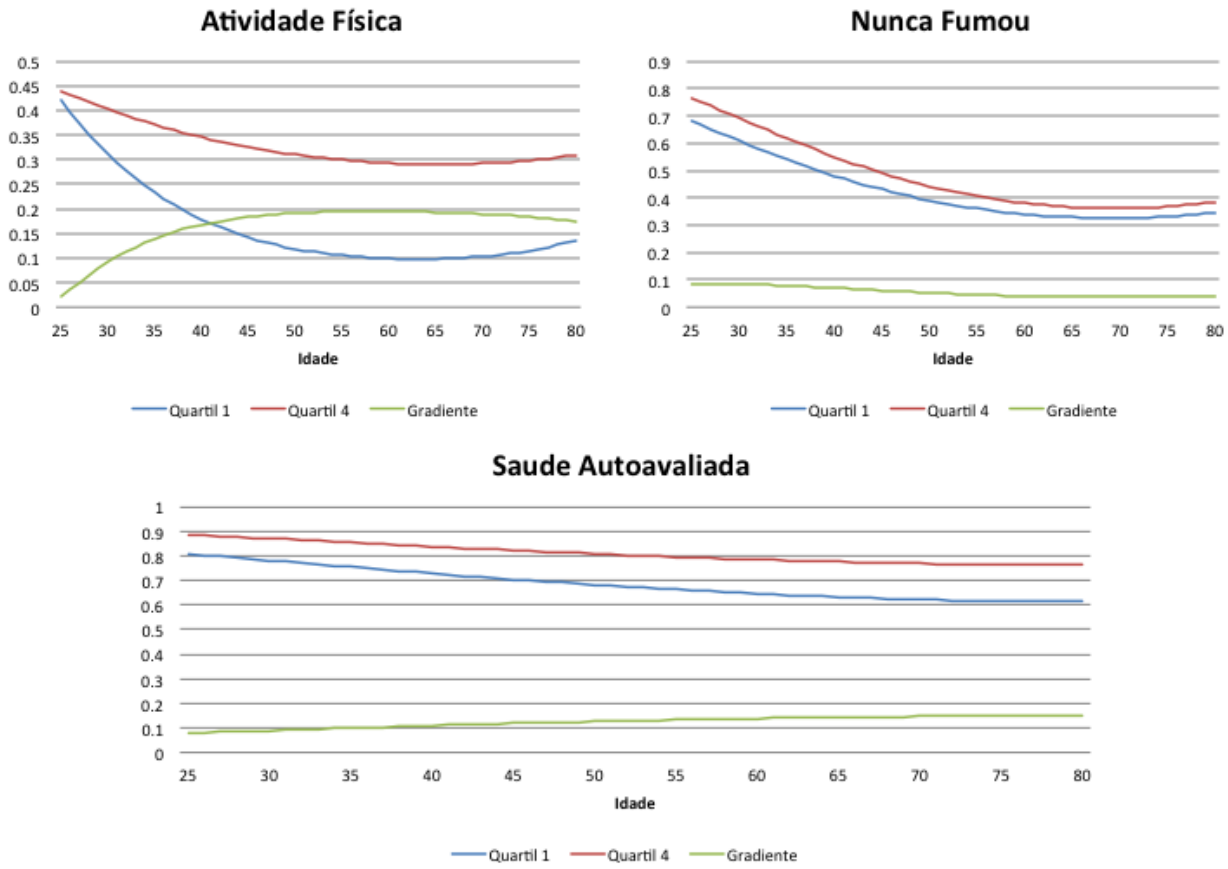

Figura 2.4 Variação dos gradientes de renda com a idade - Homens
Fonte: elaboração própria.

Para a saúde autoavaliada, os resultados sugerem que o gradiente de renda é levemente convexo, atingindo seus valores mais altos entre os 55-60 anos. No entanto, este resultado pode estar refletindo alguma diferença entre os gêneros, uma vez que, para o sexo masculino (Figura 2.4), o gradiente de renda é crescente ao longo de toda a vida. O resultado para os homens parece ser compatível com a hipótese de acumulação de vantagens, que afirma que o estado socioeconômico está associado com investimentos diários na promoção de boa ou má saúde e que estes investimentos resultam em uma deterioração mais rápida da saúde para aqueles com uma condição socieconômica mais baixa do que para aqueles com uma condição mais alta (Øvrum et al., 2014; Kim e Durden, 2007).

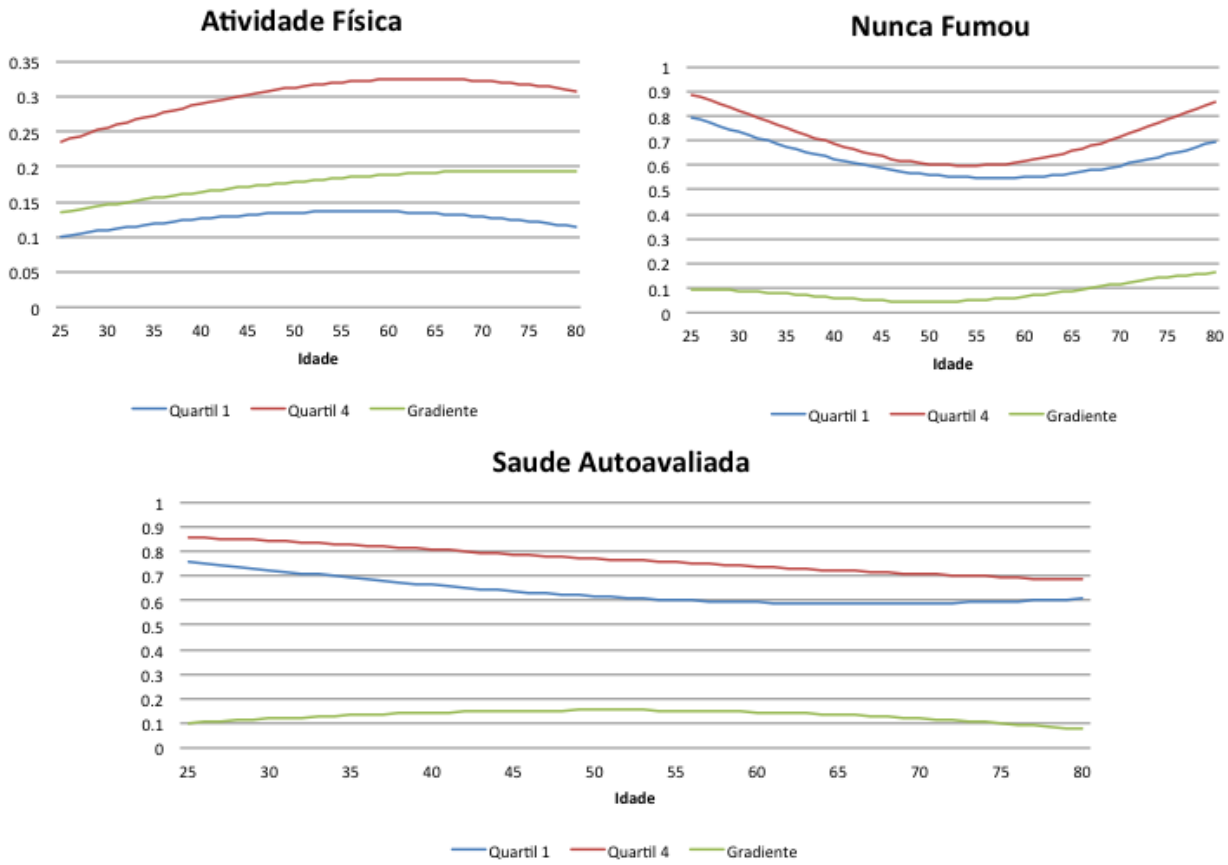

Figura 2.5 Variação dos gradientes de renda com a idade - Mulheres
Fonte: elaboração própria.

As estimativas feitas nos modelos de educação, dispostas nas Figuras 2.6, 2.7 e 2.8, apresentam um forte gradiente de educação, especialmente quando se avalia a prática de atividade física. A probabilidade de uma pessoa com ensino superior praticar atividade física pelo menos uma vez na semana é mais do que o dobro da probabilidade de uma pessoa sem instrução na maior parte das faixas etárias. Esse padrão se verifica tanto entre os homens quanto entre as mulheres. Em relação a idade, esse gradiente apresenta um formato levemente convexo, apresentando-se mais forte entre os mais velhos. Os modelos para a avaliação da própria saúde revelam um gradiente educacional levemente crescente entre as gerações, não havendo diferenças significativas entre os gêneros.

O gradiente de educação para os hábitos de tabagismo é maior entre os jovens do que entre os mais velhos. No caso das mulheres entre 60-65 esse gradiente parece não existir. Após essa idade, ocorre um efeito intrigante: o fato de ter um melhor nível educacional diminui a probabilidade da mulher nunca ter fumado. Isso pode ser reflexo da associação entre cigarro e status na primeira metade do século passado.

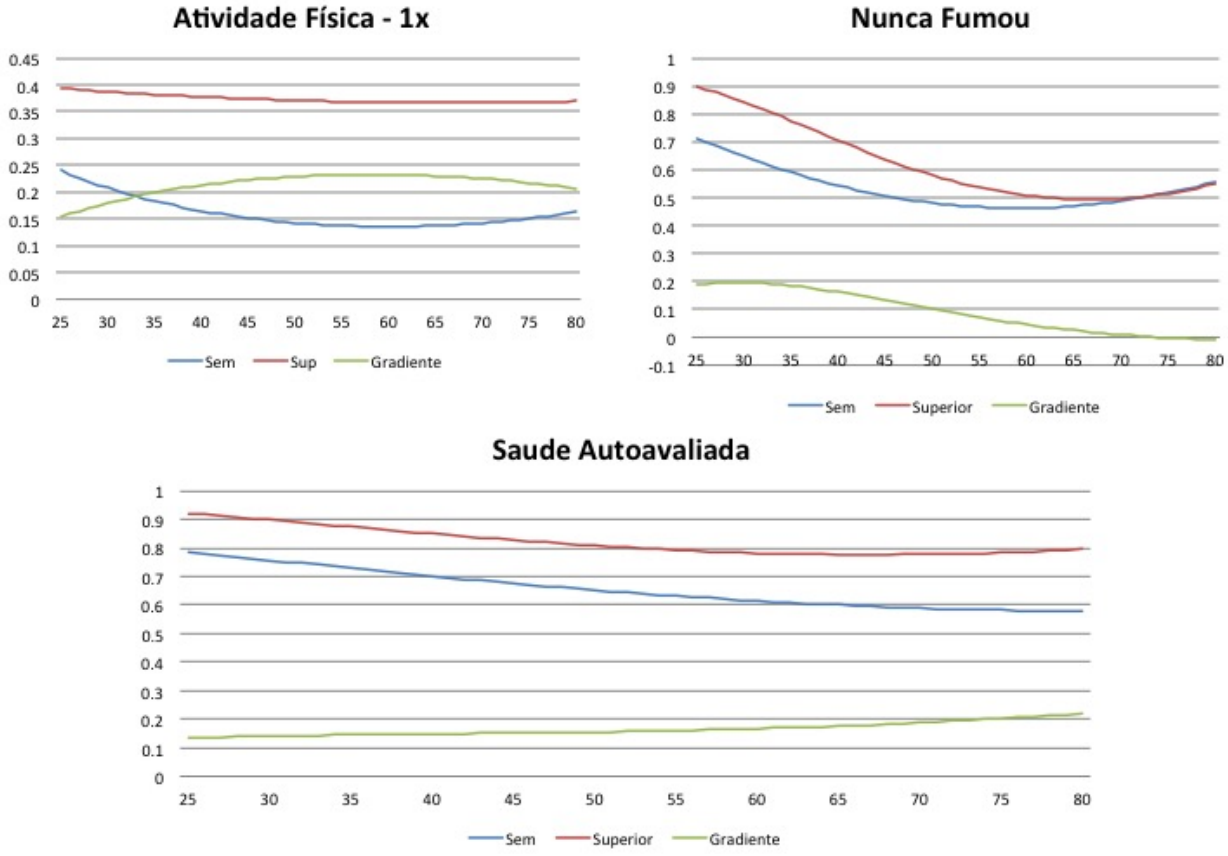

Figura 2.6 Variação dos gradientes de educação com a idade
Fonte: elaboração própria.

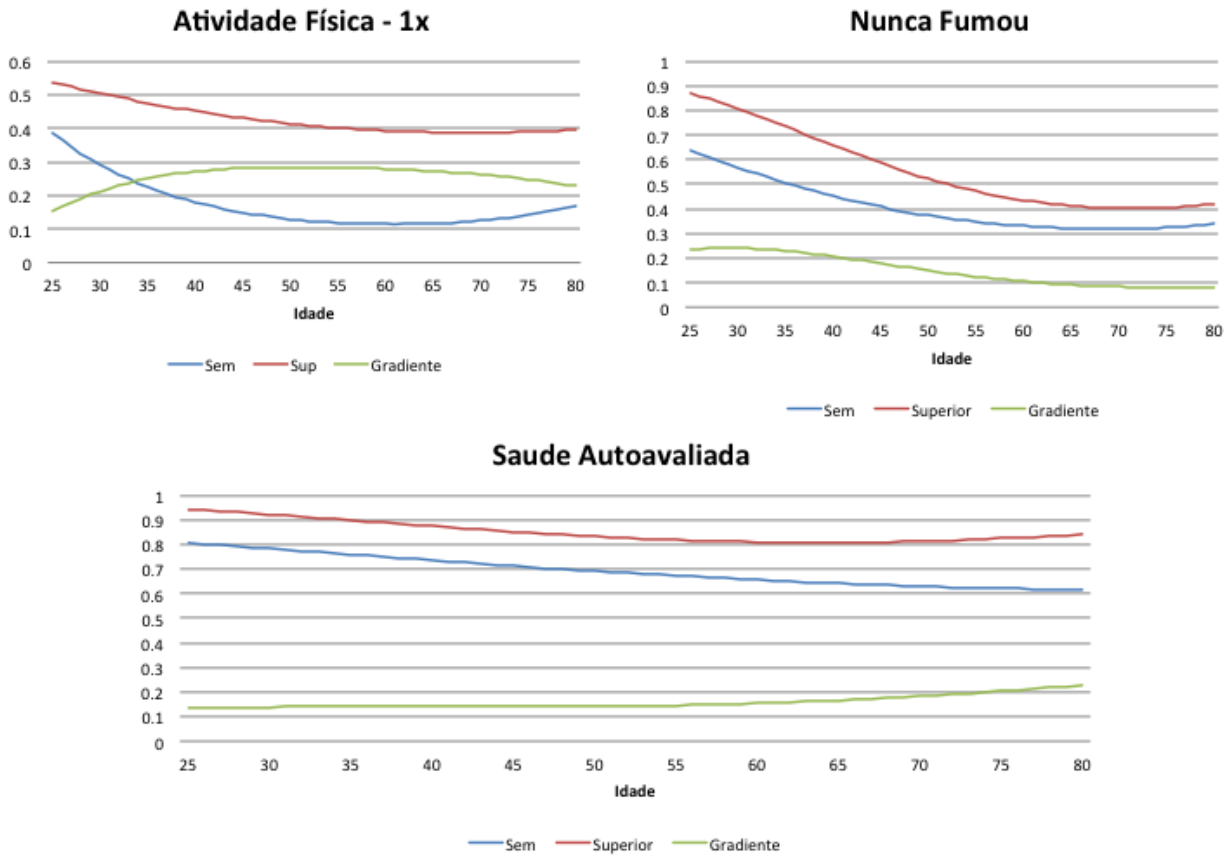

Figura 2.7 Variação dos gradientes de educação com a idade - Homens
Fonte: elaboração própria.

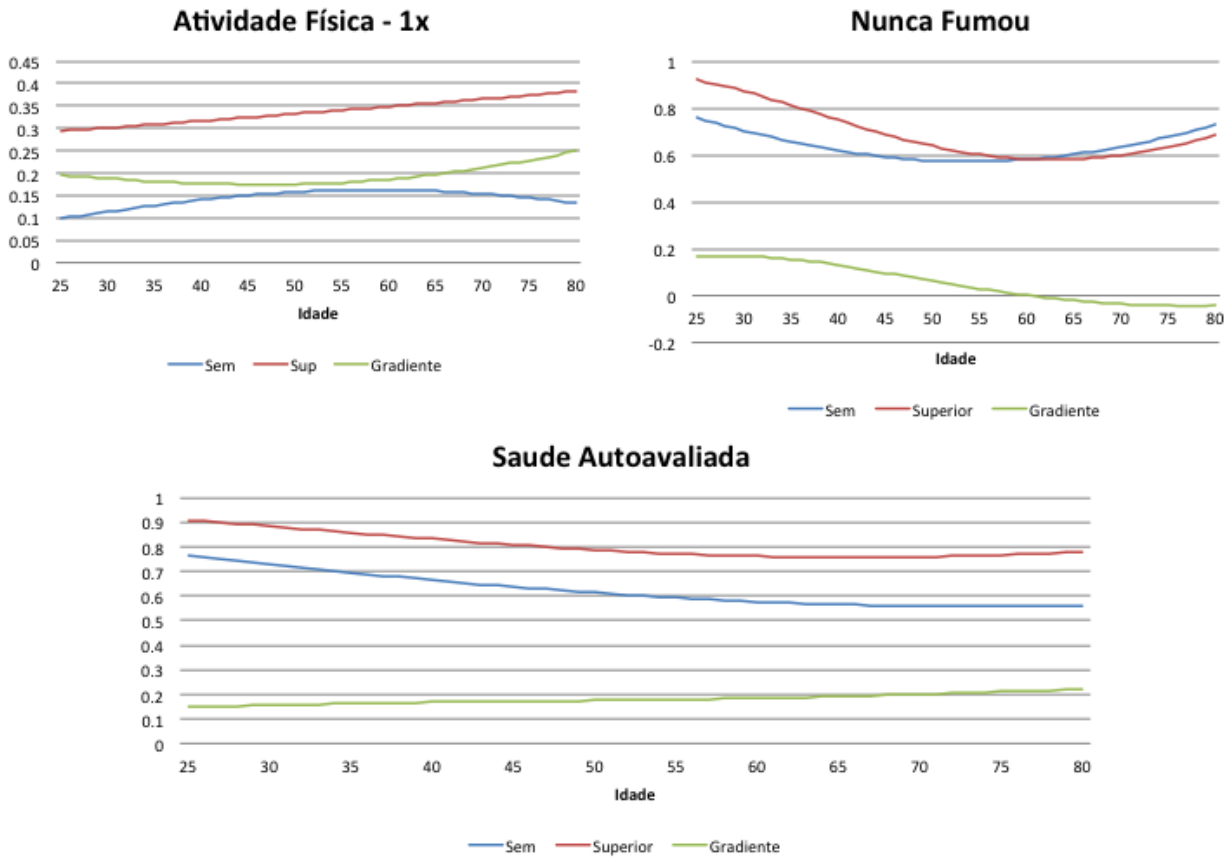

Figura 2.8 Variação dos gradientes de educação com a idade - Mulheres
Fonte: elaboração própria.

De forma geral, percebemos a existência de gradientes de renda e educação em todas as variáveis analisadas e para a maior parte das gerações. Adicionalmente, em alguns casos, como na avaliação da probabilidade de nunca fumar, parece haver diferença de gênero nos padrões observados.

2.5 Notas conclusivas

O objetivo deste capítulo era verificar a relação de algumas variáveis indicativas de comportamento saudável e da percepção individual da própria saúde com algumas variáveis socioeconômicas. Utilizando os modelos estimados para este primeiro objetivo foi possível avaliar

como as desigualdades socioeconômicas na saúde evoluem entre as gerações.

Os resultados sugerem que as pessoas ocupadas, apesar de apresentarem maiores chances de optarem por estilos de vida menos saudáveis, apresentaram maiores chances de auto-avaliarem a sua saúde positivamente. Este resultado é compatível com os achados de Gebel e Voßemer (2014), que apontam o desemprego como um dos principais fatores de risco para a deterioração da saúde mental. Este mesmo padrão foi observado em relação a zona urbana, resultado este diferindo do encontrado por Dachs e Santos (2006), em que os moradores da zona rural tiveram menor chance de avaliar negativamente a sua saúde do que aqueles da área urbana.

Como esperado, a relação entre as condições socioeconômicas e o estilo de vida adotado variam com a idade. O resultados indicam a existência de gradientes de renda e educação no Brasil em boa parte dos estágios da vida adulta. No entanto, esta desigualdade varia entre as variáveis indicativas de estilo de vida, entre a renda e a educação, e entre os gêneros.

Os padrões dos gradientes de renda e educação variam entre as gerações no caso do tabagismo, apresentando inclusive um padrão de convergência na análise da renda para os homens e uma ampliação para as mulheres. Em relação às diferenças ligadas à prática de atividade física, percebemos, que, essas são bastante fortes, principalmente em termos educacionais. Na avaliação da percepção da própria saúde, percebemos que as diferenças relacionadas a renda e educação não sofrem grandes variações entre as gerações. O gradiente de renda é levemente côncavo para as mulheres e apresenta um fraco padrão de crescimento, no caso dos homens.

Os resultados sugerem que, como os hábitos relacionados à saúde estão associados às desigualdades socioeconômicas, diferenças na condição de saúde decorrentes de escolhas de estilo de vida não podem ser consideradas justas. Nesse cenário, o governo deve intervir em duas frentes: adotar políticas que reduzam as desigualdades sociais e conduzir políticas educacionais que conscientizem a população da importância de hábitos saudáveis para melhoria da qualidade de vida e para a prevenção de doenças crônicas não transmissíveis.

Devido a natureza dos dados de corte transversal não é possível determinar nenhuma re-

lação de causalidade entre os comportamentos relacionados a saúde e a percepção desta pelo indivíduos. Nossos resultados sugerem que hábitos saudáveis estão associados com a probabilidade de autoavaliar a saúde positivamente, mas não nos permitem concluir que o estilo de vida tem impacto na saúde. Seriam necessário dados longitudinais, como os utilizados por Mood (2013), para comprovar esta relação para o Brasil.

3. Déficit relativo em serviços de saúde: 1999-2009

3.1 Introdução

A Constituição cidadã de 1988 estabelece que a saúde é um direito de todos e um dever do Estado. Nesse sentido, a criação do Sistema Único de Saúde (SUS), que, em teoria, é um dos maiores sistemas públicos de saúde do mundo, tem por objetivo garantir um acesso à saúde integral, universal e gratuito à toda população brasileira. No entanto, segundo relatório divulgado, em abril de 2014, pelo Conselho Federal de Medicina (CFM), os problemas estruturais no SUS ferem a dignidade e os direitos da população[9].

Existe uma significativa parcela da população que não consegue atendimento em unidades de saúde por falta de vaga, senha ou ausência do profissional da saúde (Andrade et al., 2013). Além disso, não são raros os casos de pacientes em macas espalhadas pelos corredores de hospitais ou em colchões sobre o chão, fazendo com que os cenários vistos nas enfermarias de muitos hospitais do país se assemelhem aos de uma guerra[10].

Apesar de a despesa federal em saúde ter aumentado desde 2003 em termos nominais, o ajuste pela inflação mostra uma redução líquida (Paim et al., 2011). Esse fato sugere que parte da falta de adequação existente entre a oferta de serviços de saúde e as necessidades da

[9] http://agenciabrasil.ebc.com.br/geral/noticia/2014-04/problemas-estruturais-no-sus-ferem-dignidade-e-direitos-aponta-relatorio

[10] Idem.

população pode estar relacionada à alocação de recursos para esse setor. Pires et al. (2010) apontam que essa desarticulação entre a oferta e a demanda em saúde são responsáveis por parte da iniquidade de acesso e da ineficiência do sistema de saúde.

A descentralização da gestão do sistema de saúde juntamente com a pluralidade de contextos vivenciados nas unidades da federação exigem que os desenhos de políticas públicas sejam capazes de responder adequadamente às diferentes necessidades advindas dessa diversidade (Brasil, 2009). No entanto, diversos estudos feitos para o Brasil mostram que existe desigualdade entre as regiões e unidades da federação tanto na saúde (Neri e Soares, 2002; Noronha e Viegas, 2002) quanto nos cuidados da saúde (Travassos et al., 2002, 2006; Andrade et al., 2013; Cambota, 2012) e sugerem que parte desta desigualdade poderia estar associada à desigualdade na infraestrutura de fornecimento de serviços de saúde.

Comparar a adequação da infraestrutura dos serviços de saúde com as necessidades da população nas unidades da federação brasileiras é essencial para dimensionar o nível de desigualdade e desenhar políticas públicas adequadas para a sua redução. Nesse sentido, este capítulo se propõe a avaliar o déficit relativo na prestação destes serviços nas unidades da federação brasileira. Seguindo Gasparini e Ramos (2004), serão construídas fronteiras de melhor disponibilidade de serviços para iguais necessidades, utilizando a técnica PCA-DEA. Além disso, será realizada uma analise da evolução do déficit entre 1999 e 2009, através do cálculo do índice de Malmquist.

3.2 Revisão da Literatura

Segundo Travassos et al. (2000): "O consumo dos serviços de saúde é função da necessidades e do comportamento dos indivíduos em relação a seus problemas de saúde, bem como das formas de financiamento e dos serviços e recursos disponíveis para a população". Esses autores avaliaram a equidade do uso dos serviços de saúde a partir das dimensões sociais e geográficas. Para isso foram utilizados dados de pesquisas realizadas em 1989 e 1996-1997 pelo

IBGE. Os resultados apontam uma pequena redução das desigualdades no período, no entanto ainda são encontradas, no país, características de forte iniquidade entre as regiões Nordeste e Sudeste.

O trabalho desenvolvido por Neri e Soares (2002) aponta que o consumo dos serviços de saúde no Brasil estaria mais relacionado com o acesso aos serviços do que à necessidade de cuidados médicos. Os autores avaliaram, através da análise de regressões logística e dados da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) 1998, as demandas e o consumo de serviços de saúde. A variável dependente do modelo identifica se o indivíduo procurou serviço de saúde nas últimas duas semanas e as variáveis independentes controlam para características individuais, domiciliares e regionais da população brasileira. Os resultados apontam que o principal determinante para o consumo de serviços de saúde no Brasil é o indivíduo possuir plano de saúde, o que aumenta as suas chances de consumir os serviços em 452%, enquanto que ter alguma doença crônica só aumenta em 155%. Isso sugere que a utilização dos serviços de saúde no Brasil estaria mais relacionada a características de oferta do que às características de demanda.

Travassos et al. (2006) compararam os padrões de desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde entre os anos 1998 e 2003, utilizando dados da PNAD. Os resultados sugerem que, no período analisado, houve melhora no acesso em todas as regiões, com exceção da região Norte. No entanto, os residentes das regiões Sudeste e Sul tiveram maior acesso do que os residentes nas outras regiões, e, contrariamente à diminuição das desigualdades sociais no acesso, as desigualdades geográficas pioraram no período de estudo. A diferença no acesso entre os residentes das regiões Norte e Nordeste e os residentes das regiões Sudeste e Sul aumentou, isto é, a melhora observada no acesso foi maior nas regiões mais desenvolvidas e as desigualdades entre regiões foram aprofundadas.

Andrade et al. (2013), utilizando dados da PNAD 1998 e 2008, analisaram a dificuldade no acesso por meio da construção de uma variável que indica a demanda não observada e identificaram que os principais motivos do não atendimento estão relacionados a problemas na

oferta. Nos dois anos analisados, 80% dos indivíduos que não receberam atendimento disseram que isso ocorreu por falta de vaga, senha, ausência de médico ou inexistência de serviços ou profissionais especializados. Apesar disto, os resultados evidenciam uma melhora nos dez anos analisados, principalmente para os indivíduos sem plano de saúde, sugerindo um aumento da cobertura do SUS. Entre as regiões, as que apresentaram menos problemas de acesso foram as regiões Sul e Sudeste. A desigualdade, embora pequena, é no sentido dos mais ricos, quando se avaliam as consultas médicas e odontológicas, e no sentido dos mais pobres, quando o foco recai sobre as internações.

Cambota (2012) com o objetivo de complementar o estudo feito para as desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil, realiza uma análise descritiva da evolução da oferta de profissionais da saúde e de recursos físicos entre os anos 2005 e 2010. Os indicadores sugerem um aumento na cobertura assistencial no Brasil, mas também revelam clara desigualdade na distribuição regional da oferta, tanto para os serviços do SUS quanto para os serviços privados.

Gasparini e Ramos (2004) analisam a alocação dos serviços de saúde entre os estados e as regiões brasileiras. Os autores constroem um indicador sintético de déficit relativo, que usa como critério a equidade de acesso, ou seja, mesma disponibilidade de serviços para necessidades iguais. Neste sentido, a abordagem utilizada por eles permite comparar os diversos ativos de saúde disponíveis com as demandas locais. Utilizando o método de análise envoltória de dados (*Data Envelopment Analysis, DEA*) e dados do DATASUS para os anos 1997, 1998 e 1999, os autores estimam a fronteira de melhor disponibilidade de serviços para iguais necessidades. Os dados relativos a oferta de serviços de saúde compreendem tanto o serviço público quanto o privado, uma vez que as informações disponíveis não permitiam separar os ativos disponíveis ao Sistema Único de Saúde (SUS) dos exclusivamente privados. Os resultados evidenciam a grande desigualdade existente entre as regiões brasileiras: cinco dos nove estados da região nordeste estão entre os oito com piores resultados. De maneira geral, a região sul é a que melhor atende as demandas de sua população e a região norte é relativamente a mais desprovida

de ativos de saúde.

Quando a análise é feita em relação a disponibilidade de ativos de saúde para a população, a separação entre ativos públicos e privados é difícil de ser realizada. Paim et al. (2011) destaca que, historicamente, as políticas de saúde, no Brasil, estimularam o setor privado e promoveram a privatização da atenção à saúde. Isso foi feito por meio de credenciamento de consultórios médicos, remuneração e criação de clínicas de diagnósticos e terapia especializadas, hospitais e geração de incentivos aos planos de saúde. O sistema privado de saúde fornece serviços terceirizados ao SUS, que inclui diversos procedimentos de alto custo e serviços de apoio diagnóstico e terapêutico (SADT)[11].

Segundo Santos et al. (2008), nos casos em que seguimento de planos de saúde é suplementar, como no caso brasileiro, importantes problemas são introduzidos, tanto no que diz respeito às desigualdades no acesso a serviços de saúde[12], como ao gasto. Além disso, verifica-se que o investimento público, em termos proporcionais ao PIB, não é inferior ao dos países nos quais o seguro privado é ausente.

Utilizando dados da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) do IBGE de 2005, da PNAD 2003 e da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), as autoras mostram que, apesar de tratar-se de um sistema nacional de saúde, menos da metade do financiamento é feito por parte do poder público (43,8%) e a prestação é predominantemente privada, sendo responsável por 68% dos leitos e 92% das unidades prestadoras de SADT. Este predomínio dos prestadores privados introduz, obviamente, importantes fluxos financeiros da esfera pública para a privada.

Rocha et al. (2012) avaliam o gasto público municipal em saúde a fim de verificar se o problema do financiamento diz respeito a ineficiência na alocação dos recursos ou a escassez destes. Os autores utilizam o modelo DEA para estimar a meta-fronteira de custos e, para

[11] Referem-se aos serviços destinados aos pacientes externo e interno ou de emergência, objetivando o esclarecimento de diagnóstico (ultrassonografia, eletrocardiograma, anatomia patológica, etc.) ou a realização de procedimentos terapêuticos específicos, como, por exemplo: quimioterapia, diálise, etc. (IBGE, 2009).

[12] Estudos como Neri e Soares (2002), Andrade e Maia (2009), Cambota (2012) e Andrade et al. (2013) evidenciam este problema.

estimar a demanda por saúde, a estrutura do eleitor mediano. Os resultados vão de encontro à ideia geral e sugerem que o gasto público em saúde é mais que suficiente para atender o excesso de demanda. Segundo os autores, com um gerenciamento eficiente, seria possível haver inclusive uma economia de recursos.

Diante dos achados na literatura, fica clara a importância de verificar a existência de desigualdades geográficas e de avaliar se houve ou não diminuição dessas ao longo dos dez anos da análise. Além disso, será possível identificar os estados que estão desenvolvendo as melhores práticas de atenção à saúde e, a partir dessas informações, subsidiar o desenvolvimento de políticas públicas para a melhoria da qualidade do atendimento de saúde no país.

3.3 Metodologia

3.3.1 Construção da fronteira de melhor disponibilidade de serviços para idênticas necessidades

A análise envoltória de dados (DEA) é tradicionalmente utilizada para análise de eficiência produtiva. Através de uma função de produção é possível identificar o máximo de produto que se pode obter a partir de uma dada utilização de insumos. De maneira semelhante, a função custo fornece o custo mínimo para se produzir uma dada quantidade de bens. Uma firma seria eficiente se esta estivesse localizada na fronteira de uma destas funções e o grau de ineficiência estaria relacionado à distância entre o ponto em que se está operando e a fronteira.

Puig-Junoy (1999) propuseram uma nova abordagem para a utilização desta técnica: ela seria útil para a avaliação de déficits relativos na prestação de serviços públicos. Gasparini e Ramos (2004) utilizaram esta metodologia para a avaliação do déficit relativo na alocação dos ativos de saúde para o Brasil no ano de 1999. Neste caso, foi estimada uma fronteira de melhor disponibilidade de serviços para iguais necessidades, permitindo avaliar a melhor combinação de serviços que é possível se obter, considerando uma dada demanda de saúde da região.

Estar localizado na fronteira significa ter os melhores serviços disponíveis para um certo nível de necessidades e estar abaixo dela indica um déficit relativo nos serviços disponibilizados. Gasparini e Ramos (2004) destacam que algumas características do modelo DEA o tornam atrativo para este tipo de análise: *i*) este método permite que sejam avaliados múltiplos serviços e múltiplas necessidades, tendo como resultado um indicador sintético e de fácil interpretação; *ii*) os pesos atribuídos a cada item analisado são determinados endogenamente pelo modelo; *iii*) nenhuma forma funcional específica é imposta à fronteira.

As abordagens DEA variam primordialmente em relação a direção da análise, se orientado para *inputs* (necessidades) ou *output* (ativos de saúde), e nas hipótese feitas em relação aos retornos de escala.

A Figura 3.1 ilustra a construção da fronteira de referência para o caso em que existe um input e um output no período t. Dado que existem três unidade de análise A, B e C. Se assumirmos retornos constantes de escala (CRS), a tecnologia é limitada pelo raio AO. Se, por outro lado, assumirmos retornos variáveis de escala (VRS), a tecnologia será limitada por X_A^t, A, B e a extensão horizontal de B. Em ambos os casos a unidade C está abaixo da fronteira. Para alcançar a fronteira, ela precisaria reduzir as necessidades em saúde para um dado nível de serviços (orientação input) ou aumentar a disponibilidade de ativos em saúde para uma dada demanda (orientação output)[13].

[13] A ilustração gráfica foi feita com base em Färe et al. (1994).

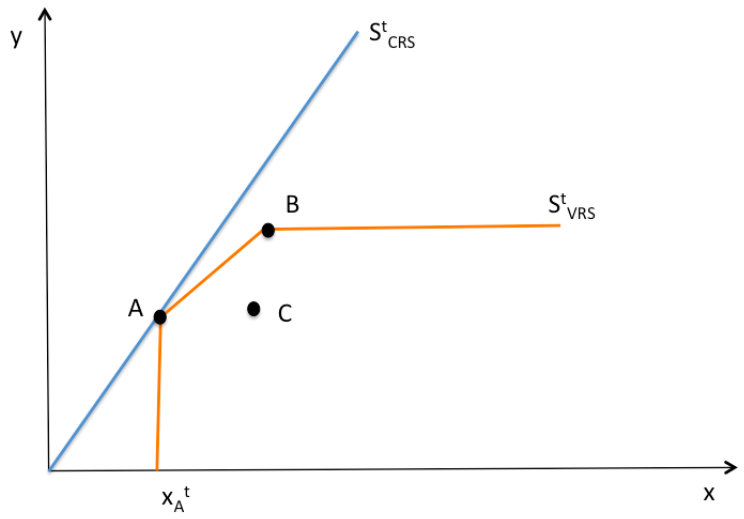

Figura 3.1 Construção da fronteira a partir de tecnologias de referência
Fonte: Färe et al. (1994)

Gasparini e Ramos (2004) utilizam a generalização proposta por Banker et al. (1984) para o caso do modelo orientado para os ativos de saúde (*output*) com retornos variáveis de escala. A hipótese de retornos variáveis de escala é adotada, pois permite ajustar para possíveis diferenças de tamanho entre as regiões, o que certamente ocorre no brasil. Além disso, Hollingsworth e Smith (2003) recomendam o seu uso, dado que as variáveis de entrada são expressas como uma razão (Ex. número de médicos / 1.000 hab.).

Nesse caso, assume-se que determinada unidade da federação i tenha k necessidades de atendimento em saúde, possua m ativos de saúde. Além disso, x_{ik} e y_{im} representam, respectivamente, as k necessidades e os m ativos de cada região i. Dessa forma, utilizando a generalização proposta por Banker et al. (1984) orientado para ativos de saúde, podemos obter uma medida de déficit relativo resolvendo o seguinte modelo:

$$
\begin{aligned}
&\min \sum_{k=1}^{K} v_k x_{ik} + e_i \\
&\text{s.a.} \\
&\sum_{m=1}^{M} u_m y_{im} = 1 \\
&\sum_{m=1}^{M} u_m y_{jm} - \sum_{k=1}^{K} v_k x_{jk} - e_i \leq 0, \forall j \\
&u_m, v_k \geq 0, \forall m, k
\end{aligned}
\tag{3.1}
$$

Os pesos u_m estão associados aos ativos e v_k são pesos associados às necessidades. A ideia é que cada região escolha os pesos que minimizem o seu indicador, sujeito ao fato de que o índice calculado para as outras unidades com base nos mesmos pesos não seja menor do que 1. A variável e_i, irrestrita em sinal, indica os retornos de escala. Quando negativas, indicam retornos crescentes; quando positivas, retornos decrescentes; e, caso sejam nulas, retornos constantes de escalas. Esse modelo deve ser resolvido para cada uma das regiões em análise.

A região estará na fronteira se o valor calculado para o seu indicador for igual a 1. Caso contrário o seu nível de déficit pode ser medido através da diferença para a unidade. Por exemplo, caso a região obtenha indicador igual a 1,25, isso indica que ela alcançaria a fronteira se aumentasse a sua oferta de ativos em saúde em 25%. A partir dos indicadores calculados, é possível ranquear as regiões analisadas e verificar quais apresentam as melhores adequações entre os ativos de saúde disponíveis e as necessidades da população.

Uma característica do modelo DEA é a flexibilidade absoluta na forma como o processo de otimização determina os pesos (preços-sombra) para cada unidade da federação da amostra. Apesar dessa propriedade permitir que a avaliação de desempenho seja feita de forma a reproduzir o cenário mais favorável para cada região, ela pode causar alguma inconsistência na escolha dos preços sombra. Quando o número de variáveis explicativas é relativamente grande comparado ao número de unidades de decisão analisadas, o modelo perde o poder de

discriminação, o que faz com que um grande número de unidades ineficientes seja classificado como eficiente. Friedman e Sinuany-Stern (1998) sugerem a seguinte regra de bolso: o número total de inputs e outputs $(k+m)$ não deve ser maior do que um terço do número de unidades analisadas.

Para superar esta limitação, Gasparini e Ramos (2004) utilizaram a análise de componentes principais (Principal Component Analysis, PCA) para reduzir a dimensão das variáveis de entrada do modelo. Essa técnica estatística permite diminuir a dimensão de um conjunto de dados em que as variáveis são altamente inter-relacionadas. As novas variáveis são combinações lineares das variáveis originais e a escolha das ponderações é feita de forma a garantir que as novas variáveis sejam capazes de explicar a maior parte da variância presente nos dados. Com o uso dessa abordagem, um novo e reduzido conjunto de variáveis não correlacionadas é obtido, os componentes principais (PC), sendo ordenado de forma que os primeiros componentes guardam a maior parte da variância presente nas variáveis originais.

O principal problema enfrentado por Gasparini e Ramos (2004) é que, na formação dos componentes principais, os coeficientes utilizados podem assumir valores negativos e a formulação original do DEA não admite uso de variáveis com valores menores que zero. Os autores então utilizaram a PCA e, ao invés de utilizar as componentes, escolherem a variável original com maior coeficiente absoluto na análise.

Adler e Yashemsky (2010) propuseram uma transformação no modelo DEA para que as componentes principais possam ser inseridas diretamente no modelo. Esta modificação garante que, se utilizados todos os componentes principais, a solução encontrada é a mesma obtida com a formulação DEA original. Neste novo modelo, é possível introduzir tanto variáveis com valores originais quanto variáveis agregadas. Denota-se o X_o (Y_o) vetor de necessidades (ativos em saúde) em valores originais e X_{Lx} (Y_{Ly}) o vetor de necessidades (ativos em saúde) cujos valores serão transformados, utilizando PCA. Esta separação deve ser feita conforme a lógica do problema em análise.

Sendo L_x (L_y) a matriz dos coeficientes lineares da análise de componentes principais dos

dados de necessidades (ativos)[14] podemos escrever as variáveis agregadas como $X_{pc} = L_x X_{Lx}$ ($Y_{pc} = L_y Y_{Ly}$), que nada mais é do que as componentes principais consideradas na análise.

A partir dessas novas notações podemos substituir o modelo (3.1) por (3.2)

$$
\begin{aligned}
&\min_{V_o, U_o, V_{pc}, U_{pc}} \theta = V_o' X_o^i + V_{pc}' X_{pc}^i + e_i \\
&\text{s.a.} \\
&U_o' Y_o^i + U_{pc}' Y_{pc}^i = 1 \\
&U_o' Y_o^i + U_{pc}' Y_{pc}^i - V_o' X_o^i - V_{pc}' X_{pc}^i - e_i \leq 0, \forall j \\
&V_o \geq 0 \\
&U_o \geq 0 \\
&V_{pc}' L_x \geq 0 \\
&U_{pc}' L_y \geq 0 \\
&U_{pc}, V_{pc} \text{ são irrestritos em sinal}
\end{aligned}
\tag{3.2}
$$

Não só os pesos relacionados às variáveis originais (U_o e V_o) devem ser computados, mas também os pesos relacionados às variáveis agregadas (U_{pc} e V_{pc}), que posteriormente poderão ser traduzidos para calcular os pesos "originais". Se todas as componentes fossem utilizadas, estes pesos seriam iguais ao caso de em que não é feita a agregação por PCA. Mesmo que todas as PCs não sejam contabilizadas, os pesos ainda podem ser avaliados, garantindo a interpretação.

A análise de componentes principais é feita separadamente para as necessidades e para os ativos de saúde. Uma vez que as novas variáveis tenham sido geradas elas são utilizadas no modelo DEA assumindo retornos variáveis de escala e orientado para ativos (*output*).

[14] As colunas dessa matriz são os autovetores relacionados às componentes principais consideradas no problema.

3.3.2 Variação entre 1999-2009: o índice de Malmquist

Para verificar se houve variação no déficit relativo dos serviços para iguais necessidades entre os anos 1999 e 2009 será calculado o índice de Malmquist (Malmquist, 1953). Esse método resume-se em aplicar o algoritmo de programação linear DEA para o cálculo da razão entre as distâncias à fronteira de uma mesma unidade de decisão (*Decision Making Unit*, DMU) em dois períodos do tempo. Se a DMU apresenta uma única demanda em saúde (x) e que dispões de um único ativo (y), pode-se representa-la a partir da Figura 3.2[15]. Pode-se medir a mudança de produtividade desta unidade A examinando seu score em dois períodos de tempo, t e $t+1$, assim como o avanço tecnológico de t para $t+1$.

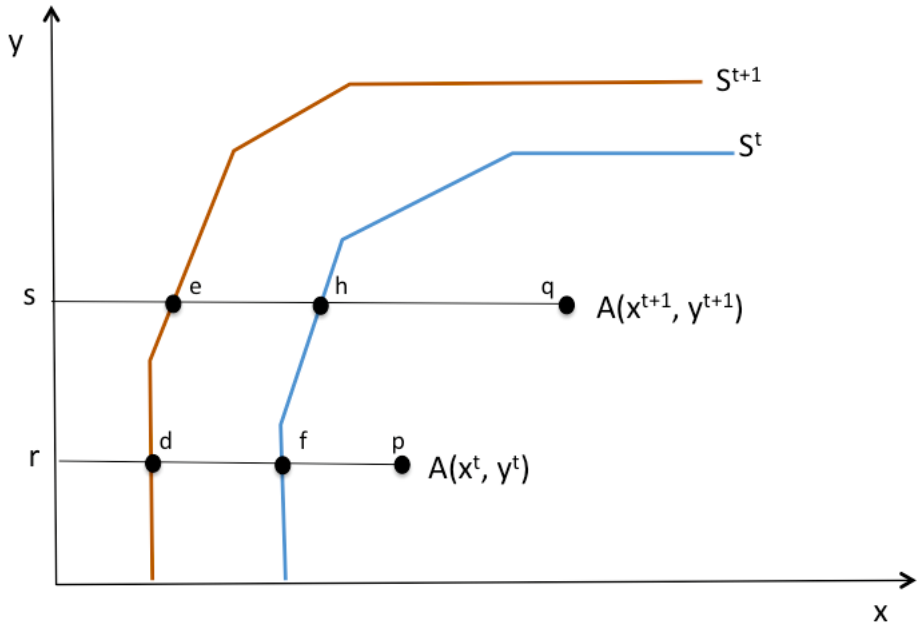

Figura 3.2 Ilustração da mudança de produtividade com um insumo e um produto
Fonte: Adaptação de Jacobs et al. (2011) p.131.

A Figura 3.2 apresenta o índice de Malmquist de uma forma intuitiva. As curvas S^t e S^{t+1} representam as fronteiras construídas a partir da hipótese de retornos variáveis de escala nos períodos t e $t+1$. A unidade A utiliza y^t ativos para atender a x^t necessidades em saúde no

[15]Essa ilustração gráfica é baseada em Jacobs et al. (2011) p.130-133.

período t. No período $t+1$ ela se move para o ponto (x^{t+1}, y^{t+1}).

Como mencionado, o índice de Malmquist é definido a partir das funções distâncias. Assim, o déficit em saúde pode ser medido pela distância fp no período t. Utilizando a orientação para necessidades, esse seria uma medida da demanda não atendida para essa quantidade de ativos. Em termos percentuais, pode-se escrever rf/rp.

O DEA é utilizado para estimar a fronteira de melhor disponibilidade de ativos para iguais necessidades S^t baseado em dados de todas as unidades da federação. Porém, essa fronteira pode se deslocar ao longo do tempo, em razão de mudanças na tecnologia ou pela adoção de procedimentos mais eficientes, para S^{t+1}. A mudança de produtividade mede o quanto a unidade de análise chegou perto da fronteira (mudança na eficiência), assim como quanto a fronteira se desloca, dado as necessidades de todas as unidades de análise (mudança técnica). O índice de Malmquist é construído através da medida da mudança da unidade A do ponto (x^t, y^t) para (x^{t+1}, y^{t+1}) em relação às fronteiras utilizando as funções distância.

Färe et al. (1994) calculam o índice de Malmquist-DEA (Mo) através da média geométrica de dois índices, onde o primeiro utiliza como referência a fronteira do período t e o segundo a fronteira do período $t+1$. A principal vantagem da utilização dessa média geométrica é evitar a escolha arbitrária do período de referência. Um valor de M_o maior que 1 indica um crescimento ou evolução do fator de produtividade entre os períodos t e $t+1$, enquanto que um valor menor que 1 indica um declínio.

A Equação 3.3 representa a decomposição de Färe et al. (1994) para o índice de Malmquist. Nela x_t e y_t denotam, respectivamente, os volumes de inputs e outputs da DMU no instante t e D_o^t denota distância à fronteira do instante t medida em termos de eficiência relativa, conforme calculado pelo modelo DEA orientado para *output*.

$$M_o\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t\right) = \left[\left(\frac{D_o^t\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_o^t\left(x^t, y^t\right)}\right)\left(\frac{D_o^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_0^{t+1}\left(x^t, y^t\right)}\right)\right]^{\frac{1}{2}} \tag{3.3}$$

Uma forma equivalente de escrever a equação 3.3 é:

$$M_o\left(x^{t+1},y^{t+1},x^t,y^t\right)=\frac{D_o^{t+1}\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)}{D_o^t\left(x^t,y^t\right)}\left[\left(\frac{D_o^t\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)}{D_o^{t+1}\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)}\right)\left(\frac{D_o^t\left(x^t,y^t\right)}{D_0^{t+1}\left(x^t,y^t\right)}\right)\right]^{\frac{1}{2}} \quad (3.4)$$

O primeiro termo do lado direito da equação 3.4 expressa o efeito *catch-up* ou efeito recuperação. Este primeiro índice mede a variação de quão distante o déficit observado está do mínimo potencial entre os períodos t e $t+1$. O segundo efeito é o de deslocamento da fronteira ao longo do tempo.

O software utilizado para o cálculo do PCA-DEA foi o proposto por Adler e Yashemsky (2010)[16]. Para a estimação do índice de Malmquist foi utilizado o mesmo programa, mas nesse caso, estimou-se dois modelos para cada unidade da federação. Dessa forma, através de alterações nas bases de dados, foram computadas $D_o^t(x^{t+1},y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^t,y^t)$ e, em seguida, foram obtidos os efeitos *catch-up*, deslocamento e o índice de Malmquist para cada unidade de análise. A análise da evolução da produtividade, através do índice de Malmquist aplicado ao modelo PCA-DEA, até onde se tem conhecimento, ainda não foi aplicado na literatura.

3.3.3 Base de Dados e análise descritiva

As variáveis foram selecionadas a fim de representar, da melhor forma possível, os ativos disponíveis para o atendimento da população brasileira e suas necessidades. Como *proxy* para as demandas em saúde, foram incluídas as taxas incidência de algumas doenças cuja notificação é compulsória. Foram elas: Tuberculose, Hanseníase, Dengue e AIDS. As demais doenças de notificação obrigatória disponíveis no site do DATASUS não foram incluídas, devido a a alta frequência de zeros na amostra, o que impossibilitaria a análise de componentes principais. Por outro lado, os dados relativos as doenças sem notificação obrigatória não foram escolhidos devido a sua baixa confiabilidade.

[16]Disponível em: `http://pluto.huji.ac.il/~msnic/PCADEA.htm`

Para qualificar a disponibilidade de ativos de saúde foram incluídas informações a respeito do número de profissionais de saúde por mil habitantes (médicos, enfermeiros e técnicos e de enfermagem) e o número de leitos por mil habitantes. Esses dados consideram a disponibilidade total, pública e privada, por estado. A principal razão para essa abordagem é o fato dos dados disponíveis para o ano de 1999 não possibilitam a separação dos ativos públicos de forma satisfatória, uma vez que não permite identificar a proporção de leitos privados disponíveis para usuários do SUS. Dados do IBGE para o ano de 2005, indicam que 65% dos leitos privados eram contratados pelo SUS (Santos et al., 2008) e em 2009 a proporção chega a pouco mais de 72%. Desta forma, desconsiderar os ativos privados levaria a uma subestimação da oferta de serviços de saúde à população. Essa abordagem permite ainda comparar indicadores estimados por este trabalho com aqueles estimados por Gasparini e Ramos (2004) e avaliar um possível deslocamento entre os anos 1999 e 2009.

As informações foram extraídas da base de séries históricas do IBGE e dos Indicadores e Dados Básicos de Saúde (IDB-2012) do DATASUS, conforme expõe a Tabela 3.1.

Tabela 3.1 Variáveis utilizadas e fonte.

Fonte	**Informação**	**Período**
	Indicadores de necessidades	
DATASUS	Taxa de incidência de Tuberculose	1999 e 2009
DATASUS	Taxa de incidência de Hanseniase	1999 e 2009
IBGE	Taxa de incidência da Dengue	1999 e 2008
IBGE	Taxa de incidência de AIDS	1999 e 2008
	Indicadores de ativos de saúde	
IBGE	Leitos por mil habitantes	1999 e 2009
IBGE	Profissionais de saúde - Médicos (Mil habitantes)	1999 e 2010
DATASUS	Profissionais de saúde - Enfermeiros (Mil habitantes)	1999 e 2010
DATASUS	Profissionais de saúde - Técnicos de enfermagem (Mil habitantes)	1999 e 2009

A Tabela 3.2 apresenta a estatística descritiva dos ativos e das necessidades em saúde utilizadas na construção dos indicadores de 1999 e 2009. É possível perceber que, de forma geral, houve uma aumento significativo no número de ativos de saúde disponíveis para a população.

A exceção fica por conta do número médio de leitos por mil habitantes que, segundo os dados, apresentou uma redução de 25% no período analisado. Quando são avaliados os dados indicativos de necessidade, percebemos a redução da taxa de incidência de duas das quatro doenças analisadas: tuberculose e hanseníase. Por outro lado, houve uma aumento no número de novos casos de AIDS e Dengue entre os anos de 1999 e 2008.

Tabela 3.2 Estatística Descritiva da Amostra

Dado	Média	Desv. Pad.	Min	Max
		1999		
Tuberculose	46.84	20.44	0.57	80.91
Dengue	91.75	154.12	0.00	719.71
Aids	11.38	7.80	4.02	31.60
Hanseníase	43.16	37.79	1.87	135.38
Leitos	2.88	0.54	1.80	3.89
Médico	1.09	0.68	0.38	3.20
Enfermeiro	0.39	0.23	0.10	1.22
Tec.Enferm.	0.45	0.52	0.06	2.37
		2009		
Tuberculose	35.54	14.06	10.93	72.82
Dengue	380.92	379.56	1.20	1242.98
Aids	17.14	7.91	8.38	41.17
Hanseníase	31.31	24.81	1.45	91.08
Leitos	2.14	0.33	1.56	2.85
Médico	1.55	0.69	0.64	3.80
Enfermeiro	1.35	0.43	0.76	2.12
Tec.Enferm.	3.44	1.59	1.28	6.84

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e DATASUS.

3.4 Resultados

A fim de analisar a formação das componentes principais utilizadas na composição do indicador de déficit, foi utilizado o software STATA 12 para obtenção dos autovalores e dos autovetores associados. O objetivo é avaliar se houve alteração na proporção da variância explicada pelo modelo e nos coeficientes utilizados na formação das PCs. As tabelas 3.3 e 3.4 apresentam esses resultados para os indicadores para os anos 1999 e 2009, respectivamente.

Tabela 3.3 Análise de Componentes Principais (PCA) - 1999

NECESSIDADES				OFERTA			
Componentes	**Autovalor**	**Propor.**	**Propor. Acum.**	**Componentes**	**Autovalor**	**Propor.**	**Propor. Acum.**
Comp1	1.66867	0.4172	0.4172	Comp1	2.39125	0.5978	0.5978
Comp2	1.24985	0.3125	0.7296	Comp2	0.980058	0.245	0.8428
Comp3	0.651055	0.1628	0.8924	Comp3	0.375845	0.094	0.9368
Comp4	0.430425	0.1076	1	Comp4	0.252846	0.0632	1
Variáveis	**Comp1**	**Comp2**	**Comp3**	**Variáveis**	**Comp1**	**Comp2**	
d_tuber	0.3635	0.6639	0.4506	med	0.5875	0.0278	
d_dengue	0.518	0.4153	-0.6597	enfer	0.5657	-0.2009	
d_aids	-0.507	0.5358	0.2697	tec_enf	0.5538	-0.1185	
d_han	0.5853	-0.3157	0.5376	leitos	0.1676	0.972	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3.4 Análise de Componentes Principais (PCA) - 2009

NECESSIDADES				OFERTA			
Componentes	**Autovalor**	**Propor.**	**Propor. Acum.**	**Componentes**	**Autovalor**	**Propor.**	**Propor. Acum.**
Comp1	2.206	0.441	0.441	Comp1	2.308	0.577	0.577
Comp2	1.236	0.247	0.688	Comp2	0.856	0.214	0.791
Comp3	0.931	0.186	0.875	Comp3	0.481	0.120	0.911
Comp4	0.627	0.126	1.000	Comp4	0.355	0.089	1.000
Variáveis	**Comp1**	**Comp2**	**Comp3**	**Variáveis**	**Comp1**	**Comp2**	
d_tuber	-0.220	0.684	0.193	med	0.571	0.081	
d_dengue	0.092	0.502	-0.824	enfer	0.543	-0.207	
d_aids	-0.350	0.444	0.440	tec_enf	0.476	-0.531	
d_han	0.640	0.203	0.213	leitos	0.390	0.818	

Fonte: Elaboração própria.

No caso dos indicadores de necessidades de saúde, a correlação entre as variáveis não foi muito elevada. Assim, foi necessário o uso das três primeiras componentes para que uma proporção alta da variância fosse captada. Dessa maneira, no ano de 1999, foi possível explicar 89.24% e, em 2009, 87.5%. No caso das variáveis representativas da disponibilidade de ativos, foram utilizadas duas componentes, e a variância captada por elas foi um pouco menor: em 1999, 84.28% e, em 2009, 79.1% [17].

Em relação aos autovetores associados, percebe-se uma relativa consistência nos dois anos da análise. Para o caso das componentes relacionadas às características de demanda, tanto para 1999 quanto para 2009, a primeira delas atribuiu um maior peso à taxa de incidência de Hanseníase. Na segunda, os pesos foram bem distribuídos entre as taxa de incidência de

[17] A inclusão da terceira componente na análise, de forma a que a variância explicada fosse maior de 80% em 2009, comprometeria o significativamente o poder de discriminação do modelo.

Tuberculose, AIDS e Dengue e a última componente utilizada atribuiu um peso maior aos novos casos de Dengue.

O autovetor associado à primeira componente das características da disponibilidade de ativos atribui pesos praticamente iguais às variáveis indicativas de número de profissionais de saúde por habitante. O segundo, por sua vez, está mais relacionado ao número de leitos.

A partir destas novas variáveis, foi traçada a fronteira de melhor disponibilidade para iguais necessidades, assumindo retornos variáveis de escala e orientação para output. Optou-se por esta especificação, por ser a mais utilizada nos trabalhos referenciados.

A Tabela 3.5 apresenta o déficit relativo em serviços de saúde entre os estados brasileiros nos anos 1999 e 2009. Os estados que obtiveram z igual a 1 estão na fronteira de melhor disponibilidade de serviços de saúde ajustada para as necessidades da população. Em 1999, esses estados foram Acre, Amapá, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal. Em 2009, os três últimos se mantiveram na fronteira juntamente com Tocantins e Rio Grande do Sul.

Tabela 3.5 Disponibilidade relativa de serviços de saúde nas unidades da federação - 1999 e 2009

UF	1999			2009			Var.
	z	1/z	Pos.	z	1/z	Pos.	Pos.
Norte	**1.449**	**0.748**	**5**	**1.462**	**0.706**	**5**	**0**
Rondônia	1.520	0.658	22	1.279	0.782	14	8
Acre	1.000	1.000	1	1.385	0.722	19	-18
Amazonas	2.240	0.446	27	1.678	0.596	27	0
Roraima	1.269	0.788	16	1.584	0.631	22	-6
Pará	1.875	0.533	26	1.638	0.610	25	1
Amapá	1.000	1.000	1	1.673	0.598	26	-25
Tocantins	1.237	0.808	14	1.000	1.000	1	13
Nordeste	**1.416**	**0.717**	**4**	**1.415**	**0.713**	**4**	**0**
Maranhão	1.187	0.843	12	1.602	0.624	23	-11
Piauí	1.438	0.695	20	1.219	0.821	12	8
Ceará	1.550	0.645	23	1.544	0.648	21	2
Rio G. do Norte	1.391	0.719	19	1.323	0.756	15	4
Paraíba	1.150	0.870	10	1.267	0.789	13	-3
Pernambuco	1.327	0.754	17	1.348	0.742	16	1
Alagoas	1.372	0.729	18	1.375	0.727	17	1
Sergipe	1.611	0.621	24	1.628	0.614	24	0
Bahia	1.720	0.581	25	1.428	0.700	20	5
Sudeste	**1.222**	**0.833**	**3**	**1.102**	**0.911**	**2**	**1**
Minas Gerais	1.185	0.844	11	1.126	0.888	9	2
Espírito Santo	1.454	0.688	21	1.204	0.831	11	10
Rio de Janeiro	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
São Paulo	1.249	0.801	15	1.078	0.927	6	9
Sul	**1.039**	**0.963**	**1**	**1.061**	**0.944**	**1**	**0**
Paraná	1.046	0.956	9	1.094	0.914	8	1
Santa Catarina	1.028	0.973	6	1.090	0.918	7	-1
Rio G. do Sul	1.042	0.960	7	1.000	1.000	1	6
Centro-oeste	**1.066**	**0.945**	**2**	**1.134**	**0.898**	**3**	**-1**
Mato Grosso do Sul	1.045	0.957	8	1.153	0.868	10	-2
Mato Grosso	1.218	0.821	13	1.382	0.724	18	-5
Goiás	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Distrito Federal	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Média Nacional	**1.302**	**0.803**		**1.300**	**0.794**		

Fonte: Elaboração própria.

Como z indica a proporção em que os serviços de saúde deveriam ser aumentados para que o estado alcançasse a fronteira de melhor disponibilidade de serviços para necessidades iguais, os estados que obtiveram z maior do que 1 estão abaixo da fronteira. Em 1999 e em 2009, o estado com pior desempenho foi o Amazonas com um indicador igual a 2.24, sugerindo

que para esse estado alcançar a fronteira nesse ano, seria necessário um aumento de 124% nos ativos de saúde disponibilizados para a população. Além disso, nos dois anos analisados, nove dos dez estados com pior desempenho estavam nas regiões Norte e Nordeste. Isso sugere a existência de uma desigualdade regional na adequação entre ativos disponíveis e necessidades de saúde, resultado esse já apontado por trabalhos anteriores (Travassos et al., 2000; Gasparini e Ramos, 2004; Travassos et al., 2006; Andrade et al., 2013).

O fraco desempenho de boa parte dos estados dessas regiões fez com que elas fossem as piores classificadas no pais, nos dois anos da análise. De acordo com os indicadores encontrados a região Sul foi a que apresentou menor déficit relativo, seguida, em 1999, da região Centro-oeste e, em 2009, pela região Sudeste. A queda de desempenho da região Centro-Oeste se deve, principalmente, ao afastamento da fronteira dos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e a diminuição do déficit em todos os estados da região sudeste.

O efeito *Catch-up* indica a distância que a adequação de serviços de saúde obtida por determinada unidade da federação está do máximo possível entre os anos 1999 e 2009. Desta forma, valores maiores do que 1 indicam que a unidade da federação se aproximou da fronteira de melhor disponibilidade e valores menores do que 1, que houve um afastamento. Como é possível observar na Tabela 3.6, a média nacional para esse efeito foi muito próxima de 1. Isso é fruto do fato de 12 unidades da federação apresentaram uma aproximação da fronteira, reduzindo o seu déficit relativo, enquanto outros 12 estado apresentaram um desempenho pior do que o apresentado no período anterior [18].

[18]Rio de Janeiro, Goiás e o Distrito Federal se mantiveram na fronteira nos dois anos analisados e, por isso, obtiveram o efeito *catch-up* foi igual a 1

Tabela 3.6 Efeito *Catch-up*, Efeito Deslocamento e Índice de Malmquist entre 1999 e 2009

UF	E. Catch-up	E. Deslocamento	Malmquist
Norte	**1.004**	**1.040**	**1.026**
Rondônia	1.189	1.009	1.199
Acre	0.722	1.177	0.850
Amazonas	1.335	1.165	1.555
Roraima	0.801	1.080	0.865
Pará	1.144	0.800	0.915
Amapá	0.598	1.150	0.688
Tocantins	1.237	0.899	1.112
Nordeste	**1.007**	**0.904**	**0.905**
Maranhão	0.741	0.945	0.700
Piauí	1.180	0.907	1.071
Ceará	1.004	0.873	0.876
Rio G. do Norte	1.052	0.839	0.883
Paraíba	0.907	1.050	0.953
Pernambuco	0.984	0.921	0.906
Alagoas	0.998	0.872	0.870
Sergipe	0.989	0.926	0.916
Bahia	1.205	0.808	0.973
Sudeste	**1.105**	**0.987**	**1.089**
Minas Gerais	1.052	1.006	1.058
Espírito Santo	1.208	0.985	1.190
Rio de Janeiro	1.000	1.000	1.000
São Paulo	1.158	0.956	1.107
Sul	**0.964**	**1.028**	**0.989**
Paraná	0.944	1.053	0.993
Santa Catarina	1.042	0.980	1.021
Rio Grande do Sul	0.906	1.050	0.952
Centro-oeste	**0.947**	**1.024**	**0.968**
Mato Grosso do Sul	0.906	1.050	0.952
Mato Grosso	0.881	1.044	0.920
Goiás	1.000	1.000	1.000
Distrito Federal	1.000	1.000	1.000
Média Nacional	**1.007**	**0.983**	**0.982**

Fonte: Elaboração própria.

Interessante notar que, de forma geral, os estados que apresentaram indicador *catch-up* maior do que 1 são justamente os que ficaram nas piores posições em 1999. Isso sugere uma

possível diminuição da desigualdade na adequação entre ativos e necessidades de saúde. A maior aproximação relativa da fronteira foi o Amazonas, o qual foi o estado com maior déficit prestação de serviços de saúde nos dois anos analisados. Isso indica que apesar de a posição ainda ser muito preocupante, existe uma tendencia de melhora no setor de saúde dessa unidade da federação. Por outro lado, o maior afastamento foi encontrado em outro estado da região Norte, o Amapá. Esse estado compunha a fronteira no ano de 1999 e, em 2009, passou a fazer parte a ser um dos estados com maior déficit do Brasil. Essa queda expressiva se deveu, principalmente, ao grande aumento o número de novos casos de Tuberculose e Dengue. A taxa de incidência de Tuberculose (Dengue) que era de apenas 2.73 (0.91) em 1999, passou a 34.95 (194.89) em 2009, um aumento de mais de 1,000% (20,000%).

O segundo efeito que compõe o índice de Malmquist é o efeito deslocamento, que, por sua vez, indica a movimentação da fronteira de melhor disponibilidade de serviços para iguais necessidades. Valores maiores do que 1 indicam um deslocamento da frenteira para a esquerda e podem ser considerados uma evidência de inovação, que, no caso da prestação dos serviços de saúde, podem sugerir uma melhoria da qualidade do serviço ofertado, através de novos processos ou procedimentos, por exemplo. No entanto, os resultados não indicam que isso ocorreu no Brasil. A média nacional desse indicador (0.981) indica uma leve queda nos processos de ajuste entre os serviços prestados à população e suas necessidades, sugerindo que praticamente não houve alteração no posicionamento da fronteira entre o período de análise. Apenas dez estados apresentaram melhora em relação ao período anterior, sendo cinco deles da região Norte, dois da região Centro-Oeste e Nordeste e um da região Sudeste.

Do produto dos dois efeitos anteriores resulta o índice de Malmquist. Valores maiores do que um indicam um aumento da na capacidade de adequação entre ativos e demandas de serviços de saúde. Os resultados obtidos apontam um indicador igual a 0.982, sugerindo uma relativa estabilidade ao longo desses dez anos de análise. Isso indica que, em média não houve, entre os períodos de análise, ganho de "produtividade"na prestação de serviços de saúde, sugerindo que o número de ativos necessários para atender determinada demanda não sofreu

grandes variações. Na região Nordeste, todos os estados, com exceção do Piauí, apresentaram indicador negativo. Esse estado, apresentou uma significativa aproximação da fronteira, o que acabou compensando o efeito deslocamento negativo. O estado do Amazonas foi o que apresentou melhor resultado quando esse indicador é avaliado, fruto de um efeito catch-up e de um relativo deslocamento da fronteira positivos.

3.4.1 Comparação dos resultados com os encontrados por Gasparini e Ramos (2004)

A Tabela 3.7 compara os resultados encontrados por este trabalho com aqueles encontrados por Gasparini e Ramos (2004). Percebe-se que a média nacional do indicador de déficit relativo foi praticamente a mesma: 1.293 em Gasparini e Ramos (2004) e 1.302 na atual. Além disso, o coeficiente de correlação de Pearson entre os dois indicadores foi bastante elevado, 0.73. Isso demostra que, apesar de utilizar dados e metodologia diferentes existe uma certa solidez nos resultados.

Tabela 3.7 Indicadores de déficit em serviços de saúde de 1999 - Comparação com Gasparini e Ramos (2004)

UF	Gasparini e Ramos (2004)			1999			Var. Rank
	z	1/z	Rank	z	1/z	Rank	
Norte	**1.304**	**0.810**	**4**	**1.449**	**0.748**	**5**	**-1**
Rondônia	1.121	0.892	11	1.520	0.658	22	-11
Acre	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Amazonas	1.875	0.533	24	2.240	0.446	27	-3
Roraima			27	1.269	0.788	16	
Pará	1.581	0.633	20	1.875	0.533	26	-6
Amapá	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Tocantins	1.244	0.804	17	1.237	0.808	14	3
Nordeste	**1.443**	**0.745**	**5**	**1.416**	**0.717**	**4**	**1**
Maranhão	1.000	1.000	1	1.187	0.843	12	-11
Piauí	1.000	1.000	1	1.438	0.695	20	-19
Ceará	1.336	0.749	19	1.550	0.645	23	-4
Rio Grande do Norte	1.195	0.837	15	1.391	0.719	19	-4
Paraíba	1.078	0.928	10	1.150	0.870	10	0
Pernambuco	1.605	0.623	21	1.327	0.754	17	4
Alagoas	2.013	0.497	25	1.372	0.729	18	7
Sergipe	2.038	0.491	26	1.611	0.621	24	2
Bahia	1.726	0.579	22	1.720	0.581	25	-3
Sudeste	**1.292**	**0.812**	**3**	**1.222**	**0.833**	**3**	**0**
Minas Gerais	1.171	0.854	13	1.185	0.844	11	2
Espírito Santo	1.809	0.553	23	1.454	0.688	21	2
Rio de Janeiro	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
São Paulo	1.189	0.841	14	1.249	0.801	15	-1
Sul	**1.052**	**0.954**	**1**	**1.039**	**0.963**	**1**	**0**
Paraná	1.145	0.873	12	1.046	0.956	9	3
Santa Catarina	1.012	0.988	9	1.028	0.973	6	3
Rio Grande do Sul	1.000	1.000	1	1.042	0.960	7	-6
Centro-oeste	**1.123**	**0.902**	**2**	**1.066**	**0.945**	**2**	**0**
Mato Grosso do Sul	1.202	0.832	16	1.045	0.957	8	8
Mato Grosso	1.290	0.775	18	1.218	0.821	13	5
Goiás	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Distrito Federal	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Média Nacional	**1.293**	**0.819**		**1.302**	**0.803**		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados encontrados neste trabalho e em Gasparini e Ramos (2004)

No entanto, para alguns estados, houve uma mudança significativa no indicador e na posição no ranking. De forma geral, a maior parte dos estados do Norte e do Nordeste tiveram seu indicador aumentado, o que configura uma adequação ainda menor entre a oferta de serviços de

saúde e suas necessidades. As principais exceções desse cenário foram Pernambuco, Alagoas e Sergipe, os quais tiveram uma melhora significativa no índice e, consequentemente, subiram algumas posições no ranking.

Em relação a classificação, a maior parte das unidades da federação não apresentou uma grande alteração na posição. Entretanto, isso não ocorreu com três dos estados que compunham a fronteira na análise feita por Gasparini e Ramos (2004) e que obtiveram indicador maior do que 1 na análise feita utilizando o PCA-DEA. São eles Piauí, Ceará e Rio Grande do Sul. Além desses, ainda merecem destaque Rondônia, que saiu da posição 11 para a 22 e Alagoas e Mato Grosso do Sul, que ganhara, respectivamente, 7 e 8 posições.

A tabela abaixo apresenta, para comparação, os dados brutos de duas unidades da federação que fizeram parte da fronteira na análise feita por Gasparini e Ramos (2004). O estado de Goiás permaneceu na fronteira na avaliação feita por esse trabalho e foi referência para o estado do Maranhão que caiu 11 posições e obteve indicador de déficit igual a 1.187, indicando que seria necessário um aumento da ordem de 19% para que essa unidade da federação compusesse a fronteira segundo este modelo. Através da Tabela 3.8 é possível perceber que a disponibilidade de todos ativos de saúde são maiores do que a encontrada no estado do Maranhão, enquanto a primeira só apresentar maior incidência de AIDS. Isso pode indicar que a inclusão de mais indicadores diretamente no modelo tornar a análise um pouco mais precisa.

Tabela 3.8 Características da Saúde - Comparação entre Maranhão e Goiás, 1999.

UF	*Tx. Tuberc.*	*Tx. Dengue*	*Tx. AIDS*	*Tx. Hans.*	*Med*	*Enferm*	*Tec. Enfer.*	*Leitos*
MA	63.3	75.43	**5.02**	94.83	0.38	0.17	0.68	3.44
GO	**23.53**	**19.02**	10.11	**65.91**	**0.98**	**0.26**	**0.89**	**3.89**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do DATASUS.

Os modelos propostos também apresentaram resultados semelhantes quando se avaliam as médias das grandes regiões brasileiras. A região Sul apresentou a melhor média de indicadores nas duas análises, seguida da região Centro-oeste e Sudeste. A divergência ocorre na classificação das regiões Norte e Nordeste que alternam na última posição, em razão do

aumento da média da região Norte feita pela análise atual.

3.5 Notas Conclusivas

O objetivo deste trabalho foi investigar, através de um indicador relativo, o quanto a infraestrutura dos serviços de saúde está adequada às necessidades da população. Isso foi feito através da construção de um indicador de déficit na prestação destes serviços nas unidades da federação brasileira. Foi proposta uma inovação metodológica em relação ao trabalho de Gasparini e Ramos (2004): a incorporação da Análise de Componentes Principais ao método DEA, o PCA-DEA. Essa estratégia possibilitou a inclusão de novas variáveis. Os indicadores encontrados foram bastante semelhantes aos encontrados anteriormente e a média nacional estimada foi praticamente igual a encontrada pelos autores, indicando uma consistência do indicador de déficit desenvolvido. No entanto, houveram algumas mudanças em relação às posições do ranking e ao valor absolutos do score de alguns estados, especialmente os estados do Norte e Nordeste.

Os resultados sugerem a existência de desigualdades geográficas na adequação da oferta às necessidades da população. As regiões Sul e Sudeste apresentam desempenho significativamente superior às regiões Norte e Nordeste. No entanto, os resultados obtidos através da decomposição do índice de Malmquist indicam que houve uma redução dessa desigualdade entre os anos 1999 e 2009. Isso foi percebido uma vez que os estados com pior classificação em 1999 apresentaram um efeito *catch-up* positivo, enquanto que os melhores classificados apresentaram um afastamento da fronteira.

Diante dos resultados encontrados, é importante verificar mais detalhadamente as práticas adotadas pelos estados que compuseram a fronteira e, a partir disso, desenhar políticas públicas para melhorar a adequação da infraestrutura às necessidades de saúde da população e assim reduzir as desigualdades regionais existentes no país.

Uma das maiores dificuldades encontradas para elaboração desse trabalho foi a pouca

disponibilidade de informações sobre morbidade e a descontinuidade dos dados referentes aos ativos de saúde. Isso gerou uma das limitações desse trabalho que é o fato de não incluir, entre as necessidades de saúde da população, indicadores que captassem a demanda referente às doenças crônicas. A ideia inicial era utilizar as taxas de mortalidades agrupas segundo o Cadastro Internacional de doenças (CID-10). Dessa forma, seria possível perceber a taxa de mortalidade relacionada à doenças cardiorrespiratórias, por exemplo. No entanto, essa abordagem mostrou-se falaciosa, uma vez que o capítulo XVIII, que inclui as doenças não classificados em outra parte, diminui significativamente entre os anos analisados. É provável que essa variação tenha ocorrido não porque o número de mortes foi reduzida, mas sim porque houve uma melhor classificação dos óbitos, inviabilizando o uso dessas variáveis. Uma outra alternativa era utilizar os dados de prevalência de diabetes melitos e de hipertensão arterial. Entretanto, esses dados só estão disponíveis a partir de 2006 para as capitais brasileiras.

Dessa forma, com o aumento das informações sobre o sistema e as condições de saúde da população esse indicador poderá ser ampliado, a fim de captar de uma forma mais ampla o déficit relativo de saúde existente entre as unidades da federação e entre os municípios que as compõem.

4. Avaliação da efetividade da atenção básica à saúde no Brasil

4.1 Introdução

Desde a década de 1960, o Brasil tem apresentado mudanças nos padrões de doença, incluindo um aumento substancial na prevalência de doenças crônicas não-transmissíveis. Essas alterações estão associadas às grandes modificações demográficas, epidemiológicas e nutricionais que ocorreram no país durante esse período (Macinko et al., 2010). Nesse cenário, os serviços de atenção primária são essenciais, na medida em que são responsáveis por realizar ações que visam melhorar a saúde da população, prevenindo a ocorrência de doenças, reduzindo a gravidade dos problemas de saúde e de suas complicações. De acordo com Dourado et al. (2011), este setor da saúde pode evitar algumas doenças infecciosas através da vacinação (por exemplo, o sarampo, tétano, difteria, e outros), oferecer tratamento imediato (por exemplo, gastroenterite e pneumonia), bem como possibilitar a redução das internações, reinternações e tempo de internação hospitalar por complicações agudas das doenças não transmissíveis (por exemplo, diabetes, hipertensão e insuficiência cardíaca congestiva). Quando funciona adequadamente, atenção primária é capaz de resolver até 80% dos problemas de saúde em sua comunidade (White et al., 1996).

Pensando em melhorar os serviços de atenção básica, o Programa Saúde da Família (PSF) foi implantado no Brasil em 1994 e, posteriormente, ampliado para a Estratégia de Saúde da

Família (eSF). Ela tem como principal objetivo aumentar a efetividade da atenção primária em todo o país e assim reverter o modelo assistencial vigente, no qual predominava o atendimento emergencial ao doente, feita em boa parte pelos grandes hospitais. O programa visa atender o indivíduo e a família de forma integral e contínua, desenvolvendo ações de promoção, proteção e recuperação da saúde (Rosa e Labate, 2005).

A eSF é composta por equipes multiprofissionais que possuem, no mínimo, um médico, um enfermeiro, um auxiliar ou técnico de enfermagem e agentes comunitários de saúde (ACS). Pode-se acrescentar a esta composição outros profissionais de saúde, como os profissionais de saúde bucal. Cada equipe de Saúde da Família é responsável por, no máximo, 4.000 pessoas de uma determinada área. Os atendimentos são feitos prioritariamente na unidade de saúde, e quando necessário no domicílio e nos demais espaços comunitários[19].

Apesar de fundamental para o bom funcionamento do sistema de saúde do país, na medida em que possibilitaria um descongestionamento do sistema de atenção secundária e terciária, a atenção básica ainda recebe uma parte relativamente pequena do orçamento da sáude. Segundo dados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS), em 2012, as gasto da União com a atenção primária ficou em pouco mais de R$12,5 bilhões, enquanto que as despesas com alta e média complexidade passaram dos R$34,9 bilhões. Analisar o papel do programa de saúde da família na redução das internações hospitalares é fundamental tanto do ponto de vista da saúde da população, quanto dos gastos governamentais.

Tendo em vista o importante papel da atenção básica na promoção da saúde e da qualidade de vida de uma população, este trabalho se propõe a estimar um indicador de efetividade da atenção primária. Como a gestão da atenção básica é feita de forma descentralizada, o cálculo deste indicador a nível estadual possibilita comparar o desempenho dos diversos estados brasileiros e verificar quais os estados que melhor estão provendo esse serviço a população. Diante dessa informação, será possível reconhecer as melhores práticas e, a partir disso, subsidiar políticas públicas para a melhoria dos serviços de atenção primária.

[19]Portal da Saúde SUS: `http://dab.saude.gov.br/portaldab/ape_esf.php`

Considera-se na construção do índice efeitos esperados de uma atenção primária eficaz, tais como baixos índices de internação por condições sensíveis à atenção primária e baixa taxa de mortalidade infantil. Além disso, são incluídos dados da cobertura populacional das equipes de saúde da família e do número de consultas médicas realizadas na atenção básica. Para agregar essas informações, foi utilizado o método de Análise de Envelopamento de Dados (DEA). Este foi inicialmente proposto para medir eficiência técnica, mas tem sido utilizado como método de agregação para a construção de indicadores sociais. Além disso, como a análise será feita para os anos 2008 e 2013, utilizou-se o índice de Malmquist para verificar a evolução da efetividade da atenção primária.

Vale ressaltar que o propósito desse indicador é possibilitar uma medida de comparação relativa entre as unidades da federação brasileira e não indicam a qualidade do serviço de forma absoluta. Sabe-se que o Sistema de Saúde brasileiro ainda está longe do ideal. Assim, um indicador de efetividade alto indica apenas que aquela unidade da federação realiza este serviço de forma mais eficaz do que as demais e não que o serviço prestado é suficientemente bom.

Além desta introdução, a seção 4.2 apresenta uma breve revisão da literatura respeito dos indicadores utilizados para avaliar a efetividade da atenção primária. A seção 4.3 realiza a descrição dos dados e do método utilizado. Em seguida, serão apresentados os resultados e discussões e, por fim, as notas conclusivas.

4.2 Revisão da Literatura

Boa parte dos estudos que avaliam o impacto do Programa de Saúde da Família focam as suas análises em dois indicadores de saúde muito importantes para o planejamento e a gestão de políticas públicas. São eles a taxa de mortalidade infantil, cuja redução está entre os oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM)[20], e a taxa de internação por condições

[20]Os oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) são: 1)Acabar com a fome e a miséria; 2)Educação de qualidade para todos; 3)Igualdade entre sexos e valorização da mulher; 4)Reduzir a mortalidade infantil;

sensíveis à atenção primária. Nesta seção serão apresentados alguns dos principais trabalhos realizados sobre esses aspectos.

Macinko et al. (2006) avaliaram o impacto do Programa de Saúde da Família (PSF) sobre a redução da mortalidade infantil no período de 1992 a 2002. O estudo foi feito para os estados brasileiros, uma vez que, com uso desse nível de agregação, há uma menor probabilidade de flutuações aleatórias na mortalidade e no tamanho populacional. Os autores utilizam análise de dados em painel, controlando para outras variáveis que impactam a taxa de mortalidade, tais como condições socioeconômicas, indicadores de desenvolvimento das mulheres e indicadores de serviços de saúde. Os resultados sugerem que a cobertura do PSF está associada com a redução das taxas de mortalidade infantil: um aumento de 10% na cobertura de PSF estava associado a uma queda média de 4,6% da taxa de mortalidade infantil, controlada por outros determinantes de saúde.

Duarte e Mesquita (2012) também avaliam o impacto do Programa de Saúde da Família (PSF) sobre a redução da mortalidade infantil, mas focam a análise nos municípios da região Nordeste do Brasil. As autoras utilizaram as metodologias de *propensity score* generalizado e dados em painel para o período de 2005 a 2007. O principal resultado obtido foi que o impacto dessa política sobre a redução da mortalidade infantil é significante, ou seja, quanto maior o percentual de cobertura do PSF, menor o número de óbitos infantis.

No Brasil, alguns estudos que avaliam o impacto da Estratégia de Saúde da Família nas internações hospitalares restringem a análise às internações por condições sensíveis à atenção primária (CSAP). As CSAP são problemas de saúde para os quais a efetiva ação da atenção básica diminuiria o risco de internações. Esse indicador foi desenvolvido nos Estados Unidos na década de 1990 e é amplamente utilizado na literatura nacional e internacional como indicador do acesso e qualidade da atenção básica.

Nedel et al. (2008) estimam a probabilidade de diagnóstico de CSAP em pacientes hospi-

5)Melhorar a saúde das gestantes; 6)Combater a AIDS, a malária e outras doenças; 7)Qualidade de vida e respeito ao meio ambiente; 8)Todo mundo trabalhando pelo desenvolvimento.

talizados pelo Sistema Único de Saúde. Os dados utilizados são referentes a 1.200 internações realizadas entre setembro de 2006 e janeiro de 2007 em Bagé (RS). Os pacientes responderam a um questionário que, entre outros fatores, avaliava o modelo de atenção utilizado antes da hospitalização. As mulheres cadastradas no programa de saúde da família apresentaram uma probabilidade menor de terem sido internadas por CSAP, no entanto esta relação não foi encontrada para os homens. Os autores argumentam que esta diferença pode ser resultado da maior utilização dos serviços de atenção primária à saúde pelas mulheres. Os resultados sugerem ainda que, comparados aos demais pacientes residentes em Área de Saúde da Família, aqueles que se consultaram na unidade de saúde no último mês tiveram uma probabilidade 20% maior de que a causa de internação fosse uma CSAP.

Alfradique et al. (2009) propõem uma lista brasileira de internações por condições sensíveis à atenção primária. Antes deste trabalho, não existia consenso quanto às doenças que deveriam fazer parte desse indicador. A elaboração desta lista envolveu uma revisão sistemática da literatura nacional e internacional e consultas a pesquisadores, gestores e à Sociedade Brasileira de Medicina de Família e Comunidade. A lista final é composta por vinte grupos de diagnósticos, que representavam 28,3% das hospitalizações realizadas pelo Sistema Único de Saúde em 2006. Essa classificação foi amplamente utilizada pelos trabalhos seguintes e será utilizada também por esse trabalho.

Macinko et al. (2010) se baseia na lista proposta por Alfradique et al. (2009) e selecionam as principais doenças crônicas que podem ser controladas por ações de atenção primária. O trabalho utiliza os dados das Autorizações de Internação Hospitalar (AIH), utilizada pelos hospitais para o reembolso dos custos pelo SUS. A principal variável explanatória utilizada foi a participação no Programa de Saúde da Família, medida pela proporção de pessoas participantes do programa em cada município, em cada ano. Além desta, foram utilizadas outras variáveis de controle, tais como renda *per capita* municipal ajustada pela inflação, taxa de alfabetização, percentual de pessoas com acesso à água encanada, número de leitos por 10.000 habitantes e percentual da população com plano de saúde privado. Os resultados sugerem que quanto maior

a proporção da população no Programa de Saúde da Família menores as taxas de internação por doenças crônicas e que quanto melhor a condição socioeconômica do município maior a queda nas internações.

Oliveira et al. (2010) também analisam a extensão e qualidade dos serviços de atenção primária à saúde e a sua capacidade de intervir sobre a assistência à saúde de maior complexidade. Os autores utilizam o indicador de internações por CSAP em Minas Gerais, no ano de 2004. Foram utilizados dados da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) e classificação das condições sensíveis a atenção básica foi a mesma utilizada por Perpétuo e Wong (2006). Além de dados individuais, como idade e sexo, foram incluídas na análise hierárquica indicadores de serviços de atenção primária a saúde providos nos municípios e fatores sócio-econômicos e de infra-estrutura hospitalar. Os resultados sugerem que a atenção primária realizada por meio do PSF se mostra efetiva para a população idosa: uma maior cobertura populacional do PSF nestes municípios está relacionada a uma redução da proporção de internações por CSAP. Além disso, a chance da internação ocorrida ser por CSAP é menor para indivíduos residentes em municípios com maior cobertura de plano privado de saúde. Os próprios autores destacam que a interpretação destes resultados merece cuidado. As informações disponíveis nas AIH só permitem controlar para duas características individuais: sexo e idade. Essa especificação restrita pode produzir vieses relevantes nos parâmetros estimados, comprometendo os resultados encontrados.

Dourado et al. (2011) também utilizam a categorização feita por Alfradique et al. (2009) para avaliar a tendência de internações hospitalares por condições sensíveis à atenção primária a nível estadual, entre 1999 e 2007. Assim como Macinko et al. (2010) os autores utilizam dados da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) para as pessoas com menos de 80 anos de idade. As admissões de pessoas com mais de 80 anos não foram incluídas na análise devido à dificuldade de se estabelecer uma relação direta entre a possibilidade de prevenção da internação e a respectiva causa. Além disso, a alta prevalência de comorbidades em idosos dificulta a definição da causa da internação. A principal variável explicativa utilizada é a abrangência

do Programa Saúde da Família[21]. As demais variáveis controlam para as condições de vida, a disponibilidade de serviços de saúde e a proporção de internações hospitalares por faixa etária e sexo. A análise foi baseada em regressões binomiais negativas com efeitos fixos.

Os modelos estimados sugerem que quanto maior a cobertura do PSF menor o número de internações. Os estados no quintil mais alto de cobertura do PSF tiveram uma incidência de internações por condições sensíveis à atenção primária 5% menor do que em estados no quintil mais baixo. Além disso, é possível que a melhoria das condições de vida verificada no período analisado seja a grande responsável pela forte queda no número de internações por condições sensíveis à atenção primária. Os autores destacam ainda que o aumento de internações que ocorreu em alguns estados do Norte e do Nordeste podem ter sido fruto do aumento no número de leitos nesta última e da ampliação do acesso hospitalar no primeiro, que, no contexto de ampliação do PSF, pode ser resultado do aumento da detecção de casos e encaminhamento hospitalar.

Lançado, em 2012, pelo Ministério da Saúde com o propósito de monitorar e avaliar o desempenho das políticas públicas, o Índice de Desenvolvimento do SUS (IDSUS) é uma síntese de 24 indicadores, a partir dos quais é atribuída uma nota para cada município brasileiro. Os pesos a esses indicadores foi atribuído por meio da Análise de Componentes Principais (PCA). Essa avaliação tem por objetivo avaliar a distância existente entre o SUS atual e aquele que atenderia todos os brasileiros em todas as suas necessidades. Dessa forma, o indicador contempla, além da atenção primária, a atenção especializada ambulatorial e hospitalar e a urgência e emergência. Os resultados foram disponibilizados em 2012 e consistem em é uma média dos anos 2007 a 2010[22].

O uso de um indicador objetivo é essencial para a avaliação e gestão da política de saúde pública. No entanto, o indicador proposto deve ser usado com cautela, pois apresenta algumas limitações importantes. Medici (2012) destaca que o peso atribuído aos indicadores de média

[21]Os autores utilizam o número de equipes do PSF em cada estado multiplicado pelo número médio de pessoas atendidas por time, dividido pelo total da população.

[22]O detalhamento da metodologia utilizada para o cálculo deste indicador pode ser encontrado em Brasil (2014)

e alta complexidade (que variam de 70% a 80%) é excessivamente mais alto do que os pesos atribuídos à atenção básica (de 30% a 20%). Além disso, o sistema de ponderação é feito utilizando apenas a primeira componente principal para cada bloco de indicadores. Com isso, parte significativa da variância da amostra é deixada de lado. No caso mais sério, apenas 54.5% dela é explicada. Adicionalmente, são atribuído pesos maiores não às características mais importantes para avaliação da atenção a saúde recebida pela população, mas àquelas cuja dispersão entre municípios é maior.

Diante disso e da clara importância de uma atenção primária eficaz para o funcionamento eficiente do sistema de saúde como um todo, esse trabalho utilizará a taxa de mortalidade infantil e a taxa de internações por CSAP para avaliar a efetividade desse serviço primários de saúde. Além disso, será possível verificar se houve variação na prestação desses serviços entre os anos 2008 e 2013.

4.3 Metodologia

4.3.1 Construção do indicador sintético de efetividade da atenção primária

Inicialmente proposta por Charnes et al. (1978), a análise envoltória de dados (DEA) é, tradicionalmente, utilizada para análise de eficiência produtiva. Esse método parte do pressuposto de que unidades produtivas diferentes podem utilizar tecnologias distintas para combinar insumos e gerar produtos. Como destacado no capítulo anterior,algumas das principais vantagens do modelo DEA são: *i*) permitir que sejam avaliados múltiplos inputs e múltiplos outputs, tendo como resultado um indicador sintético e de fácil interpretação; *ii*) os pesos atribuídos a cada item analisado são determinados endogenamente pelo modelo; *iii*) nenhuma forma funcional específica é imposta à fronteira.

Tendo em vista essas vantagens, Hashimoto e Ishikawa (1993), em trabalho pioneiro, utilizam esta abordagem para avaliar a qualidade de vida de 47 municípios japoneses. Foi feita

uma análise multidimensional, em que os autores utilizaram, no lugar dos insumos, indicadores que afetam negativamente a qualidade de vida, a fim de que o modelo os minimize. Já os indicadores positivos foram incluídos no lugar dos produtos, para que fossem maximizados. Dessa forma, foi obtido um indicar sintético que possibilitou a comparação entre as diversas unidades de análise. Posteriormente, Hashimoto et al. (2009) utilizam o indicador de Malmquist para avaliar como a qualidade de vida dos 47 municípios japoneses variou no período 1975-2002.

Indo nessa mesma direção, esse trabalho utiliza a abordagem DEA para construir um indicador sintético de efetividade da atenção primária nas 27 unidades da federação brasileiras. Assim como no cálculo do indicador de qualidade de vida, serão incluídos como produtos, características que se desejam maximizar, que neste trabalho serão a proporção da população coberta por equipes de Saúde da Família e o número de consultas médicas realizadas na atenção básica por habitante, e como insumos, características que se desejam minimizar, neste caso o número de internações por condições sensíveis à atenção primária (CSAP) e a taxa de mortalidade infantil.

Para isso, o modelo estimado será o proposto por Banker et al. (1984), orientado para as características positivas e com retornos variáveis de escala. Assim como na análise feita no capítulo anterior, a hipótese de retornos variáveis de escala é adotada, pois permite ajustar para possíveis diferenças de tamanho entre as regiões, o que certamente ocorre no brasil. Além disso, Hollingsworth e Smith (2003) recomendam o seu uso, dado que as variáveis de entrada são expressas como uma razão (Ex. número de internações / 10.000 hab.). Dessa forma, para cada unidade da federação, será resolvido o seguinte problema de otimização:

$$
\begin{aligned}
&\min \sum_{k=1}^{K} v_k x_{ik} + e_i \\
&\text{s.a.} \\
&\sum_{m=1}^{M} u_m y_{im} = 1 \\
&\sum_{m=1}^{M} u_m y_{jm} - \sum_{k=1}^{K} v_k x_{jk} - e_i \leq 0, \forall j \\
&u_m, v_k \geq 0, \forall m, k
\end{aligned}
\tag{4.1}
$$

em que a unidade da federação i apresenta k características que se desejam minimizar, m características que se desejam maximizar. Dessa forma, x_ik e y_im representam, respectivamente, as características negativas e positivas relacionadas à prestação de um serviço de atenção primária efetiva, e v e u, os vetores de pesos associados. A ideia é que cada região escolha os pesos que minimizem o seu indicador, sujeito ao fato de que o índice calculado para as outras unidades com base nos mesmos pesos não seja menor do que 1. A variável e_i, irrestrita em sinal, indica os retornos de escala. Quando negativas, indicam retornos crescentes; quando positivas, retornos decrescentes; e, caso sejam nulas, retornos constantes de escalas.

Adicionalmente, o índice de Malmquist (Malmquist, 1953) será calculado para verificar a evolução da efetividade da atenção primária entre o período 2003 e 2013, Será utilizada a abordagem decomposta por Färe et al. (1994). Nela, x_t e y_t denotam, respectivamente, as características negativas e positivas da UF em análise no instante t e D_o^t denota distância à fronteira do instante t medida em termos de indicador relativo, conforme calculado pelo modelo DEA orientado para *output*.

$$
M_o\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t\right) = \frac{D_o^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_o^t\left(x^t, y^t\right)} \left[\left(\frac{D_o^t\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_o^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)} \right) \left(\frac{D_o^t\left(x^t, y^t\right)}{D_0^{t+1}\left(x^t, y^t\right)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \tag{4.2}
$$

O primeiro termo do lado direito da equação 4.2 expressa o efeito *catch-up* ou efeito

recuperação. Este primeiro índice mede a variação de quão distante o indicador observado está do mínimo potencial entre os períodos t e $t+1$. O segundo efeito indica o deslocamento da fronteira ao longo do tempo.

A construção dos indicadores de efetividade da atenção primária foi realizada utilizando o software EMS 1.3 desenvolvido por H. Scheel da Universidade de Dortmund na Alemanha.

4.3.2 Base de Dados e análise descritiva

Baseado no referencial teórico e na disponibilidade de dados, foram selecionadas quatro variáveis a fim de representar a efetividade dos serviços de atenção primária no Brasil. Entre as características que devem ser maximizadas, estão a o percentual da população coberta por equipes de saúde da família (eSF) e o número de consultas médicas realizadas pela Atenção Básica por habitantes. A primeira é calculada da seguinte forma: multiplica-se número de eSF pela média de pessoas acompanhadas por elas (3.450 pessoas) e divide-se pelo total da população Essa variável foi obtida no site do Departamento de Atenção Básica, ligado ao Ministério da Saúde [23].

Os dados de consulta médica em atenção básica (AB) foram obtidos no site do DATASUS. Optou-se por realizar as análises considerando apenas a população que não tem acesso a planos de saúde. Dessa forma, o total de consultas médicas na AB por unidade da federação foi dividido pela população total[24] menos o número de beneficiários dos planos de saúde [25] em dezembro do ano de referência. Essa correção tem objetivo considerar apenas população usuária exclusivamente do SUS (NESCON-UFMG, 2012).

Como características a serem minimizadas, foram utilizadas a taxa de internação por CSAP por 10.000 habitantes e a taxa de mortalidade infantil. Esta última foi calculada através

[23] `http://dab.saude.gov.br/portaldab/historico_cobertura_sf.php` - Acesso em Outubro de 2015

[24] Foram utilizadas as estimativas populacionais de 1992 a 2015 utilizadas pelo TCU para determinação das cotas do FPM, disponível no DATASUS

[25] O número de beneficiários de saúde suplementar foi extraído do site da Agência Nacional da Saúde (ANS): `http://www.ans.gov.br/anstabnet/cgi-bin/dh?dados/tabnet_br.def`

da razão do número de óbitos infantil por 1.000 nascidos vivos por local de residência. As duas informações foram extraídas do site do DATASUS.

Para a construção da taxa de internações por CSAP, foram selecionadas aquelas, cujas causas tenham CID-10, código utilizado para a Classificação Internacional de Doenças, correspondente às condições para as quais uma atenção primária efetiva poderia ter algum efeito. A classificação utilizada foi a de Alfradique et al. (2009) e os dados foram obtidos através da importação do banco de dados de Autorização de Internações Hospitalares (AIH) de cada Unidade da Federação, mês a mês, em todos nos anos da análise [26]. A leitura dos arquivos de dados é feita através do programa TabWin 3.6, também disponível no site do DATASUS [27]. Como no caso do indicador de consultas médicas, foi utilizada a população usuária exclusivamente do SUS.

Seguindo o trabalho de Dourado et al. (2011), não foram incluídas as admissões de pessoas com mais de 80 anos, devido à dificuldade de se estabelecer uma relação direta entre a possibilidade de prevenção da internação e a respectiva causa. Dessa forma, computados o total de internações por CSAP[28], esse valor foi dividido pela população total menos os beneficiários de planos de saúde com assistência hospitalar

A Tabela 4.1 apresenta, em suas duas primeiras colunas, a classificação de Alfradique et al. (2009) de internações por causas sensíveis à atenção primária. As colunas subsequentes apresentam a frequência de internação por essas causas para o Brasil, suas proporções em relação ao total de internações sensíveis a atenção primária e ao total de internação e a taxa por 10.000 habitantes. Percebemos que as internações por CSAP representaram, aproximadamente, 20% do total de internações no ano de 2013. Dentre os grupo da classificação, aquele

[26]Disponível em: `http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0901&item=1&acao=25`

[27]Disponível em:`ftp://ftp.datasus.gov.br/tabwin/tabwin/tab36b.zip`

[28]Inicialmente, foram utilizados os dados dos vinte grupos de doenças separadamente, juntamente com a metodologia de agregação PCA-DEA, a mesma utilizada no capítulo anterior. No entanto, como os resultados encontrados através da utilização do total de internações por CSAP não apresentou diferença significativa em relação ao primeiro optou-se por utilizar a abordagem DEA, uma vez que esta possibilita uma análise mais precisa dos pesos utilizados para o cálculo do indicador de efetividade da atenção primária e, assim, ajuda a compreender quais as características da unidade da federação foram mais importantes para a sua classificação.

que apresenta maior número de internações é o Grupo 3 - Gastroenterites Infecciosas e complicações.

Tabela 4.1 Frequência, proporções e taxas por 10 mil habitantes das internações por grupos de condições sensíveis à atenção primária - Brasil, 2013.

Grupos de Diagnósticos	CID-10	Número de Internações po CSAP	(%) das internações por CSAP	(%) do total de internações	Taxa por 10 mil hab
1. Doenças preveníveis por imunização	A33-A37, A95, B16, B05-B06, B26, G00.0, A17.0, A19	5850	0.294%	0.058%	0.30
2. Condições Evitáveis	A15-A16, A18, A17.1-A17.9, I00-I02, A51-A53, B50-B54, B77	26486	1.332%	0.263%	1.34
3. Gastroenterites Infecciosas e complicações	E86, A00-A09	366503	18.438%	3.645%	18.51
4. Anemia	D50	9434	0.475%	0.094%	0.48
5. Deficiências Nutricionais	E40-E46, E50-E64	37375	1.880%	0.372%	1.89
6. Infecções de ouvido, nariz e garganta	H66, J00-J03, J06, J31	33406	1.681%	0.332%	1.69
7. Pneumonias bacterianas	J13-J14, J15.3-J15.4, J15.8-J15.9, J18.1	131602	6.620%	1.309%	6.65
8. Asma	J45-J46	129411	6.510%	1.287%	6.54
9. Doenças das vias aéreas inferiores	J20, J21, J40-J44, J47	163219	8.211%	1.623%	8.24
10. Hipertensão	I10-I11	79781	4.014%	0.793%	4.03
11. Angina	I20	110247	5.546%	1.096%	5.57
12. Insuficiência Cardíaca	I50, J81	196472	9.884%	1.954%	9.92
13. Doenças Cerebrovasculares	I63-I67, I69, G45-G46	159937	8.046%	1.591%	8.08
14. Diabetes melitus	E10-E14	61839	3.111%	0.615%	3.12
15. Eplepsias	G40-G41	48817	2.456%	0.485%	2.47
16. Infecção no Rim e Trato Urinário	N10-N12, N30, N34, N39.0	224899	11.314%	2.237%	11.36
17. Infecção da pele e tecido subcutâneo	A46, L01-L04, L08	99650	5.013%	0.991%	5.03
18. Doença Inflamatória órgãos pélvicos femininos	N70-N73, N75-N76	30670	1.543%	0.305%	1.55
19. Úlcera gastrointestinal	K25-K28, K92.0, K92.1, K92.2	33912	1.706%	0.337%	1.71
20. Doenças relacionadas ao Pré-Natal e Parto	O23, A50, P35.0	38290	1.926%	0.381%	1.93
Total de Internações por CSAP		1987800		19.769%	100.40
Total de Internações		10055068*			

CID-10: Classificação Internacional de Doenças
Fonte: Atualização da tabela de Alfradique et al. (2009) com dados do Sistema de Informações Hospitalares (SIH-DATASUS)
*Seguindo Alfradique et al. (2009), do total de 11.520.837 foram retiradas 1.465.769 internações com diagnósticos relacionados a partos (CID-10:O80-O84).

A análise será feita para os anos de 2008 e 2013. A razão por optar por este intervalo de cinco anos é que a metodologia utilizada para captação dos dados nos anos anteriores difere da atual e acaba por comprometer a análise temporal, que será realizada através do índice de Malmquist. A Tabela 4.2 apresenta a estatística descritiva da amostra. Podemos observar que houve, entre 2008 e 2013, uma redução significativa na média de internações por CSAP e da taxa de mortalidade infantil, o que pode sugerir uma melhora na atenção primária no período.

Além disso, percebe-se um crescimento da cobertura populacional das equipes de saúde da família. Por outro lado, entre os anos de 2008 e 2013, os dados mostram uma redução da média de consultas médicas por habitante na atenção básica, fazendo com que sejam necessárias as análises subsequentes para avaliar a evolução da atenção primária.

Tabela 4.2 Estatística Descritiva da Amostra

Variável	Média	Desvio Padrão	Min		Max	
		2008				
Internações Por CSAP	139.587	34.731	71.583	SE	201.633	PI
Taxa de Mortalidade Infantil	15.908	2.451	11.693	SC	22.642	AP
Cobertura das equipes do PSF	59.217	20.774	5.640	DF	96.560	PI
Consultas médicas AB / Hab	1.293	0.301	0.776	AP	1.840	AC
		2013				
Internações Por CSAP	121.671	31.776	53.473	SE	179.768	PA
Taxa de Mortalidade Infantil	14.404	2.519	10.459	AC	19.924	AP
Cobertura das equipes do PSF	63.993	18.676	20.060	DF	96.610	PI
Consultas médicas AB / Hab	1.285	0.367	0.642	AP	1.964	RS

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DATASUS, Ministério da Saúde e ANS

4.4 Resultados

Os indicadores de efetividade de atenção primária para os anos de 2008 e 2013 estão dispostos, juntamente com os respectivos rankings, na Tabela 4.3. Os estados que obtiveram z igual a 1 estão na fronteira utilizada para a formação dos indicadores. Importante destacar que obtenção de indicador de efetividade igual a 1 não indica que os serviços prestados pela atenção primária são satisfatórios. Este é um índice relativo, que indica apenas a posição da unidade da federação em relação às demais.

Em 2008, dez estados compuseram a fronteira: Acre, Piauí, Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe, Minas Gerais, Espirito Santo, São Paulo e Santa Catarina. Destes, apenas Piauí não serviu de referência para o cálculo dos indicadores de efetividade das unidades abaixo da fronteira. Já os indicadores calculados para 2013 trazem nove unidades na fronteira. Da lista

anterior, se mantêm Piauí, Paraíba, Sergipe, Minas Gerais, Paraná e Santa Catarina. Juntam-se a esses Tocantins, Alagoas e Rio Grande do Sul. Destes, apenas Alagoas e Paraná não serviram de referência para as unidades com indicador menor do que um. Mesmo com a correção feita para os beneficiários de planos de saúde, o Distrito Federal apresentou um desempenho muito abaixo das demais unidades da federação, ficando, em 2013, na última posição do ranking.

Esse resultado é compatível com o trabalho de Pires et al. (2010). Os autores avaliam a oferta e a demanda de serviços de saúde no Distrito Federal e concluem que, apesar de dispor de infraestrutura hospitalar suficiente para o atendimento de sua população, essa unidade da federação não tem sido capaz de garantir o acesso efetivo dos usuários à atenção primária, que acabam levando a maior parte dos problemas de saúde para o hospital.

Tabela 4.3 Indicadores de efetividade da atenção primária - Unidades da Federação, 2008 e 2013.

UF	2008			2013			Var. Rank
	z	1/z	Rank	z	1/z	Rank	
Norte	**1.382**	**0.761**	**5**	**1.518**	**0.695**	**4**	**1**
Rondônia	1.803	0.555	26	1.462	0.684	21	5
Acre	1.000	1.000	1	1.143	0.875	13	-12
Amazonas	1.448	0.691	24	1.770	0.565	24	0
Roraima	1.262	0.792	19	1.771	0.565	25	-6
Pará	1.858	0.538	27	1.982	0.505	26	1
Amapá	1.255	0.797	18	1.494	0.669	22	-4
Tocantins	1.046	0.956	11	1.000	1.000	1	10
Nordeste	**1.139**	**0.892**	**3**	**1.128**	**0.899**	**2**	**1**
Maranhão	1.107	0.904	13	1.204	0.831	16	-3
Piauí	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Ceará	1.214	0.824	15	1.200	0.834	14	1
Rio Grande do Norte	1.000	1.000	1	1.091	0.917	10	-9
Paraíba	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Pernambuco	1.287	0.777	20	1.244	0.804	17	3
Alagoas	1.235	0.810	16	1.000	1.000	1	15
Sergipe	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Bahia	1.408	0.710	22	1.412	0.708	20	2
Sudeste	**1.129**	**0.915**	**1**	**1.238**	**0.841**	**3**	**-2**
Minas Gerais	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Espírito Santo	1.000	1.000	1	1.112	0.900	11	-10
Rio de Janeiro	1.516	0.660	25	1.698	0.589	23	2
São Paulo	1.000	1.000	1	1.143	0.875	12	-11
Sul	**1.137**	**0.903**	**2**	**1.000**	**1.000**	**1**	**1**
Paraná	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Santa Catarina	1.000	1.000	1	1.000	1.000	1	0
Rio Grande do Sul	1.411	0.709	23	1.000	1.000	1	22
Centro-oeste	**1.214**	**0.831**	**4**	**1.678**	**0.664**	**5**	**-1**
Mato Grosso do Sul	1.237	0.809	17	1.204	0.831	15	2
Mato Grosso	1.063	0.940	12	1.350	0.741	18	-6
Goiás	1.378	0.726	21	1.378	0.726	19	2
Distrito Federal	1.177	0.850	14	2.780	0.360	27	-13
Média Nacional	**1.211**	**0.854**		**1.312**	**0.814**		

Fonte: Elaboração própria.

Em 2008, mesmo com o estado do Rio de Janeiro entre as piores posições do ranking, a região Sudeste obteve a melhor média entre as regiões brasileiras. Em 2013, o afastamento de Espirito Santo e São Paulo da fronteira, em razão da queda do número de consultas médicas por habitante, fez com que a região Sudeste fosse ultrapassada pelas regiões Nordeste e Sul.

Na Região Nordeste, o estado de Alagoas apresentou a melhor evolução no período, passando da 15^a posição à fronteira. Esse resultado é fruto de uma melhoria em todos os

indicadores utilizados na composição do índice, em especial, da queda de quase 30% do número de internações por CSAP por habitante e de um crescimento de 40% do número de consultas médicas na AB por habitante nos 5 anos.

Na região Norte, apenas o estado de Tocantis esteve entre os melhores do país. Desde 2008, esta unidade da federação já apresentava um bom indicador de efetividade da atenção primária (0.956) e, em 2013, passou a compor a fronteira. Esse estado apresenta bons desempenhos em todas as características analisadas, com destaque para a taxa de mortalidade infantil, bem inferior a dos demais estados da região. Além disso, segundo informações do Conselho Federal de Medicina [29], esse estado apresenta o quarto maior valor aplicado no Sistema Único de Saúde (SUS), por pessoa, com os recursos próprios e transferidos pela União em 2013.

A Figura 4.1 apresenta a variação bruta das características utilizadas para a composição do indicador de efetividade da atenção primária. Nela é possível observar a variação dos indicadores do estado de Alagoas, analisado anteriormente, e do Distrito Federal, de Tocantins e do Rio Grande do Sul, cuja evolução será discutida mais a frente. Além desse, o estado do Acre aparece no gráfico em razão de ter perdido 12 posições. Essa significativa queda pode ser explicada pela significativa diminuição do número de consultas médicas por habitante (-17%). A tabela com a variação percentual das características brutas para todas as unidades da federação pode ser encontrada nos Anexos (Tabela 6.5).

[29] Disponível em: `http://portal.cfm.org.br/images/PDF/percapitaestados.pdf`

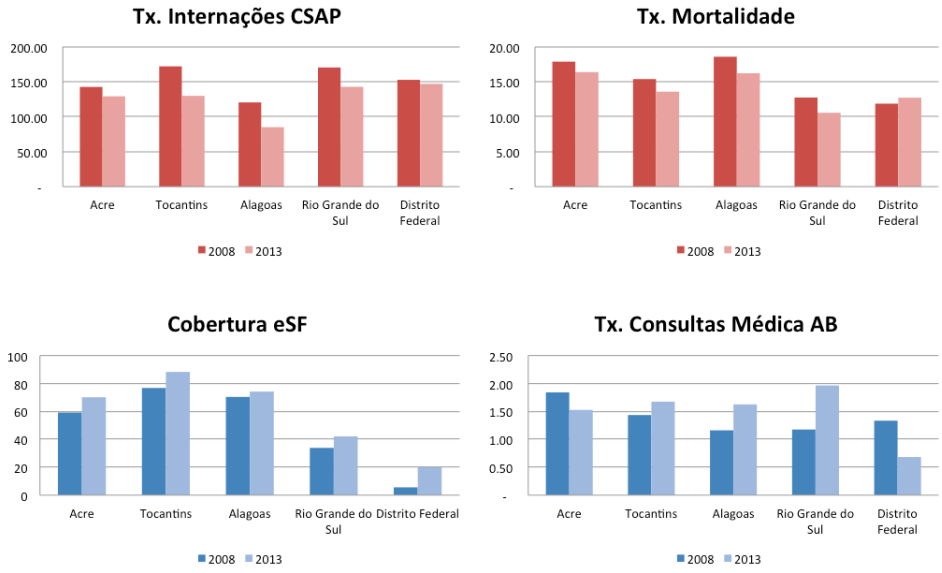

Figura 4.1 Variação das características da Atenção Primária entre 2008-2013 - AC, TO, AL, RS e DF.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DATASUS, Ministério da Saúde e ANS.

O efeito deslocamento indica a movimentação da fronteira utilizada para o cálculo do indicador de efetividade da atenção primária. Valores maiores do que 1 podem ser considerados uma evidência de inovação, que, no caso da atenção primária à saúde, podem sugerir uma melhoria da qualidade do serviço ofertado, através de novos processos ou procedimentos, por exemplo. Como é possível observar na Tabela 4.4, os indicadores de todas as unidades da federação apresentaram valores maiores do que um. Isso sugere uma melhoria dos serviços de atenção primária no Brasil, que de acordo com essa análise melhorou em média 9%. A região Sudeste foi a que mais contribuiu para esse ganho e as regiões Nordeste e Sul, as que tiveram o desempenho menos expressivo.

Tabela 4.4 Efeito Catch-up, Deslocamento e Índice de Malmquist para o indicador de efetividade da atenção primário - Unidades da Federação e Regiões, 2003-2013.

UF	E. Catch-up	E. Desloc.	Malmquist
Norte	**0.923**	**1.090**	**1.005**
Rondônia	1.233	1.091	1.344
Acre	0.875	1.055	0.923
Amazonas	0.818	1.055	0.863
Roraima	0.713	1.050	0.749
Pará	0.938	1.072	1.005
Amapá	0.840	1.257	1.055
Tocantins	1.046	1.051	1.099
Nordeste	**1.013**	**1.056**	**1.069**
Maranhão	0.919	1.037	0.953
Piauí	1.000	1.000	1.000
Ceará	1.012	1.142	1.155
Rio Grande do Norte	0.917	1.094	1.003
Paraíba	1.000	1.003	1.003
Pernambuco	1.035	1.142	1.182
Alagoas	1.235	1.020	1.259
Sergipe	1.000	1.017	1.017
Bahia	0.997	1.049	1.046
Sudeste	**0.917**	**1.147**	**1.049**
Minas Gerais	1.000	1.041	1.041
Espírito Santo	0.900	1.082	0.974
Rio de Janeiro	0.893	1.350	1.206
São Paulo	0.875	1.116	0.977
Sul	**1.146**	**1.081**	**1.237**
Paraná	1.000	1.058	1.058
Santa Catarina	1.000	1.063	1.063
Rio Grande do Sul	1.411	1.071	1.511
Centro-oeste	**0.810**	**1.131**	**0.908**
Mato Grosso do Sul	1.027	1.108	1.138
Mato Grosso	0.788	1.085	0.854
Goiás	1.000	1.132	1.132
Distrito Federal	0.423	1.199	0.507
Média Nacional	**0.960**	**1.092**	**1.044**

Fonte: Elaboração própria.

O efeito *Catch-up*, por sua vez, indica como variou a distância que a unidade da federação está da fronteira utilizada como referência para o cálculo do seu indicador em cada um dos anos analisados. Desta forma, valores maiores do que 1 indicam que a unidade da federação se aproximou desta, e valores menores do que 1, que houve um afastamento. A maior parte das unidades da federação se afastaram da fronteira. Destas, as que apresentaram maior afastamento foram Roraima e o Distrito Federal. Esse afastamento sugere um aumento da de-

sigualdade na prestação dos serviços de atenção primária entre as unidades da federação. No caso da sede do governo federal, esse desempenho é reflexo da pequena cobertura populacional feita pelas equipes do Programa de Saúde da Família naquele estado, que foi de apenas 20.06% em 2013 e da expressiva queda do número de consultas na AP por habitante (-49%).

O melhor resultado foi obtido pelo estado de Rio Grande do Sul, que fez o caminho inverso: saiu de umas das piores posições no ranking para compor a fronteira. Esse estado, durante o período analisado, conseguiu melhorar todas as características observadas para a construção do índice: reduziu as internações por CSAP (-16%) e a taxa de mortalidade infantil (-17%) e melhorou a cobertura populacional das equipes de saúde da família (24%) e o número de consultas da atenção primária por habitante (67%). Essa evolução do Rio Grande do Sul e a manutenção dos bons resultados de Santa Catarina e Paraná fizeram com que, em 2013, a região Sul tivesse todos os seus estados na fronteira. Por outro lado, como a maior parte dos demais estados brasileiros se afastaram da fronteira, a média brasileira indica um efeito *catch-up* negativo de aproximadamente -4.1%.

O índice de Malmquist é a composição dos dois efeitos anteriores. Os resultados sugerem que, de forma geral, houve uma melhora na efetividade da atenção primária no Brasil. No entanto, oito unidades da federação não acompanharam a tendência nacional e apresentaram índice menor do que um. São elas Acre, Amazonas, Roraima, Maranhão, Espírito Santo, São Paulo, Mato Grosso e Distrito Federal. Esse efeito se deveu ao afastamento dessas unidades da fronteira utilizada para o cálculo do índice. O estado com melhor desempenho foi o Rio Grande do Sul, em razão da melhora apresentada em todos os indicadores que compõem a medida. Para a amostra como um todo, o índice de Malmquist indica um ganho próximo de apenas 4.1 % (1.041).

4.5 Notas Conclusivas

O objetivo deste capítulo era a construção de um indicador relativo de efetividade da atenção primária nas unidades da federação brasileiras. Para isso foi utilizada a abordagem DEA como método de agregação. Isso possibilitou a escolha de pesos de forma bastante flexível, permitindo que cada estado utilizasse o sistema de ponderação que maximizasse o seu indicador e a sua posição no ranking. O índice permitiu agregar quatro características relacionadas a atenção básica: taxa de internação por condições sensíveis a atenção primária, taxa de mortalidade infantil, cobertura populacional das equipes de saúde da família e número de consultas médicas na atenção básica por habitante.

Os resultados obtidos através do cálculo do índice de Malmquist no período 2008 e 2013, indicam dois importantes aspectos da atenção primária brasileira. De forma geral, a componente que indica o deslocamento da fronteira sugere que a atenção primária apresentou uma melhora na efetividade no período analisado. A melhora dos indicadores pode ser resultado dos investimentos em infraestrutura realizados pelo governo federal desde 2009 (IPEA, 2015). Nesse ano, foi lançado o Plano Nacional de Implantação de Unidades Básicas de Saúde (UBS), que previa a construção de UBS nos municípios que adotassem ou ampliassem a estratégia de saúde da família. Esse projeto foi ampliado, em 2011, e incluiu entre as ações a reforma de unidades já existentes. Já em 2013, foram estabelecidos padrões mais elevados para a construção de unidades de atendimento, visando o aumento da qualidade do serviço prestado a população. Assim, é possível que esse esforço governamental tenha contribuído apara o aumento da efetividade da atenção primária no Brasil.

Por outro lado, a componente *catch-up* indica um maior afastamento das unidades da federação em relação a fronteira, isso pode indicar um aumento nas disparidades da prestação de serviço entre as unidades da federação. A região Sul foi a única a ter todos os seus estados na fronteira no ano de 2013, enquanto que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram desempenho claramente abaixo das demais.

A principal limitação desse trabalho está no fato de que este é um indicador de efetividade relativa. Dessa forma, não consegue captar de forma absoluta a qualidade do serviço prestado pela atenção primária. Nesse sentido, são necessários futuros estudos que possibilitem um melhor retrato da atenção básica, através da inclusão de mais características do sistema, e que estabeleçam marcos de referência absolutos, de forma a que se possa medir efetivamente o déficit no serviço prestado.

5. Considerações Finais

Como o objetivo de contribuir para o melhor entendimento do sistema de saúde brasileiro, esse trabalho investigou o cenário de três fatores considerados importantes para a caracterização da condição de saúde e de acesso à saúde no país. O primeiro capítulo deu ênfase a importância dos comportamentos relacionados à saúde para a formação da percepção individual e as desigualdades sociais, especialmente de renda e educação, associadas a diferenciais na escolha dos estilos de vida. O segundo, investigou a adequação entre oferta e demanda em saúde nas diferentes unidades da federação, e, através de um indicador de déficit relativo, constatou as desigualdades geográficas existentes no país. Indo na mesma direção, o último ensaio avaliou, mais detidamente, a efetividade da prestação dos serviços de atenção básica, incluindo na análise dois benefícios esperados desse cuidado: baixas taxas de mortalidade infantil e de internação por condições sensíveis à atenção primária.

A avaliação das escolhas de estilos de vida, feita no primeiro capítulo, sugere que as pessoas ocupadas, apesar de apresentarem maiores chances de optarem por estilos de vida menos saudáveis, apresentaram maiores chances de autoavaliarem a sua saúde positivamente. Este resultado é compatível com os achados de Gebel e Voßemer (2014), que apontam o desemprego como um dos principais fatores de risco para a deterioração da saúde mental. Além disso, os resultados indicam a existência de gradientes de renda e educação no Brasil em boa parte dos estágios da vida adulta. Esta desigualdade varia entre as variáveis indicativas de estilo de vida, entre a renda e a educação e entre os gêneros. Na avaliação da percepção da própria saúde, percebemos que as desigualdades relacionadas a renda e educação não sofrem grandes variações

ao longo da vida.

A principal limitação dessa análise está na natureza dos dados de corte transversal. Por não dispor de dados longitudinais, não é possível determinar nenhuma relação de causalidade entre os comportamentos relacionados a saúde e a percepção desta pelo indivíduos. Nossos resultados sugerem que hábitos saudáveis estão associados com a probabilidade de autoavaliar a saúde positivamente, mas não nos permitem concluir que o estilo de vida tem impacto na saúde.

O segundo capítulo se propõe a investigar, de forma relativa, o quanto a infraestrutura dos serviços de saúde, disponível em cada unidade da federação, está adequada às necessidades da população. Os resultados sugerem a existência de desigualdades geográficas na adequação da oferta às necessidades da população. As regiões Sul e Sudeste apresentam desempenho significativamente superior às regiões Norte e Nordeste. A existência de diferenças entre as regiões do país já haviam sido encontradas por Travassos et al. (2000), Gasparini e Ramos (2004) e Travassos et al. (2006). Por outro lado, a decomposição do índice de Malmquist indicam que houve uma redução dessa desigualdade entre os anos 1999 e 2009, resultado compatível com o encontrado por Andrade et al. (2013).

O terceiro ensaio trata especialmente do componente do sistema público de saúde responsável por realizar ações que visam melhorar a saúde da população, prevenindo a ocorrência de doenças, reduzindo a gravidade dos problemas de saúde e de suas complicações. Os resultados obtidos na análise do período entre 2008 e 2013, indicam dois importantes aspectos da atenção primária brasileira. A decomposição do índice de Malmquist aponta para o deslocamento da fronteira utilizada para a construção dos indicadores, sugerindo que a atenção primária apresentou uma melhora na efetividade no período analisado. Por ouro lado, a componente *catch-up* indica um maior afastamento das unidades da federação em relação a fronteira, isso pode indicar um aumento nas disparidades da prestação de serviço de atenção básica entre as unidades da federação. A região Sul foi a que apresentou melhores indicadores no ano de 2013, enquanto que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram desempenho claramente abaixo das demais.

O trabalho de Pires et al. (2010) demostra que os indicadores de infraestrutura, como o construído no segundo capítulo, não estão, necessariamente, atrelados às características da atenção primária. Em pesquisa realizada para o Distrito Federal, os autores constatam que, apesar de ter uma boa oferta de ativos em saúde, dispondo de uma ampla rede hospitalar, profissionais e equipamentos esta unidade da federação não tem sido capaz de ampliar de forma efetiva o acesso dos usuários à atenção primária. Esse foi o justamente o resultado encontrado por este trabalho. O distrito federal compôs a fronteira construída no capítulo dois, indicando a inexistência de déficit entre a oferta disponível e as necessidades da população, mas, por outro lado, ficou entre as piores posições na avaliação da atenção primária, principalmente, devido ao baixo número de consultas médicas na atenção básica por habitantes.

Uma das maiores dificuldades encontradas para elaboração desse trabalho foi a pouca disponibilidade de informações de saúde e a frequente descontinuidade dos dados. Isso gerou limitações na escolha das variáveis, além de impor restrições aos períodos estabelecidos na análise. Junto a isso, foram encontradas algumas inconsistências nas series históricas, o que nos obrigou a utilizar dados de anos diferentes na construção dos indicadores de déficit em saúde, por exemplo. É essencial um maior empenho do governo e dos profissionais da área da saúde na mensuração das características e resultados do setor de saúde. Já existe inclusive ferramenta para esse tipo de controle. O Cartão do SUS, que permite o registro eletrônico de prontuários médicos, seria uma excelente ferramenta para a melhoria do atendimento, uma vez que armazenaria o histórico clínico do paciente, para o controle da prevalência das morbidades e, sobretudo, permitiria uma melhor alocação de recursos físicos e financeiros. Sem esses parâmetros, a gestão pública fica fortemente comprometida, uma vez que não é possível avaliar precisamente os resultados alcançados e adequar as políticas públicas para aumentar a eficiência do Estado.

Por fim, espera-se que os achados desta avaliação do sistema de saúde brasileiro possa contribuir para o planejamento de políticas públicas e ajudar na construção de um país mais desenvolvido socialmente.

Referências Bibliográficas

Adler, N. e Yashemsky (2010). Improving discrimination in data envelopment analysis: Pca-dea or variable reduction. *European Journal of Operational Research*, 202:273–284.

Alfradique, M., Bonolo, P., Dourado, I., Lima-Costa, M., Macinko, J., Mendonça, C., Oliveira, V. B., Sampaio, L., Simoni, C., e Turci, M. (2009). Internações por condições sensíveis à atenção primária: a construção da lista brasileira como ferramenta para medir o desempenho do sistema de saúde (projeto icsap - brasil). *Cadernos de Saúde Publica*, 25(6):1337–1349.

Almeida, A. (2014). *Hábitos prejudiciais à saúde: demanda e seus efeitos no atraso escolar e no mercado de trabalho*. PhD thesis, Universidade Federal da Paraíba.

Andrade, M. e Maia, A. (2009). Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema suplementar brasileiro. *Estudos Econômicos*, 39(1):7–38.

Andrade, M., Noronha, K., Menezes, R., Souza, M.N. Reis, C., Martins, D., e Gomes, L. (2013). Desigualdade socieconômica no acesso aos serviços de saúde no brasil: um estudo comparative entre as regiões brasileiras no período 1998-2008. *Economia Aplicada*, 17(4):623–645.

Baggio, G., Ewerling, F., Moreira, A., Santos, A., e Tejada, C. (2013). Determinantes socioeconômicos da auto-avaliação de saúde dos idosos no brasil. Em *XII Congresso de Iniciação científica da Universidade Federal de Pelotas*, Pelotas/RS.

Banker, R., Charnes, A., e Cooper, W. (1984). Msome models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9):1078–1092.

Barros, M., Zanchetta, L., Moura, E., e Malta, D. (2009). Auto-avaliação da saúde e fatores associados, brazil, 2006. *Revista de Saúde Pública*, 4(2):27–37.

Brasil, M. d. S. (2009). *O SUS de A a Z : garantindo saúde nos municípios / Ministério da Saúde, Conselho Nacional das Secretarias Municipais de Saúde.* Editora do Ministério da Saúde, Brasília, 3. ed. edition.

Brasil, M. d. S. (2014). Idsus - Índice de desempenho do sistema Único de saíde. Technical report, Ministério da Saúde. Disponível em: `http://idsus.saude.gov.br/documentos/IDSUS_Texto_Base_13-03-14.pdf`.

Cambota, J. N. (2012). *Desigualdades sociais na utilização de cuidados de saúde no Brasil e seus determinantes.* PhD thesis, Universidade de São Paulo, São Paulo.

Charnes, A., Cooper, W., e Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2:429–444.

Dachs, J. e Santos, A. (2006). Auto-avaliação do estado de saúde no brasil: análise dos dados da pnad/2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11(4):887–894.

Dourado, I., Oliveira, V., Aquino, R., Bonolo, P., Lima-Costa, M., Medina, M., Mota, E., Turci, M., e Macinko, J. (2011). Trends in primary health care-sensitive conditions in brazil the role of the family health program (project icsap-brazil). *Medical Care*, 49(6).

Dowd, J. B. (2012). Whiners, deniers, and self-rated health: What are the implications for measuring health inequalities? a commentary on layes, et al. *Social Science & Medicine*, 75:10–13.

Dowd, J. B. e Zajacova, A. (2010). Does self-rated health mean the same thing across socioeconomic groups? evidence from biomarker data. *Annals of Epidemiology*, 20(10):743–749.

Duarte, G. e Mesquita, C. (2012). Avaliação do impacto do programa saúde da família sobre a mortalidade infantil no nordeste do brasil. Em *XVII Encontro Regional de Economia.*, Fortaleza/CE.

Fleurbaey, M. e Schokkaert, E. (2009). Unfair inequalities in health and health care. *Journal of Health Economics*, 8:73–79.

Franks, P., Gold, M., e Fiscella, K. (2003). Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the us. *Social Science & Medicine*, 56:2505–2514.

Friedman, L. e Sinuany-Stern, Z. (1998). Combining ranking scales and selecting variables in the dea context: the case of industrial branches. *Computers and Operations Research*, 25(9):781–791.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., e Zhang, Z. (1994). Productivity, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84(1):66–83.

Gandini, S., Botteri, E. Iodice, S., Boniol, M., Lowenfels, A., e Maisonneuve, P. (2008). Tabaco smoking and cancer: A meta-analysis. *International Journal of Cancer*, 122:155–164.

Gasparini, C. E. e Ramos, F. (2004). Relative deficit of health services in brazilian states and regions. *Brazilian Review of Econometrics*, 24(1):75–107.

Gebel, M. e Voßemer, J. (2014). The impact of employment transitions on health in germany. a difference-in-differences propensity score matching approach. *Social Science & Medicine*, 108:128–136.

Hashimoto, A. e Ishikawa, H. (1993). Using dea to evaluate the state of society as measured by multiple social indicators. *Socio-Economic Planning Sciences*, 27:257–268.

Hashimoto, A., Sugita, T., e Haneda, S. (2009). Evaluating shifts in japan's quality-of-life. *Socio-Economic Planning Sciences*, 43:263–273.

Hollingsworth, B. e Smith, P. (2003). Use of ratios in data envelopment analysis. *Applied Economics Letters*, 10(11):733–735.

Humphries, K. H. e van Doorslaer, E. (2000). Income-related health inequality in canada. *Social Science & Medicine*, 50(5):663–671.

IBGE (2009). Estatísticas da saúde - assistência médico sanitária. Technical report, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

IBGE (2010). Um panorama da saúde no brasil acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde. Technical report, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Idler, E. L. e Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38:21–37.

IPEA (2015). Políticas sociais: acompanhamento e análise. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, 23.

Jacobs, R., Smith, P., e Street, A. (2011). *Measuring Efficiency in Health Care*. Cambridge University Press, New York, 3a edition.

Jeon, C., Lokken, E., Hu, F., e Van Dam, R. (2007). Physical activity of moderate intensity and risk of type 2 diabetes: A systematic review. *Diabetes Care*, 30:744–752.

Kim, J. e Durden, K. (2007). Socioeconomic status and age trajectories of health. *Social Science & Medicine*, 65:2489–2502.

Koelen, M. (2007). Lifestyle and health. Em Moerbeek, H., Niehof, A., e van Ophen, J., editores, *Changing families and their lifestyle*, volume 5 de *Mansholt Publication Series*, pgs. 295–302. Wageningen Academic Publishers, Holanda.

Layes, A., Asada, Y., e Kepart, G. (2012). Whiners and deniers e what does self-rated health measure? *Social Science & Medicine*, 75:1–9.

Macinko, J., Dourado, I., Aquino, R. Bonolo, P., Lima-Costa, M., Medina, M. G., Mota, E., Oliveira, V. B., e Turci, M. (2010). Major expansion of primary care in brasil linked to decline in unnecessary hospitalization. *Health Affairs*, 29(12):2149–2160.

Macinko, J., Guanais, F., e Souza, M. (2006). Evaluation of the impact of the family health program on infant mortality in brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(1):13–19.

Malmquist, S. (1953). Index numbers and indifference surfaces. *Trabajos de estadística*, 4(2):209–242.

Medici, A. (2012). O Índice de desempenho do sus (idsus). Disponível em: http://iepecdg.com.br/uploads/artigos/O%20Indice%20de%20Desenvolvimento%20do%20SUS.pdf.

Mood, C. (2013). Life-style and self-rated global health in sweden: a prospective analysis spanning three decades. *Preventive Medicine*, 57:802–806.

Nedel, F., Facchini, L., Martín-Mateo, M., Vieira, L., e Thumé, E. (2008). Programa saúde da família e condições sensíveis à atenção primária, bagé (rs). *Revista de Saúde Pública*, 42(6):1041–1052.

Neri, M. e Soares, W. (2002). Desigualdade social e saúde no brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 18:77–87.

NESCON-UFMG (2012). Avaliaçào do imapcto das ações do programa de saúde da família na redução das internações hospitalares por condições sensíveis a atenção básica em adultos e idosos. Technical report, Universidade Federal de Minas Gerais.

Noronha, K. e Viegas, M. (2002). Desigualdade social em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, 32:877–897.

OECD (2014). Health statistics 2014. Disponível em: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SHA.

Oliveira, A., Simões, R., e Andrade, M. (2010). A relação entre a atenção primária à saúde e as internações por condições sensíveis à atenção ambulatorial nos municípios mineiros. Em *XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP*, Caxambú-MG.

Paim, J., Travassos, C., Almeida, C., Bahia, L., e Macinko, J. (2011). O sistema de saúde brasileiro: história, avanços e desafios. *Saúde no Brasil 1 TheLancet.com*, pgs. 11–31.

Park, J. e Lee, K. (2014). Self-rated health and its determinants in japan and south korea. *Public Health*, 127:834–843.

Pavão, A., Werneck, G., e Campos, M. (2013). Autoavaliação do estado de saúde e a associação com fatores sociodemográficos, hábitos de vida e morbidade na população: um inquérito nacional. *Cadernos de Saúde Pública*, 29(4):723–734.

Perpétuo, I. e Wong, L. (2006). Atenção hospitalar por condições sensíveis à atenção ambulatorial (csaa) e as mudanças no seu padrão etário: uma análise exploratória dos dados de minas gerais. Em *XII Seminário sobre Economia Mineira*, Diamantina-MG.

Pikhart, H., Bobak, M., Siegrist, J., Pajak, A., Rywik, S., e Kyshegyi, J. (2001). Psychosocial work characteristics and self rated health in four post-communist countries. *J Epidemiol Community Health*, 55:624–630.

Pires, M., Göttems, L., Martins, C., Guilhem, D., e Alves, E. D. (2010). Oferta e demanda por média complexidade/sus: relação com atenção básica. *Ciência & Saúde Coletiva*, 15(1):1009–1019.

Puig-Junoy, J. (1999). Radial measures of public services deficit for regional allocation of public funds. Economics working papers, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.

Rocha, F., Duarte, J., Gadelha, S., Oliveira, P., e Pereira, L. (2012). Mais recursos ou mais eficiência? uma análise de oferta e demanda por serviços de saúde no brasil. *Textos para discussão - Tesouro Nacional*, 010.

Roemer, J. (1998). *Equality of Oportunity*. Harvard University Press, Cambridge.

Rosa, W. e Labate, R. (2005). Programa saúde da família: a construção de um novo modelo de assistência. *Revoista Latino-Americana de Enfermagem*, 13(6):1027–1034.

Rosa Dias, P. (2009). Inequality of opportunity in health: evidence from a uk cohort study. *Health Economics*, 18(9):1057–1074.

Santos, I., Ugá, M., e Porto, S. (2008). O mix público-privado no sistema de saúde brasileiro: financiamanto, oferta e utilização de serviços de saúde. *Ciência & saúde Coletiva*, 13(5):1431–1440.

Sofi, F., Capalbo, A., Cesari, F., Abbate, R., e Gensini, G. (2008). Physical activity during leisure time and primary prevention of coronary heart disease: An updated meta-analysis of cohort studies. *European Journal of Cardiovascular Prevention & Rehabilitation,*, 15:247–257.

Travassos, C., Oliveira, E., e Viacava, F. (2006). Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no brasil: 1998 e 2003. *Ciência & Saúde*, 11(4):975–986.

Travassos, C., Viacava, F., Fernandes, C., e Almeida, C. (2000). Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 5(1):133–149.

Travassos, C., Viacava, F., Pinheio, R., e Brito, A. (2002). Utilização dos serviços de saúde no vrasil: gênero, características familiares e condição social. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 11:365–373.

White, K., Williams, T., e Greenberg, B. (1996). The ecology of medical care. 1961. *Bulletin of the New York Academy of Medicine*, 73(1):187–212.

Øvrum, A., Gustavsen, G. W., e Rickertsen, K. (2014). Age and socioeconomic inequalities in health: Examining the role of lifestyle choices. *Advances in life course research*, 19:1–13.

APÊNDICE A

Tabela 6.1 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Renda - Mulheres

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	1.084	0.764	0.817	0.821
Idade^2	0.965	1.123	1.047	1.047
Quartil de renda 2	1.369	1.248	1.194	1.173
Quartil de renda 2 x Idade	1.020	0.976	0.973	0.969
Quartil de renda 2 x Idade^2	1.010	1.007	0.985	0.986
Quartil de renda 3	1.855	1.313	1.456	1.403
Quartil de renda 3 x Idade	1.033	1.000	0.987	0.982
Quartil de renda 3 x Idade^2	0.998	1.033	0.985	0.986
Quartil de renda 4	2.875	1.225	2.273	2.120
Quartil de renda 4 x Idade	1.032	0.918	0.994	0.984
Quartil de renda 4 x Idade^2	1.006	1.090	0.970	0.971
Cor da Pele	1.069	1.224	1.139	1.132
Urbana	1.560	0.863	1.166	1.147
Ocupação	0.794	0.904	1.172	1.188
Ensino Fundamental	1.486	1.159	1.362	1.329
Ensino Médio	1.956	1.525	1.927	1.840
Ensino Superior	2.939	1.629	2.648	2.456
Doença Crônica			0.172	0.171
Atividade Física - 1 vez				1.367
Atividade Física - 3 vezes				1.554
Exfumante				0.947
Nunca Fumou				1.083

Fonte: elaboração própria.

Tabela 6.2 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Educação - Mulheres

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	1.149	0.836	0.800	0.800
Idade^2	0.950	1.106	1.038	1.038
Ensino Fundamental	1.500	1.123	1.422	1.388
Ensino Fundamental x Idade	0.984	0.911	1.022	1.022
Ensino Fundamental x Idade^2	1.004	1.044	0.976	0.975
Ensino Médio	1.871	1.326	2.010	1.928
Ensino Médio x Idade	0.966	0.764	1.034	1.034
Ensino Médio x Idade^2	1.034	1.078	0.982	0.980
Ensino Superior	2.717	1.524	2.567	2.399
Ensino Superior x Idade	0.935	0.706	0.938	0.938
Ensino Superior x Idade^2	1.053	1.049	1.035	1.032
Cor da Pele	1.069	1.227	1.139	1.131
Urbana	1.553	0.855	1.170	1.152
Ocupação	0.793	0.894	1.175	1.192
Quartil 2	1.388	1.231	1.154	1.135
Quartil 3	1.834	1.367	1.410	1.359
Quartil 4	2.886	1.415	2.116	1.973
Doença Crônica			0.172	0.171
Atividade Física - 1 vez				1.366
Atividade Física - 3 vezes				1.553
Exfumante				0.949
Nunca Fumou				1.083

Fonte: elaboração própria.

Tabela 6.3 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Renda - Homens

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	0.622	0.692	0.764	0.799
Idade^2	1.141	1.079	1.046	1.031
Quartil de renda 2	1.341	1.198	1.222	1.197
Quartil de renda 2 x Idade	1.135	0.992	1.013	1.006
Quartil de renda 2 x Idade^2	0.967	0.984	0.988	0.990
Quartil de renda 3	1.916	1.315	1.534	1.461
Quartil de renda 3 x Idade	1.237	0.997	1.047	1.036
Quartil de renda 3 x Idade^2	0.948	0.999	0.984	0.987
Quartil de renda 4	2.919	1.277	2.116	1.944
Quartil de renda 4 x Idade	1.366	0.937	1.032	1.019
Quartil de renda 4 x Idade^2	0.913	1.013	0.994	0.998
Cor da Pele	0.961	1.116	1.101	1.095
Urbana	1.267	0.985	1.099	1.078
Ocupação	0.763	1.054	1.976	2.012
Ensino Fundamental	1.563	1.352	1.426	1.356
Ensino Médio	2.310	1.880	2.002	1.805
Ensino Superior	3.541	2.151	2.884	2.470
Doença Crônica			0.166	0.167
Atividade Física - 1 vez				1.629
Atividade Física - 3 vezes				1.686
Exfumante				1.034
Nunca Fumou				1.281

Fonte: elaboração própria.

Tabela 6.4 Regressões logísticas para estilos de vida e saúde autoavaliada - Modelos de Educação - Homens

	Ativ. Fís. - 1x OR	Nunca Fumou OR	Saúde autoavaliada OR	Saúde autoavaliada OR
Idade	0.678	0.721	0.779	0.808
Idade^2	1.130	1.071	1.037	1.025
Ensino Fundamental	1.629	1.436	1.454	1.386
Ensino Fundamental x Idade	1.111	0.931	1.017	1.020
Ensino Fundamental x Idade^2	0.997	0.963	0.989	0.987
Ensino Médio	2.756	1.905	2.004	1.800
Ensino Médio x Idade	1.189	0.838	1.018	1.023
Ensino Médio x Idade^2	0.934	0.965	0.999	1.002
Ensino Superior	4.316	2.051	2.727	2.325
Ensino Superior x Idade	1.268	0.788	0.877	0.881
Ensino Superior x Idade^2	0.913	1.038	1.066	1.068
Cor da Pele	0.962	1.120	1.102	1.095
Urbana	1.269	0.982	1.100	1.079
Ocupação	0.760	1.042	1.975	2.014
Quartil 2	1.210	1.155	1.197	1.178
Quartil 3	1.615	1.304	1.504	1.437
Quartil 4	2.250	1.317	2.109	1.943
Doença Crônica			0.166	0.167
Atividade Física - 1 vez				1.632
Atividade Física - 3 vezes				1.688
Exfumante				1.035
Nunca Fumou				1.281

Fonte: elaboração própria.

APÊNDICE B

Tabela 6.5 Dados utilizados para a construção do indicador de efetividade da atenção primária e suas variações, 2008 e 2013.

UF	Tx. Internações CSAP			Tx. Mortalidade			Cobertura eSF			Tx. Consultas Médicas AB		
	2008	2013	Var. (%)	2008	2013	Var. (%)	2008	2013	Var. (%)	2008	2013	Var. (%)
Rondônia	171.45	160.10	-6.6%	16.27	13.91	-14.5%	47.82	61.22	28.0%	0.81	1.08	34.5%
Acre	142.78	129.32	-9.4%	17.89	16.40	-8.4%	59.16	70.09	18.5%	1.84	1.53	-17.0%
Amazonas	91.41	88.31	-3.4%	16.75	17.22	2.8%	49.68	48.69	-2.0%	1.08	0.88	-18.5%
Roraima	124.27	107.50	-13.5%	16.63	19.33	16.2%	70.2	44.33	-36.9%	1.03	0.95	-7.6%
Pará	198.04	179.77	-9.2%	18.20	16.46	-9.6%	36.31	44.78	23.3%	0.93	0.83	-10.3%
Amapá	73.08	67.84	-7.2%	22.64	19.92	-12.0%	66.57	58.6	-12.0%	0.78	0.64	-17.3%
Tocantins	172.22	129.95	-24.5%	15.40	13.60	-11.7%	76.74	88.2	14.9%	1.43	1.67	16.7%
Maranhão	132.88	171.42	29.0%	16.45	16.49	0.3%	78.11	80.05	2.5%	1.29	1.09	-15.9%
Piauí	201.63	176.28	-12.6%	18.46	16.39	-11.2%	96.56	96.61	0.1%	1.02	1.33	31.1%
Ceará	118.50	107.40	-9.4%	15.71	13.82	-12.0%	67.22	73.46	9.3%	1.20	1.22	1.3%
Rio Grande do Norte	102.29	86.51	-15.4%	14.61	14.42	-1.3%	79.97	81.01	1.3%	1.42	1.07	-24.4%
Paraíba	164.48	111.19	-32.4%	16.56	14.56	-12.0%	94.68	93.49	-1.3%	1.36	1.24	-8.5%
Pernambuco	111.30	101.25	-9.0%	17.00	14.13	-16.9%	68.04	72.07	5.9%	1.00	1.01	1.0%
Alagoas	120.61	85.15	-29.4%	18.60	16.23	-12.7%	70.33	74.13	5.4%	1.16	1.62	40.0%
Sergipe	71.58	53.47	-25.3%	17.74	15.10	-14.9%	83.34	85.61	2.7%	1.45	1.45	0.1%
Bahia	163.72	133.46	-18.5%	18.43	17.03	-7.6%	54.98	65.72	19.5%	1.13	0.98	-12.9%
Minas Gerais	139.16	128.78	-7.5%	14.70	12.15	-17.4%	63.17	72.18	14.3%	1.69	1.82	7.2%
Espírito Santo	129.08	119.33	-7.6%	14.50	11.04	-23.9%	50.01	54.52	9.0%	1.78	1.61	-9.7%
Rio de Janeiro	113.00	90.97	-19.5%	14.39	13.12	-8.8%	30.9	44.88	45.2%	1.10	0.96	-12.6%
São Paulo	117.01	115.02	-1.7%	12.60	11.57	-8.2%	25.63	30.07	17.3%	1.66	1.56	-6.5%
Paraná	178.55	155.77	-12.8%	13.09	10.96	-16.3%	51.39	60.3	17.3%	1.69	1.87	11.1%
Santa Catarina	139.01	114.72	-17.5%	11.69	10.46	-10.6%	67.44	74.56	10.6%	1.54	1.71	10.8%
Rio Grande do Sul	170.60	142.92	-16.2%	12.76	10.57	-17.1%	33.87	42.08	24.2%	1.18	1.96	67.1%
Mato Grosso do Sul	135.68	128.79	-5.1%	16.54	12.84	-22.4%	56.15	64.14	14.2%	1.34	1.47	9.6%
Mato Grosso	148.42	120.78	-18.6%	16.11	14.57	-9.5%	57.09	62.97	10.3%	1.66	1.24	-25.3%
Goiás	185.22	131.94	-28.8%	13.89	13.86	-0.2%	57.87	63.99	10.6%	1.01	1.21	20.5%
Distrito Federal	152.87	147.17	-3.7%	11.89	12.73	7.1%	5.64	20.06	255.7%	1.33	0.68	-48.8%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DATASUS e do Ministério da Saúde.