

Philippe Marques Carvalho Maciel

**Curvas de Preston para Minas Gerais 1991-  
2010: Evolução Regional e o Papel do  
Programa de Saúde da Família**

Belo Horizonte, MG.  
UFMG/Cedeplar  
2015

Philippe Marques Carvalho Maciel

# **Curvas de Preston para Minas Gerais 1991-2010: Evolução Regional e o Papel do Programa de Saúde da Família**

Dissertação apresentada ao curso de mestrado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais.

Orientador: Prof. Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2015

## Folha de Aprovação

Philippe Marques Carvalho Maciel

**Curvas de Preston para Minas Gerais 1991-2010: Evolução Regional e o Papel do Programa de Saúde da Família**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia.

Belo Horizonte, 2015.

## **AGRADECIMENTO**

*Ao prof. Bernardo, por ter aceitado me orientar, pelas excelentes sugestões, pela presença e disponibilidade.*

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. TRANSIÇÃO EPIDEMIOLÓGICA E DETERMINANTES DA SAÚDE	16
2.1 Transição Epidemiológica	16
2.2 Determinantes do Avanço em Saúde	19
2.3 A Curva de Preston	28
3. MINAS GERAIS – CONTEXTUALIZAÇÃO	33
3.1 Visão Geral	33
3.2 Apresentação e Aspectos Gerais das Regiões de Saúde	34
3.3 Perfil Epidemiológico das Regiões de Saúde	41
3.4 O Programa de Saúde da Família	47
3.5 O Programa de Saúde da Família em Minas Gerais	50
4. REGIÕES DE SAÚDE – CARACTERIZAÇÃO E EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE PRESTON	54
4.1 Metodologia	54
4.2 Curvas de Preston – Minas Gerais e Regiões de Saúde	55
4.3 Decomposição do Avanço da Expectativa de vida 1991-2010	64
5. O PAPEL DO PSF NO AUMENTO DA EXPECTATIVA DE VIDA – TESTES EMPÍRICOS	68
5.1 Apresentação dos Testes Empíricos	68
5.2 Primeiro Modelo: <i>Cross-Sections</i> de 1991, 2000 e 2010	68
5.3 Segundo Modelo: Evolução do Painel de Municípios entre 1991, 2000 e 2010	77
5.4 Discussão	83
6. CONCLUSÕES	90
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	94

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Diagrama de Dispersão das Relações entre Expectativa de Vida ao Nascer (eo0) e Renda per Capita para Países em 1900, 1930 e 1960	29
Figura 2 – Mapa de Renda per Capita dos Municípios Mineiros em R\$ de agosto de 2010 – 2010	34
Figura 3 – Mapa das Regiões de Saúde do Estado de Minas Gerais	36
Tabela 1 – Número de Municípios e População por Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2010	37
Tabela 2 – Expectativa de Vida ao Nascer por Região de Saúde – Minas Gerais – 1991 – 2010	38
Figura 4 – Diagrama de Dispersão do Avanço da Expectativa de Vida ao Nascer em Relação ao Valor Inicial – Regiões de Saúde – 1991 – 2010	39
Tabela 3 – Renda per Capita Mensal por Regiões de Saúde – Minas Gerais – 1991-2010	40
Tabela 4 – Taxas Padronizadas de YLL, YLD e DALY por Sexo e Regiões de Saúde - Minas Gerais – 2005	42
Tabela 5 – Distribuição Proporcional da Carga Global de Doença (DALY), por grupos etários, segundo macrorregiões de saúde. Minas Gerais – 2005	43
Tabela 6 – Taxas de DALY brutas e padronizadas e razão de taxas, por Grandes Grupos de Causas, segundo macrorregiões de saúde. Estado de Minas Gerais – 2005	44
Tabela 7 – Distribuição Proporcional de YLL, YLD e DALY, por Grandes Grupos de Causas, segundo Regiões de saúde – Estado de Minas Gerais – 2005	46

Tabela 8 – Cobertura Populacional do Programa de Saúde da Família – Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2000, 2005 e 2010	50
Tabela 9 – Número Absoluto e por 10 mil habitantes de Unidades Básicas de Saúde, Médicos da Saúde da Família e Equipes do Saúde da Família, por Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2013	51
Figura 5 – Curvas de Preston para Minas Gerais – 1991, 2000 e 2010	55
Figura 6 – Curvas de Preston para Regiões de Saúde de Minas Gerais – 1991	57
Tabela 10 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Seleccionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 1991	58
Figura 7 – Curvas de Preston – Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2000	59
Tabela 11 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Seleccionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2000	60
Figura 8 – Curvas de Preston – Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2010	61
Tabela 12 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Seleccionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2010	62
Tabela 13 – Expectativas de Vida Reais, Contrafactuais Estimados de Renda e Função Expectativa de Saúde e Contribuição Renda e Função Expectativa de Vida – Minas Gerais – 1991-2010	65
Tabela 14 – Estatística Descritiva – Variáveis Seleccionadas – Municípios de Minas Gerais – 1991, 2000 e 2010	70
Tabela 15 – Sinal Esperado de Variáveis Seleccionadas sobre a Expectativa de Vida Municipal – Modelo de <i>Cross-Section</i>	71

Tabela 16 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas – 1991	72
Tabela 17 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas, PSF com -2, -1 e 0 Anos de <i>Lag</i> – 2000	74
Tabela 18 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas, PSF com -2, -1 e 0 Anos de <i>Lag</i> – 2010	76
Tabela 19 – Estatística Descritiva – Variáveis Seleccionadas – Municípios de Minas Gerais – Avanço 1991-2010	79
Tabela 20 – Sinal Esperado de Variáveis Seleccionadas sobre a Expectativa de Vida Municipal	80
Tabela 21 – Resultado de Regressão – Aumento da Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais 1991-2010 e Variáveis Seleccionadas	82



## RESUMO

O debate sobre determinantes da saúde em nível populacional é extenso e ainda inconcluso, sendo parte importante da discussão definir o papel relativo da renda e de políticas públicas na evolução da expectativa de vida. Esta dissertação analisa o avanço da expectativa de vida ao nascer em Minas Gerais e suas regiões de saúde entre 1991 e 2010. Por meio das chamadas curvas de Preston busca identificar a contribuição relativa da renda e de políticas públicas para o avanço verificado no período, bem como analisar como se deu a evolução da heterogeneidade regional de produção de saúde no estado. Encontra que o papel das políticas públicas foi predominante para a expansão da expectativa de vida ao nascer, explicando cerca de 60% do aumento observado no período. Identifica ainda convergência das curvas de Preston regionais, indicando maior igualdade no acesso a políticas públicas. Entretanto, ao avaliar o possível papel Programa de Saúde da Família, uma inovação importante de política pública do período analisado, não encontrou evidência de que ele tenha contribuído para o comportamento observado da produção de saúde no estado.

**Palavras-chave:** Curva de Preston, PSF, Atenção Básica

## **ABSTRACT**

The debate regarding the determinants of population health is a long and still open one. An important part of this debate concerns the relative roles of income and public policy to the evolution of life expectancy. This dissertation touches upon a part of this discussion, analyzing the increase of life expectancy at birth in Minas Gerais and its health regions between the years of 1991 and 2010. Through the so-called Preston curves it decomposes the relative contribution of income and public policy to the life expectancy increase that took place during these years and also describes the behavior of the regional heterogeneity in health production in the same time frame. It finds out that public policy was the main factor behind the increase of life expectation, explaining around 60% of the observed evolution. It also finds that the regional Preston curves have converged during the covered period, being evidence of a reduction of public policy disparities. However, when evaluating the possible role of the Programa de Saúde da Família, a primary health care program and an important public policy innovation devised during the covered period, it did not find evidence that it was relevant to health production in that time span.

**Keywords:** Preston Curve, PSF, Primary Health Care

## Capítulo 1 — Introdução

A pesquisa sobre determinantes da saúde em nível populacional é um campo de estudo amplo e que ainda tem diversas perguntas em aberto. Ainda que o tempo de vida de um indivíduo seja afetado por fatores idiossincráticos, como genética, sua história de vida e o próprio acaso, o estudo da longevidade das populações é capaz de fornecer informações importantes sobre a saúde, como obtê-la e como mantê-la. Soares (2007a) e Cutler, Deaton e Lleras-Muney (2006), por exemplo, oferecem revisões sucintas mas abrangentes sobre determinantes da saúde nos países precursores e retardatários na redução da mortalidade.

Em populações históricas, a expectativa de vida ao nascer (daqui em diante somente expectativa de vida, salvo menção em contrário) flutuou devido às circunstâncias de cada momento, como a ocorrência de epidemias, variações climáticas e de densidade populacional, que são mecanismos próprios de uma dinâmica malthusiana (CLARK, 2009). Entretanto, desde fins do século XVIII algumas populações, geralmente situadas naqueles países que posteriormente viriam a ter alta renda, começaram a experimentar queda sustentada da mortalidade, resultando em expectativa de vida crescente. O aumento duradouro da expectativa de vida significou a quebra do padrão de mortalidade cíclico então existente (LIVI BACCI, 2012). A queda da mortalidade se disseminou ao longo do tempo, principalmente após a II Guerra Mundial, mas mesmo em fins do século XIX alguns países de baixa renda já registravam ganhos sustentados de expectativa de vida (RILEY, 2007).

O estudo da maneira pela qual o processo de aumento de expectativa de vida ocorreu (e continua ocorrendo, OEPPEN e VAUPEL, 2002) pode revelar formas pelas quais a queda da mortalidade possa ser sustentada, ou, caso haja limites para esse processo, seja ao menos disseminada para aquelas regiões que ainda têm baixo valor da medida. Dessa forma, trata-se de campo de estudo de grande importância.

Preston (1975), ao analisar a evolução da expectativa de vida ao nascer de países no período 1900-1960, concluiu que a maior parte dos avanços registrados ocorreu de forma independente do aumento da renda. Naquele trabalho o autor introduziu o que se popularizou chamar curva de Preston. Trata-se de gráfico que dispõe em um diagrama de dispersão a associação da renda com a expectativa de vida (geralmente, ao nascer), juntamente a uma curva ajustada, para um dado ano. A comparação da dinâmica das curvas ao longo do tempo permite avaliar tanto a contribuição da renda como de fatores

independentes dela, principalmente políticas públicas na interpretação de Preston, para a variação da expectativa de vida.

Usando curvas de Preston, aquele trabalho encontrou que um mesmo valor de renda esteve associado a um valor cada vez maior de expectativa de vida ao longo do tempo, e que a evolução independente da renda explicaria a maior parte, entre 75 e 90%, dos ganhos registrados entre 1930 e 1960. Para Preston, os principais fatores independentes da renda responsáveis pelos ganhos de expectativa de vida foram o avanço do conhecimento científico e difusão de políticas públicas de saúde e saneamento. Para o caso brasileiro, Soares (2007b), usando curvas de Preston construídas a partir de dados dos Censos Demográficos, avaliou que a expectativa de vida nos municípios brasileiros avançou entre 1970 e 2000 também devido principalmente a políticas públicas, destacando a redução do analfabetismo e melhorias de saneamento.

Esta dissertação explora um recorte dessa discussão. Tem por objetivo apresentar a dinâmica da produção de saúde no estado de Minas Gerais para o estado como um todo e para as suas macrorregiões de saúde (daqui em diante, salvo menção em contrário, apenas regiões de saúde), entre os anos de 1991 e 2010 e identificar, por meio de curvas de Preston, a contribuição relativa da renda e das políticas públicas para o ganho de expectativa de vida observada no período. Busca ainda analisar possível papel de uma inovação de políticas públicas no período coberto, o Programa de Saúde da Família – PSF, para o ganho de expectativa de vida.

No intervalo estudado a expectativa de vida em Minas Gerais cresceu de 66,4 para 75,3 anos. Esse ganho, de 0,47 ano de expectativa de vida por ano-calendário, foi bastante rápido em comparação com experiências históricas e mesmo contemporâneas (RILEY, 2005). Considerando o histórico dos trabalhos de Preston (1975) e Soares (2007b), bem como outras experiências de ganhos de saúde em diversos países de renda baixa e média (RILEY, 2001), mesmo com reduzido avanço econômico, espera-se que o papel das políticas públicas tenha sido predominante em Minas Gerais no intervalo estudado. Em relação a Soares (2007b) esta dissertação, além de estender o período estudado para 2010, inova ao explorar o papel do PSF na evolução da produção de saúde no arcabouço da curva de Preston.

O PSF, criado em 1994, é uma política nacional de atenção primária que busca promover o cuidado de saúde preventivo e também o controle de condições crônicas. Uma vez que a sua cobertura varia no nível municipal, é possível explorar em que medida o programa, potencialmente, pode explicar parte dos ganhos em expectativa de vida em

cada localidade. Considerando o perfil da mortalidade no estado, que ainda registra participação importante de causas facilmente evitáveis, objeto principal do PSF, é esperado que o PSF tenha impacto positivo para redução da mortalidade e aumento da expectativa de vida, principalmente nas regiões mais pobres.

O estudo da contribuição do PSF para a evolução da produção de saúde se justifica considerando o histórico de sucesso de programas de atenção básica na redução da mortalidade (Riley, 2001). Em especial, alguns trabalhos de avaliação têm encontrado que o PSF tem potencial de reduzir a mortalidade, principalmente a mortalidade infantil (e.g, MACINCKO, GUANAIS e SOUZA, 2006), com ganhos potenciais de expectativa de vida. Em relação a esses trabalhos, que geralmente usam dados de registro administrativo, com reconhecidos problemas variados de subregistro e registro tardio, esta dissertação usa expectativa de vida derivada de dados censitários, possivelmente uma medida mais robusta, ainda que também apresente limitações importantes.

Minas Gerais é um interessante objeto de análise para o estudo a relação entre renda e expectativa de vida. Trata-se de um estado com disparidades regionais marcantes e que combina áreas que estão tanto entre as mais ricas quanto entre as mais pobres do Brasil (SALVATO *et al*, 2006; OLIVEIRA e SIQUEIRA, 2011). Em 1991, ano inicial do período sob estudo, as regiões de saúde com maior e menor renda tinham valores de, respectivamente, R\$ 175,74 e R\$ 606,16<sup>1</sup>, uma diferença de 3,4 vezes. Em relação à expectativa de vida, esses valores eram de 63,21 e 69,65 anos<sup>2</sup>, uma diferença de 6,74 anos ou 9,2%. Durante o período analisado Minas Gerais conseguiu implantar cobertura bastante alta do PSF nas regiões mais pobres, o que não havia acontecido nas regiões mais ricas do estado (MINAS GERAIS, 2012). A cobertura diferencial do PSF é um fator com potencial de afetar o desempenho relativo da produção em saúde nessas áreas, favorecendo as regiões mais pobres, justificando seu estudo.

O uso de um estado específico, em vez do Brasil como um todo, permite também maior atenção às desigualdades regionais que ocorrem dentro desse estado. O uso do país inteiro permitiria observar diferenças entre as regiões ou mesmo entre estados, mas dificultaria a análise das particularidades dentro de cada região ou estado. Como tem sido notado<sup>3</sup>, a desigualdade regional frequentemente tem um caráter fractal, ou seja, as partes, tomadas individualmente, têm as mesmas características do todo. Assim, a

1 Todos os valores de renda citados neste texto estarão em reais de agosto de 2010. Fonte: Atlas Brasil. <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>. Acesso em: 19 março 2015.

2 Idem

3 Ver, por exemplo, <http://aidwatchers.com/2010/09/beautiful-fractals-and-ugly-inequality/>. Acesso em: 22 outubro 2014

mesma heterogeneidade que verificamos entre os estados está presente também dentro de cada estado. Dessa forma, o uso de grandes agregados poderia levar a ignorar essa forma de desigualdade. Ao usarmos Minas Gerais e suas regiões de saúde, é possível reconhecer não apenas a natureza da heterogeneidade regional, mas também como ela se comporta no tempo. Trata-se de outra inovação em relação a Soares (2007b). Aquele autor analisou a evolução das curvas de Preston para todos os municípios brasileiros entre 1970 e 2000 anos, mas não a evolução de sua heterogeneidade regional.

Conforme será apresentado, encontramos ganhos de expectativa de vida para todas as regiões de saúde de Minas Gerais, sendo esses ganhos maiores nas regiões mais pobres e com menor valor inicial da medida, de forma que há redução nos diferenciais entre as regiões. Identificamos também convergência das curvas de Preston regionais. Para um dado nível de renda, as diferenças regionais de expectativa de vida são cada vez menores. Dessa forma, a diferença de expectativa de vida entre as regiões se torna no período estudado crescentemente uma função de sua desigualdade de renda, e não de sua capacidade de acessar e implementar políticas públicas.

Apontamos que para o estado como um todo, a maior parte, estimada em 61,3%, do ganho de expectativa de vida registrado entre 1991 e 2010 se deu de forma independente do aumento da renda, que seria responsável por 38,7% do avanço. Dessa forma aponta-se para um papel determinante das políticas públicas nesse período. Além disso houve maior aumento da expectativa de vida nas regiões mais pobres, que foram exatamente aquelas que implantaram de forma mais completa a cobertura do PSF.

Ao avaliarmos, entretanto, o papel do PSF com o desenho de pesquisa aqui desenvolvido, não encontramos evidências de que a cobertura do programa esteja associada ao nível ou ao aumento da expectativa de vida. Trata-se de um resultado novo em relação aos trabalhos de avaliação existentes na literatura sobre o programa.

O fato da estratégia aqui utilizada não ter detectado contribuição do PSF sobre a expectativa de vida municipal não significa que ela não possa existir. Uma possibilidade é que a medida de expectativa de vida utilizada não seja sensível o suficiente para detectar uma eventual contribuição. Além disso, é possível que o programa tenha impacto positivo para a melhoria das condições de saúde da população em dimensões não estudadas. Por exemplo, o PSF pode ter conduzido a uma redução da prevalência e da intensidade de morbidades, principalmente na idade adulta, que não são captadas pela medida utilizada.

O trabalho está dividido em seis capítulos, sendo o capítulo 1 esta introdução. O capítulo 2 apresenta uma introdução à teoria da transição epidemiológica e dos

determinantes em saúde, além de introduzir o conceito de curva de Preston. O capítulo 3 apresenta uma contextualização de Minas Gerais, suas regiões de saúde e sua heterogeneidade em termos de renda, expectativa de vida, perfil epidemiológico e cobertura do PSF. O capítulo 4 apresenta as curvas de Preston para Minas Gerais e para as regiões de saúde, além de realizar exercícios contrafactuais e decompor a evolução da expectativa de vida nos fatores devidos à renda e aqueles independentes dela. O capítulo 5 realiza exercícios empíricos que avaliam a possível contribuição do PSF para a evolução da expectativa de vida municipal, bem como discute seus resultados. O capítulo 6 conclui.

## Capítulo 2 — Transição Epidemiológica e Determinantes da Saúde

### 2.1 Transição Epidemiológica

Esta seção apresenta um conceito importante e bastante útil, ainda que não incontroverso, para o debate sobre a relação entre renda e expectativa de vida – a chamada transição epidemiológica. Abaixo são apresentadas a definição clássica de transição epidemiológica, além de mudanças propostas e algumas críticas apresentadas ao conceito. As características gerais da transição epidemiológica são úteis para avaliar a natureza do avanço da expectativa de vida que ocorre em cada etapa da transição, bem como serão utilizados posteriormente para discutir o perfil de morbimortalidade das regiões de saúde de Minas Gerais.

O conceito de transição epidemiológica foi introduzido por Abdel Omran em artigo que se tornou clássico (OMRAN, 1971). Ele propõe que à medida que a transição epidemiológica se desenrola haveria uma mudança de longo prazo nos padrões de mortalidade, em que pandemias de doenças infecciosas são gradualmente substituídas por doenças degenerativas e aquelas causadas pelo homem, como acidentes e doenças cardiovasculares, como fontes principais de morbimortalidade.

Para Omran, esse processo se dá pela sucessão de três eras. A primeira é a *era da pestilência e fome*, em que a mortalidade é alta e variável, com correspondente expectativa de vida baixa e flutuante, não permitindo aumento sustentado da população. A segunda era é a de *redução das pandemias*, em que a mortalidade cai de forma progressiva, com redução ou desaparecimento de crises de mortalidade. Dessa maneira possibilita-se o aumento da expectativa de vida e o crescimento contínuo da população. A fase final é a da *era das doenças degenerativas e causadas pelo homem*, em que a mortalidade é baixa e estável, com conseqüente aumento da expectativa de vida para patamares inéditos. Usando registros empíricos, o autor documenta a mudança nas causas de morte nos países à medida que a expectativa de vida aumenta. Em especial, há o gradual declínio da contribuição da mortalidade por doenças infecciosas, especialmente as diarreicas e tuberculose pulmonar, com o aumento concomitante de doenças degenerativas, principalmente câncer e problemas cardiovasculares.

Omran (1971) apresenta como fatores que podem explicar essa evolução a dinâmica ambiental (como o desaparecimento da peste negra), aspectos socioeconômicos, políticos e culturais (melhoria do padrão de vida e nutrição e a



introdução de medidas de higiene) e intervenções médicas e de saúde pública, como investimento em vacinas e saneamento básico. Omran atribui aos fatores socioeconômicos, políticos e culturais a maior contribuição para a queda da mortalidade nos países precursores no processo de transição epidemiológica, que ocorreu em importante medida antes do século XX. Já para os países em que a maior parte da transição da mortalidade ocorreu no século XX, defende que as intervenções médicas e de saúde pública foram os principais determinantes para os ganhos de saúde.

Omran destaca que a transição epidemiológica nos países precursores foi um processo longo e lento, enquanto as transições modernas, são muito mais rápidas, comprimindo as eras do processo em curto espaço de tempo. Conforme explica Riley (2001), a disponibilidade de extenso repositório de conhecimento e técnicas de saúde para a prevenção e tratamento de saúde, acumulados ao longo de décadas nos países precursores da transição, permite a realização de rápidos ganhos de expectativa de vida, mesmo com reduzido crescimento da renda.

O esquema da transição epidemiológica de Omran, tendo tornado-se clássico, muitas vezes recebe expansões, qualificações ou críticas. Horiuchi (1999) aceita o esquema geral da teoria clássica da transição epidemiológica, mas não se restringe a ela. Para ele, cada sociedade tem um fator típico de mortalidade. Iniciando-se em momento anterior ao contemplado por Omran, o esquema de Horiuchi inclui as sociedades de caça e coleta, as quais seriam caracterizadas por mortes por causas externas, principalmente violência. As duas formas de organização social seguintes, agrária e industrial, seriam caracterizadas, respectivamente, por doenças infecciosas e cardiovasculares, de forma semelhante ao proposto por Omran. Ele propõe, entretanto, uma quarta fase, em que a queda no uso de tabaco, melhoria de técnicas cirúrgicas, mudança de dietas e novos tratamentos medicamentosos, ao reduzir a incidência e mortalidade por problemas vasculares, aumentariam a mortalidade por causas residuais, em especial neoplasias. O autor especula ainda sobre as sociedades futuras, em que poderia ocorrer a redução de males do envelhecimento até então resistentes aos estágios anteriormente descritos.

Meslé e Vallin (2011), de forma semelhante a Horiuchi (1999), também apontam que poderia haver uma quarta fase na transição epidemiológica, em que haveria queda importante na mortalidade derivada das causas degenerativas, em especial cardíacas, a chamada “revolução cardiovascular”. Os autores apontam ainda que podem ser encontrados muitos países que não passaram pelas fases clássicas, ou em que a expectativa de vida não cresceu da forma prevista. Como exemplo, citam os países da

Europa oriental, em que após décadas de melhoria a expectativa de vida passou a cair a partir de fins da década de 1980, ou ainda os países da África Subsaariana, com a ressurgência de doenças antigas e aparecimento de novos problemas, como a epidemia de AIDS (ver também CASELLI, MESLÉ e VALLIN, 2002) – ainda que essa pareça já estar em declínio, mesmo na África (BONGAARTS, PELLETIER e GERLAND, 2011).

O próprio Omran, em texto de 1998 (OMRAN, 1998), em que avalia criticamente a sua teoria de 1971, diz que caberia adicionar duas novas fases ao esquema da transição nos países precursores (com títulos talvez algo desajeitados), a “era do declínio da mortalidade cardiovascular, envelhecimento, mudança de estilos de vida, doenças emergentes e ressurgentes” e a “era de aspiração à qualidade de vida com paradoxal e persistente desigualdade de longevidade”. Já para os países retardatários, a terceira era, em um novo esquema, seria (com um nome notavelmente mais curto) a “era do fardo triplo”, em que tanto problemas de saúde típicos do início e do fim da transição coexistem, muitas vezes em cenário em que o sistema de assistência à saúde é precário.

A era do fardo triplo pode representar razoavelmente bem a situação do Brasil e de Minas Gerais. No Brasil há a ocorrência simultânea, ainda que com importantes diferenças regionais, de problemas de saúde característicos das fases inicial e avançada da transição epidemiológica, juntamente a um sistema de saúde que ainda demanda aperfeiçoamentos (SCHRAMM *et al.*, 2004). Minas Gerais reproduz da forma fractal aludida acima a realidade brasileira, registrando dentro de seu território, com nítida heterogeneidade regional, doenças típicas das variadas fases da transição epidemiológica, como será visto no capítulo 3.

Meslé e Vallin (2004) defendem que o primeiro modelo do processo de transição epidemiológica, conforme descrito por Omran (1971), estaria correto em linhas gerais. Apontam, entretanto, que o conceito de uma “transição de saúde”, conforme introduzido por Frenk e colegas (Frenk *et al.*, 1991) seria mais adequado, incluindo não apenas características epidemiológicas da população, mas também a resposta social à situação de saúde prevalente.

Arora (2005) propõe uma qualificação à interpretação de que as doenças infecciosas seriam típicas para a caracterização de sociedades com baixa expectativa de vida. Ele indica que, ao menos para o caso inglês, a incidência de doenças não-transmissíveis era elevada mesmo durante o período que corresponderia à primeira fase da transição epidemiológica. De fato, ele afirma que a mortalidade por doenças não infecciosas era mais elevada do que a das infecciosas durante toda a segunda metade

do século XIX. Ao longo do tempo, à medida que as doenças infecciosas tiveram sua incidência reduzida, aumentou a participação relativa de causas não-transmissíveis no total da mortalidade.

Entretanto, Arora demonstra também que a incidência das doenças não-transmissíveis diminuiu quase monotonicamente ao longo do século XX. Assim, o aumento da participação de doenças não-transmissíveis significou o aumento da sua participação *relativa* no total de mortes, mas como houve também queda importante de sua incidência, a sua taxa de mortalidade também se reduziu ao longo do tempo. Dessa forma, é importante avaliar que o aumento relativo da participação de causas não-transmissíveis na mortalidade não significa necessariamente o aumento de sua incidência. No capítulo 3, ao se apresentar estudo de carga de doenças para Minas Gerais (FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ, 2011), se verificará que essa distinção também é relevante para as regiões de saúde do estado.

De qualquer forma, e não obstante as críticas, expansões e reparos propostos, o aspecto geral da teoria da transição epidemiológica se sustenta: na maioria dos casos, à medida que a expectativa de vida ao nascer aumenta, o perfil da mortalidade se altera de forma semelhante ao apontado por Omran (1971), ainda que as fases indicadas não necessariamente apresentem a separação nítida e a sequência por ele proposta. Em geral, a mortalidade, antes alta e concentrada na infância, se reduz e passa a ocorrer principalmente nas idades avançadas. Suas causas principais mudam de doenças infecciosas e problemas nutricionais para doenças degenerativas. Os ganhos de expectativa de vida inicialmente são elevados e rápidos, e posteriormente se reduzem e se tornam mais lentos. De fato, Caselli, Meslé e Vallin (2002) opinam que, não obstante as exceções por eles apresentadas (África Subsaariana e Europa do Leste), a incapacidade dessas regiões em cumprirem o esquema da transição epidemiológica proposta por Omran (1971) não indica que a teoria em si seja falha, e sim que esses locais encontraram obstáculos, de variadas naturezas, que não os permitiram completar determinados estágios da transição.

## 2.2 Determinantes do Avanço em Saúde

Como visto, ao longo da chamada transição epidemiológica registra-se, simultaneamente, o aumento da expectativa de vida ao nascer e uma mudança no padrão de morbimortalidade. Não obstante o grande avanço obtido nos últimos séculos nos

países precursores da transição e principalmente ao longo do século XX nos países retardatários, os fatores responsáveis por esse ganhos, bem como sua contribuição relativa, não são, ao menos até agora, consensuais entre os estudiosos do tema. Nas sessões seguintes apresentamos uma revisão sucinta sobre os principais fatores que influenciam a expectativa de vida. Posteriormente, no capítulo 4, as contribuições relativas da renda e de fatores independentes dela, conforme dispostos na curva de Preston, serão decompostas para Minas Gerais e suas regiões de saúde.

### 2.2.1 Renda e Padrão de Vida

Em geral, os países com maior renda são aqueles com maior expectativa de vida ao nascer. Dessa forma, é curioso notar que o papel da renda e padrão de vida para a determinação da morbimortalidade não seja simples ou óbvio.

Uma referência importante nesse debate é a obra de Thomas McKeown (por exemplo, McKeown, 2014, originalmente publicado em 1976); um sumário bem como uma “defesa qualificada” da tese de McKeown pode ser encontrado em Harris (2004). O cerne da argumentação de McKeown, a partir do caso inglês, é que nos países precursores no aumento da expectativa de vida a razão mais plausível para explicar a maior parte da queda da mortalidade seria o aumento do padrão de vida, especialmente a melhoria da nutrição.

Classificando as doenças em diversos tipos e analisando a sua evolução, McKeown aponta que, na Inglaterra, a queda da mortalidade por doenças infecciosas antecede o desenvolvimento de terapias médicas apropriadas. Em especial, ele atribui às doenças transmitidas pelo ar o papel principal por essa queda da mortalidade. Uma vez que as doenças de veiculação hídrica teriam tido papel reduzido no princípio da queda da mortalidade, o investimento em infraestrutura de água e esgoto não poderia ter sido o fator principal para esses ganhos.

No caso que se tornou clássico, que é o da queda da mortalidade por tuberculose pulmonar na Inglaterra, a maior parte dos ganhos obtidos se deu antes da disponibilização de antibióticos contra o agente etiológico da doença. Quando foi descoberto o primeiro antibiótico eficaz, na década de 1940, a mortalidade por tuberculose já havia sido reduzida substancialmente. De fato, reduções importantes já haviam sido registradas antes da identificação do agente causador da doença ou mesmo da aceitação da chamada teoria dos germes.

Assim, e considerando o avanço econômico que ocorreu juntamente à queda da mortalidade por tuberculose e outras doenças, bem como a ausência de outros fatores explicativos considerados razoáveis (como a suposta implausibilidade de ganhos com investimento em saneamento), McKeown atribui ao fator residual, a melhoria do padrão de vida e da nutrição, o papel central na queda da mortalidade.

A crítica mais notória sobre o trabalho de McKeown foi aquela apresentada por Simon Szreter (Szreter, 1988; uma versão revisada pode ser encontrada em Szreter, 2005), que se tornou clássica. De forma geral, Szreter critica os métodos utilizados por McKeown, o pouco cuidado na apresentação de dados sobre a oferta e consumo de alimentos, bem como a pouca importância por ele atribuída à capacidade de ação política e institucional para o alcance de melhorias de saúde, especialmente por meio de intervenções de saúde pública.

Szreter aponta que as séries históricas compiladas por McKeown se iniciam em 1837. Entretanto, trabalhos de reconstituição de famílias, que permitiram a análise de dados históricos com séries mais longas (WRIGLEY e SCHOFIELD, 1989, *apud* Szreter, 1988) apontam que parte dos ganhos de redução de mortalidade apontados por McKeown no século XIX podem ser interpretados como meramente a fase de recuperação de uma dinâmica cíclica de mortalidade que duraria ao menos três séculos. Critica também a tabulação das doenças apresentadas por McKeown, afirmando que uma classificação diferente, em especial com uma discriminação maior das doenças por veiculação aérea, teria levado a conclusões diferentes sobre a contribuição dessa categoria para a queda da mortalidade, visto que a categoria de bronquite, pneumonia e gripe teria registrado aumento ao longo do tempo.

Szreter propõe uma interpretação diferente para a queda da mortalidade no caso inglês. Para ele, o adensamento promovido pelo crescimento populacional no século XIX teria sido responsável por uma piora das condições de vida e que esse seria o grande determinante das más condições de saúde naquele período. Assim, o investimento em saneamento básico, principalmente no nível local e após aceitação da teoria dos germes, acompanhada de melhorias de higiene, na condição habitacional e na qualidade do ar, teriam sido capazes de reverter as desvantagens do adensamento, e seriam os grandes responsáveis pela queda da mortalidade na Inglaterra.

Mais recentemente, Robert Fogel, em diversos textos (por exemplo, FOGEL, 2004 e FOGEL, 2012) retoma o papel da nutrição na queda da morbimortalidade. Utilizando-se principalmente de fontes históricas, como os registros funcionais do Exército da União

durante a Guerra de Secessão dos EUA, mas também utilizando registros recentes, Fogel busca estabelecer relações entre a condição física, incluindo *status* nutricional, e a posterior morbimortalidade dos indivíduos.

Analisando registro militares dos Estados Unidos do século XIX, Fogel verifica que a altura média dos recrutas era muito baixa em relação àquela dos americanos atuais. Além disso, verifica ainda que o índice de massa corporal, um indicador simples do *status* nutricional, também era baixo em comparação não apenas aos americanos atuais, notoriamente obesos, mas também a padrões considerados saudáveis. Esses soldados foram posteriormente localizados, algumas décadas mais velhos, em registros administrativos previdenciários. Fogel encontra que eles sofriam com elevada morbimortalidade em comparação com padrões atuais, com elevada incidência e prevalência de doenças, inclusive degenerativas. Identifica também uma relação em forma de U invertido entre o índice de massa corporal e longevidade. Os soldados alistados com baixa estatura e baixo índice de massa corporal – IMC – eram aqueles com saúde mais precária e com maior morbimortalidade décadas depois. Já os soldados com maior estatura e índice de massa corporal em níveis médios eram os mais saudáveis e longevos. O autor interpreta esses resultados como indicando que indivíduos com estatura reduzida e baixo peso tendem a ter composição corporal mais frágil, o que os tornam mais suscetíveis a problemas de saúde ao longo do processo de envelhecimento.

Dessa forma, Fogel atribui parte importante da redução da morbimortalidade ao longo do tempo a melhorias no *status* nutricional dos indivíduos. Uma vez que pessoas com baixa estatura e baixo peso registram maior mortalidade, o aumento gradual ao longo do tempo da altura das coortes, bem como a redução do número de pessoas com IMC baixo, teria sido um fator importante para a queda da mortalidade. Waaler (1984), analisando registros noruegueses do século XX, chega a conclusões semelhantes.

Conforme visto na introdução, Preston (1975) encontrou que a maior parte dos ganhos de expectativa de vida registrados entre 1930 e 1960 se deu de forma independente da renda. Esse trabalho, bem como outros (por exemplo, Preston e Haines, 2014, originalmente publicado em 1991) que também enfatizam intervenções de política pública para ganhos em expectativa de vida, suscitaram debate entre Preston e Fogel, que, como visto enfatizou a importância da renda e da nutrição<sup>4</sup>. Esse debate se assemelha, em certa maneira, com o debate McKeown e Szreter, apresentado acima

4 Um resumo jornalístico sobre esse debate pode ser encontrado em “Technology Advances; Humans Supersize”, de COHEN, Patricia. Disponível em: [www.nytimes.com/2011/04/27/books/robert-w-fogel-investigates-human-evolution.html](http://www.nytimes.com/2011/04/27/books/robert-w-fogel-investigates-human-evolution.html). Acesso em: 8 agosto 2014.

nesta seção. Destacamos, porém, que ganhos de saúde advindos de políticas públicas não são incompatíveis com ganhos derivados da renda e do padrão de vida. De fato, a contribuição de cada uma dessas fontes pode variar em função de cada local e cada período, como será apresentado ao se discutir a curva de Preston.

Além disso, conforme Fogel, o *status* nutricional decorre não apenas da melhoria da nutrição (que é o cerne da tese de McKeown). Fogel destaca também a importância das “demandas” impostas ao organismo, representadas, por exemplo, por rotina de trabalho extenuante e pela ocorrência de episódios de infecção. Assim, o *status* nutricional derivaria não apenas da alimentação, mas também das demandas impostas ao organismo, o que permite, por exemplo, acomodar a importância do saneamento destacada por Szreter e também por Preston, o qual diminuiria a ocorrência de doenças e também as citadas demandas.

Em uma análise de ganhos de expectativa de vida mais recentes, Pritchett e Summers (1996), em trabalho com o sugestivo nome de “Wealthier is Healthier”, usam choques em termos de troca no comércio internacional como instrumento para variações na renda, encontrando que aumentos exógenos da renda causam melhorias de saúde. Aqueles autores encontram que a elasticidade da mortalidade infantil em relação à renda foi em torno de 0,2-0,4 no período de 1960-1985. Isso significa que um aumento de 10% na renda levaria a uma queda de 2 a 4% na mortalidade infantil. Os autores não negam a importância de outras melhorias ocorridas no período, como a disponibilização de tratamentos médicos efetivos e de baixo custo. Entretanto, defendem que a renda tem um efeito próprio e independente de outros fatores, sendo um importante elemento para a queda da mortalidade, principalmente a infantil.

Não obstante os pontos levantados acima, que apontam para o possível papel do padrão de vida para ganhos em mortalidade, é importante destacar a reflexão de Riley (2001). Os ganhos de saúde obtidos nos países precursores, em especial na Inglaterra, caso clássico de estudo da transição epidemiológica e nos ganhos de expectativa de vida, não se constituem um modelo para políticas de saúde atuais. Naqueles casos, em que a renda e nutrição são muitas vezes apontados como fatores importantes para aumento da expectativa de vida, os ganhos em redução de mortalidade foram obtidos de forma lenta em comparação com experiências mais recentes, principalmente no pós Segunda Guerra, que se beneficiaram da existência do conhecimento científico até então acumulado (Riley, 2001). Além disso, embora o aumento da renda tenha diversos benefícios (ver, por exemplo, EASTERLY, 2004 e FRIEDMAN, 2010), essa não é uma via que é defendida

seriamente hoje como uma forma isolada de redução de morbimortalidade, nem mesmo por Pritchett e Summers (1996).

## 2.2.2 A Teoria dos Germes e Investimento em Saneamento

Conforme discutem Riley (2001) e Troesken (2004), dificilmente a grande redução da mortalidade registrada ao longo da transição epidemiológica poderia ter sido obtida sem um entendimento mínimo sobre a origem das doenças, em especial a teoria dos germes, que sucedeu a chamada teoria miasmática das doenças.

Riley (2001) relata como, no caso clássico inglês, até a aceitação da teoria dos germes, em fins do século XIX, a teoria miasmática das doenças era o principal referencial para embasar atividades de promoção da saúde, tanto privada como públicas. A teoria miasmática apontava como elementos causadores de doenças a sujeira, odores desagradáveis e matéria orgânica em decomposição, que emanariam miasmas (gases tóxicos) ou vapores contaminantes, que se espalhariam pelo ambiente causando problemas de saúde. Embora algumas medidas derivadas da teoria miasmática pudessem realmente ter efeitos benéficos para a prevenção de doenças, como evitar o acúmulo de lixo e matéria orgânica (que poderiam atrair vetores de doenças, como ratos e baratas), avanços maiores de ganhos em saúde demandariam conhecimento acurado sobre a origem das doenças, que viria posteriormente com a teoria dos germes.

De fato, as medidas de saúde derivadas do entendimento da teoria miasmática podiam até mesmo serem contraproducentes. A drenagem de esgoto doméstico em vias de água utilizadas, a jusante, para uso doméstico, comum em meados do século XIX, é, à luz da teoria dos germes, uma fonte inequívoca de doenças. O fato do esgoto ser eventualmente diluído, e por isso não dar necessariamente origem a odores fétidos, não deixa de torná-lo um potente contaminante. Freedman (1991) oferece um interessante relato sobre o trabalho de John Snow sobre a epidemia de cólera em Londres em 1853-1854, causada justamente pelo despejo de esgoto dentro do Rio Tâmisa. A água do Tâmisa, já contaminada, era então captada para distribuição doméstica por algumas empresas. Dessa forma, ainda que já houvesse o investimento em estruturas de saneamento (coleta de esgoto e captação de água), a ausência do conhecimento sobre a teoria dos germes tornava essa infraestrutura potencial agravante das condições ambientais de saúde – um problema, em vez de solução.

A gradual aceitação da teoria dos germes – e não se deve subestimar a medida em



que ela se estabeleceu de maneira apenas progressiva<sup>5</sup> – possibilitou que o investimento em saneamento se tornasse, de fato, um importante elemento responsável pela queda da mortalidade. Troesken (2004) demonstra que o investimento em saneamento básico nos EUA, principalmente após a identificação da água como meio de transmissão do agente etiológico da febre tifoide, foi responsável por grandes ganhos em redução de mortalidade. Cutler e Miller (2005) encontram que a disponibilização de água tratada (por filtração e cloração) foi responsável por cerca de metade da rápida queda da mortalidade, principalmente infantil, registrada entre fins do século XIX e início do século XX nos EUA. Nesse período a expectativa de vida ao nascer subiu, segundo aqueles autores, de 47 para 63 anos.

A aceitação da teoria dos germes permitiu ainda outras inovações comportamentais, em geral simples, com potencial para ganhos de saúde, como procedimentos de higiene, esterilização dos alimentos, especialmente o suprimento de leite, e a instalação de latrinas afastadas de fontes de água (RILEY, 2007). Mesmo medidas muito simples, mas que fazem sentido à luz da teoria dos germes, como a instalação de redes nas janelas de fossas para evitar a entrada de moscas, podem ter efeito importante para a redução da transmissão de doenças (Troesken, 2004).

### 2.2.3 Conhecimento e Tratamento Médico

Como visto na sessão 2.2.1, McKeown afirma que o conhecimento médico não deve ser apontado como um fator importante nas etapas iniciais da redução da mortalidade no caso inglês – posição que mesmo Szreter (1988), crítico de McKeown, aceita. Cutler e Miller (2005) tampouco atribuem à medicina um papel importante para os rápidos ganhos de expectativa de vida registrados nos EUA no final do século XIX e início do XX, ressaltando a importância de medidas de saneamento, principalmente na oferta de

5 Um caso interessante e trágico é aquele de Max Joseph von Pettenkofer (1818-1901), químico e higienista alemão. Aquele estudioso atacava a ideia de que a cólera seria transmitida por via oral por meio da ingestão de água e alimentos contaminados. Para ele, a doença decorreria da interação entre a bactéria e miasmas emitidos pelo solo, de forma que a transmissão da doença seria por meio de inalação. Em 1892 houve um grave surto de cólera em Hamburgo, causado em parte pela aceitação das teses de Von Pettenkofer pelas autoridades locais, que implicaram, por exemplo, na não-filtração da água distribuída. Em Altona, cidade que captava água na mesma fonte em que Hamburgo, mas que filtrava a água, não houve surto. De forma a mostrar sua confiança em sua tese, von Pettenkofer ingeriu um copo contendo uma solução contendo o microorganismo. Ele não desenvolveu a doença, ajudando temporariamente a enfraquecer a tese (correta) de que a transmissão da doença não envolvia miasmas. O eventual estabelecimento da teoria dos germes e da forma de transmissão da cólera causaram estragos à reputação do cientista, e podem ter influenciado em sua decisão de cometer suicídio, em 1901 (MORABIA, 2007).

água para a queda da mortalidade.

Entretanto, a descoberta dos primeiros antibióticos, ao longo da década de 1930, combinado com a elaboração e difusão de diversos tipos de imunizações (vacinas), significou que, talvez pela primeira vez na história humana, a medicina fosse capaz de salvar um número razoável de pacientes. De fato, como ilustra a história de Ignaz Semmelweis (LEVITT e DUBNER, 2011), que defendeu a importância da assepsia no ambiente hospitalar, mas que foi recebido com escárnio pela comunidade médica, é possível que até a aceitação da teoria dos germes os médicos causassem mais doenças do que fossem capazes de tratar.

O acúmulo de conhecimento (teoria dos germes, antibióticos e imunizações), combinado com a criação e expansão de organismos multinacionais após a II Guerra Mundial, como a Organização Mundial de Saúde, criada em 1948, permitiram que ocorresse uma melhoria drástica e bastante rápida da mortalidade nos países mais pobres, retardatários na transição epidemiológica (Riley, 2001 e Soares, 2007a). Esse fato permitiu ganhos de expectativa de vida ao nascer extremamente rápidos nesses países, que registraram aumentos em ritmo nunca registrado nos países precursores (CALDWELL, 1986, discute alguns desses chamados *breakthroughs*). Esses ganhos muitas vezes se deram com o uso de profissionais locais com treinamento reduzido, como foi o caso dos chamados “médicos descalços” da China continental nas décadas de 1960 e 1970 (Riley, 2007). Esses médicos tinham treinamento básico, de poucas semanas, centrado na aplicação de imunizações, controle e tratamento de condições básicas e medicamentos de administração simples. Apesar do pouco treinamento, esses médicos parecem ter sido eficazes para a melhoria das condições de saúde entre a população atendida.

É interessante notar que, a despeito dos avanços nas técnicas, o impacto positivo da medicina moderna muitas vezes é difícil de ser identificado. O caso da loteria de saúde do Oregon é emblemático (BAICKER *et al.*, 2013). Em 2008, o estado americano do Oregon lançou uma loteria para selecionar cerca de 30 mil adultos de baixa renda para uma expansão do programa Oregon Health Plan Standard. Como houve um número muito elevado de candidatos, quase 90 mil, foi realizado sorteio entre os inscritos para selecionar aqueles que teriam direito ao programa. Essa loteria corresponde a um experimento natural, com aqueles selecionados, aleatorizados por meio do sorteio para a participação no plano, constituindo o grupo tratamento. Uma análise comparativa de uma amostra de contemplados e de não-contemplados no sorteio indicou que o programa foi

capaz de reduzir os gastos dos participantes, além de promover melhorias em auto-avaliações sobre a saúde mental. Entretanto, não foram registradas ganhos em aspectos objetivos, como pressão arterial, níveis de colesterol ou de hemoglobina glicada. Dessa forma, parece que o programa funcionou bem como seguro de saúde – ao reduzir os gastos daqueles que se inscreveram no programa –, mas aparentemente não foi capaz de promover melhora detectável em indicadores objetivos de saúde por meio de acesso a tratamentos médicos. Esses resultados são semelhantes aos encontrados por um experimento clássico, realizado nas décadas de 1970 e 80, o *RAND Health Insurance Experiment* (NEWHOUSE, 1996).

#### 2.2.4 Condições Sociais e Políticas

Embora não sejam propriamente um determinante imediato, as condições sociais e políticas podem ser apontadas como fatores subjacentes à condição de saúde da população. Szreter (2005), por exemplo, indica a mobilização e a descentralização política como fatores que permitiram o investimento em saúde pública, principalmente saneamento, no caso inglês, com consequentes ganhos de redução de mortalidade.

O artigo clássico que trata desse tema é Caldwell (1986). Caldwell se propõe a explicar como países relativamente pobres – focando na Costa Rica, Sri Lanka e na região de Kerala na Índia – foram capazes de alcançar baixa mortalidade infantil e expectativa de vida elevada, comparáveis a de países com renda bem mais elevada. Apropriadamente, Caldwell dá o título de “rotas para a baixa mortalidade em países pobres” a esse trabalho. Os fatores principais presentes nesses casos de sucesso, defende Caldwell, são a autonomia da mulher, valorização da educação, existência de sistema político e social aberto com histórico de igualitarismo, elementos de populismo e radicalismo e investimento em insumos de saúde.

Caldwell destacou principalmente a importância do *status* social da mulher para os ganhos registrados. A autonomia da mulher seria importante, em termos de política de saúde, por facilitar que as mães pudessem acessar serviços médicos, inclusive durante a gravidez, parto e puerpério, contribuindo para a queda da mortalidade materna e infantil, causas importantes de morte em países pobres e que possibilitam ganhos rápidos em expectativa de vida ao nascer. A educação das mulheres, além de facilitar o acesso inicial ao sistema de saúde, possibilitaria ainda o melhor seguimento de protocolos médicos, considerando que as mulheres são usualmente os principais cuidadores dentro da família.

De forma semelhante ao que ocorre na educação, Caldwell atribui ao sistema político e aberto o sucesso do investimento em políticas sociais, incluindo saúde, em Kerala, Costa Rica e Sri Lanka. As políticas de saúde que Caldwell indica como responsáveis pela queda da mortalidade incluem não apenas imunizações, medicamentos e procedimentos médicos, possibilitados pela existência de clínicas de fácil acesso, mas também medidas sanitárias, como a implantação de regimes de quarentena, disseminação de práticas de higiene, combate à malária e investimento em sistemas de abastecimento de água. Para ele, a competição entre os grupos políticos leva a um aumento do gasto em políticas sociais e de saúde com vistas a garantir o apoio do eleitorado. O fato dessas três sociedades serem abertas e sem definições marcantes de classes teria impedido a ocorrência de golpes e a instauração de regimes totalitários, permitindo a continuidade dessas políticas.

Dessa forma o autor atribui a condições sociais, culturais e políticas um papel central para determinar a criação e o acesso a um sistema de políticas públicas de saúde, que por sua vez permitem a melhoria das condições de saúde e alcance de baixa mortalidade. Para ele, “é bastante claro que a baixa mortalidade para todos não virá como um efeito colateral do crescimento econômico” (Caldwell, 1986, tradução livre).

Soares (2007a), ao analisar uma amostra mais ampla de países do que aquela de Caldwell (1986) encontra que o acesso a tratamento médico básico, imunizações e educação, rotas propostas para Kerala, Costa Rica e Sri Lanka também parecem ter sido eficazes para outros países durante o período 1960-1990. Entretanto, não encontrou evidência favorável a outro determinante enfatizado por Caldwell, que foi o dispêndio público em promoção de saúde. Já para Kuhn (2010) o trabalho de Caldwell foi responsável por acender o interesse na importância da escolaridade e dos determinantes sociais da mortalidade. Kuhn opina que as rotas para a baixa mortalidade encontradas por Caldwell ainda são importantes, mas que elas se tornam progressivamente exauridas à medida que se reduz a mortalidade infantil e que se aumenta, como consequência, a importância da mortalidade adulta para o aumento da expectativa de vida, que é dependente de um conjunto diferente de intervenções.

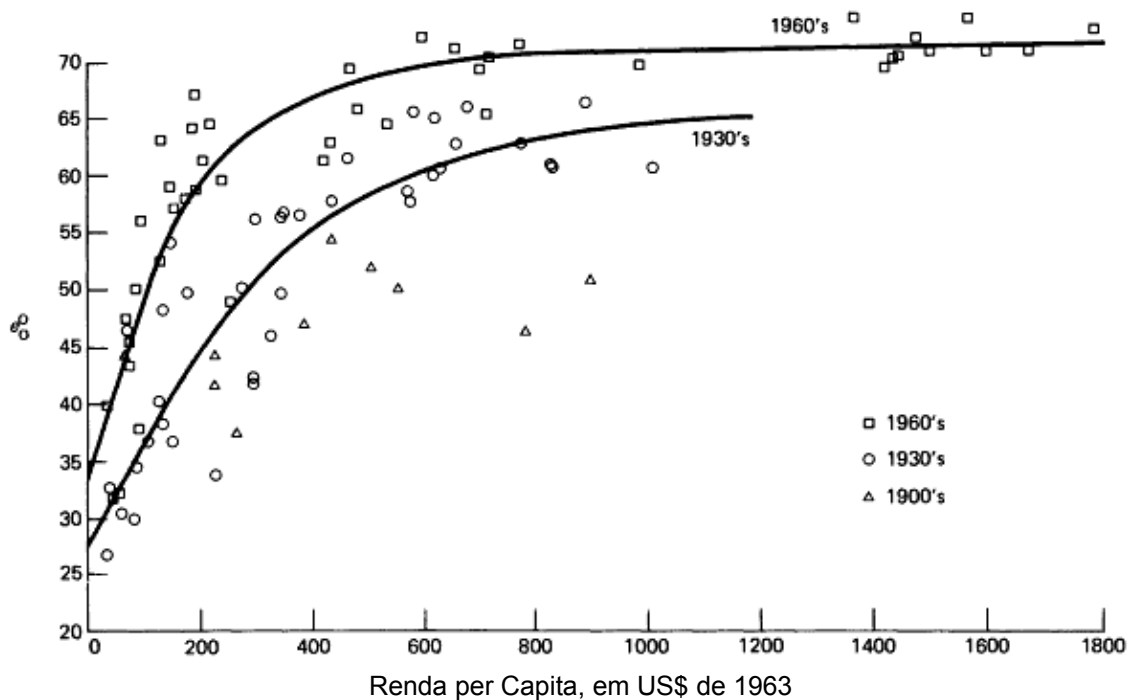
### 2.3 A Curva de Preston

Conforme visto anteriormente, há diversos fatores que podem ser apontados como tendo influência sobre a saúde e mortalidade. Um trabalho clássico que discute a questão

é Preston (1975). Aquele trabalho estuda a importância da renda e de fatores independentes dela, que Preston considera como políticas públicas em forma ampla, incluindo tanto conhecimento científico e intervenções médicas, políticas de saúde e saneamento, para a produção de saúde. Em especial, visa explicar como evoluiu no século XX, até o ano de 1960, a relação entre renda e expectativa de vida ao nascer. Para tanto, apresenta um diagrama de dispersão com uma curva ajustada, tendo como variável explicativa a renda per capita e como variável dependente a expectativa de vida ao nascer. Essa relação acabou sendo popularizada sob o nome de “curva de Preston”.

Preston (1975) analisa a relação entre renda e expectativa de vida ao nascer para os anos de 1900, 1930 e 1960. O autor então ajustou uma curva às observações de 1930 e 1960 — as observações disponíveis para 1900 sendo insuficientes para um bom ajuste da curva. A figura 1 abaixo reproduz as curvas de Preston originais.

**Figura 1 – Diagrama de Dispersão das Relações entre Expectativa de Vida ao Nascer (e00) e Renda per Capita para Países em 1900, 1930 e 1960**



Fonte: Reprodução de Preston (1975).

Diversas interpretações são possíveis a partir das relações demonstradas no gráfico. O próprio Preston destaca as colocações que seguem.

1. Há um deslocamento para cima da curva de relação entre renda e

expectativa de vida ao longo do tempo. A curva de 1960 está acima daquela de 1930 ao longo de todos os valores de renda, indicando que, para qualquer valor fixo de renda, houve um aumento de expectativa de vida ao nascer. Da mesma forma, uma renda menor em 1960 do que em 1930 seria requerida para se alcançar um dado valor de expectativa de vida ao nascer.

2. Realizando um exercício contrafactual, simulando como teria sido a expectativa de vida ao nascer considerando a função da curva de 1930 com a renda de 1960 e comparando-a com a evolução efetivamente observada, Preston atribui a maior parte dos ganhos registrados a fatores independentes da renda. Ele estima que entre 75 a 90% dos ganhos de expectativa de vida entre 1930 e 1960 se deram devido a fatores exógenos à renda. A evolução da renda, então, teria sido responsável por apenas entre 10 a 25% dos ganhos em expectativa de vida observados. Preston destaca, porém, que parte dos ganhos registrados podem, indiretamente, ser atribuídos à renda. Por exemplo, se o aumento de renda no país A permitir a realização de pesquisas em saúde, gerando conhecimento que permitiria ao país B alcançar um avanço em suas condições de saúde mesmo com renda estagnada, parte do avanço em B deveria ser registrado como sendo originário do aumento da renda no país A.
3. Preston aponta que apesar de a renda não ter sido o fator principal para explicar a evolução da mortalidade entre 1930 e 1960, ela ainda tinha poder explicativo dentro de cada período, principalmente nos países pobres, onde a inclinação da curva é maior. Não apenas isso, o efeito marginal da renda nos países mais pobres parecia ter sido maior em 1960 do que em 1930.
4. Os ganhos de expectativa de vida são decrescentes com o aumento da renda. Um aumento absoluto da renda proporciona em média um acréscimo maior da expectativa de vida ao nascer quanto mais pobre é um país. Dessa forma, quanto maior a concentração de um estoque fixo de renda, menor é a expectativa de vida: o ganho marginal de expectativa de vida em relação à renda dos países ricos é menor do que aquele dos países pobres.

O ponto principal de Preston (1975) é que os aumentos de expectativa de vida que ocorreram ao longo do século XX até a década de 1960 se deram em larga medida exogenamente ao aumento da renda. Essa dinâmica é representada pelo *deslocamento* (para cima) *da curva* de Preston – a cada valor de renda esteve associado, ao longo do tempo, uma maior expectativa de vida. O aumento da renda – ou seja, o deslocamento *ao longo da curva* – representou uma contribuição menor. Ressalte-se que os fatores independentes da renda foram considerados por Preston como correspondendo a políticas públicas e conhecimento científico. Entretanto, a forma com que a curva de Preston é construída faz com que toda evolução que não possa ser atribuída diretamente à renda acaba sendo captada, residualmente, pelos fatores independentes da renda.

É importante destacar que esses dois mecanismos – evolução da renda e evolução das políticas públicas – não são incompatíveis. É possível que haja entre dois períodos quaisquer, ao mesmo tempo, um deslocamento ao longo da curva, derivado do aumento da renda, e um deslocamento da própria curva, derivada da melhoria de políticas públicas. De fato, é mais adequado discutir a contribuição de cada um desses fatores definindo-se local e período específicos, em vez de se postular uma relação fixa e inequívoca. Por exemplo, Mackenbach e Looman (2013), ao analisar o caso europeu, atribuem maior importância a políticas públicas no período 1900-1960 – de forma semelhante a Preston –, mas encontram que a renda teria tido o papel mais importante após 1960. Assim, no primeiro período teria predominado o deslocamento da curva, enquanto no segundo o deslocamento ao longo da curva teria sido mais importante.

Qualificação semelhante foi feita por Bloom e Canning (2006), que afirmam que a importância relativa entre a renda e políticas públicas varia entre cada local e em cada período. Esses autores sugerem ainda uma nova relação que não é explorada por Preston (1975), a de que não apenas a renda influencia a saúde, mas também que a saúde influencia a renda. Valendo-se de literatura mais recente, os autores argumentam que trabalhadores mais saudáveis são mais produtivos<sup>6</sup>, e que o aumento da expectativa de vida gera incentivos para maior investimento em capital humano e também para poupança para a aposentadoria. Assim, a associação entre renda e saúde não seria unidirecional, havendo uma dinâmica simultânea entre elas.

<sup>6</sup> Fogel e Costa (1997) propõem um mecanismo com as características propostas por Bloom e Canning, a evolução tecnofisiológica, em que a melhora da nutrição permitiria a melhoria da condição física, com ganhos de saúde e também da oferta de trabalho, que por sua vez possibilitaria uma maior produção econômica, constituindo um círculo virtuoso. Ver também Smith (1999) que discute, por uma perspectiva micro, a relação bidirecional entre saúde, renda e riqueza.

Georgiadis, Pineda e Rodríguez (2010) propõem ainda outras qualificações à curva de Preston originalmente proposta. Eles dividem os países entre aqueles com alto e baixo índice de desenvolvimento humano (IDH) em 1970 e 2010, tomando o IDH como uma medida de sua distância à fronteira de conhecimento médico e científico. Argumentam que o ajuste da curva de Preston é melhor para os países mais desenvolvidos do que para os países de baixo desenvolvimento, em que teria um ajuste ruim. Interpretam esse resultado indicando que, para os países muito pobres, grandes avanços de expectativa de vida podem ser obtido de forma quase gratuita, o que atribuiria à renda pouco potencial de aumento da expectativa de vida, dando origem a uma curva de Preston espúria e pouco inclinada.

Para o passado recente do Brasil, a contribuição principal para a evolução observada na expectativa de vida ao nascer parece estar relacionada a fatores exógenos à renda. Soares (2007b), ao elaborar curvas de Preston para os municípios brasileiros no período 1970-2000, atribui a maior parte dos ganhos observados no período (cerca de 55%) a fatores independentes da renda per capita — favorecendo a tese do deslocamento da curva de Preston. Aquele autor aponta que educação e acesso ao saneamento básico foram os principais determinantes do aumento da expectativa de vida ao nascer, que sobe 15,9 anos no período, partindo do valor de 52,9 anos em 1970.

Os exercícios a serem realizados nos capítulos seguintes se assemelham àqueles de Preston (1975) e de Soares (2007b), e exploram a heterogeneidade regional e o comportamento das diferentes curvas ao longo do tempo. Conforme Meslé e Vallin (2004), países (ou regiões) têm entre si fases de convergência e de divergência nos ganhos com saúde. Em períodos em que há ganhos importantes na redução de morbimortalidade, os precursores tendem a ter ganhos acelerados, divergindo dos demais. Em períodos em que os ganhos fossem mais lentos, os retardatários têm condições de avançar mais rapidamente, convergindo em relação aos líderes. Como será visto, em Minas Gerais, apesar dos ganhos importantes de expectativa de vida registrados entre 1991 e 2010, houve não apenas uma convergência dos valores observados de expectativa de vida regional, mas também de suas respectivas curvas de Preston.



## Capítulo 3 — Minas Gerais – Contextualização

### 3.1 Visão Geral

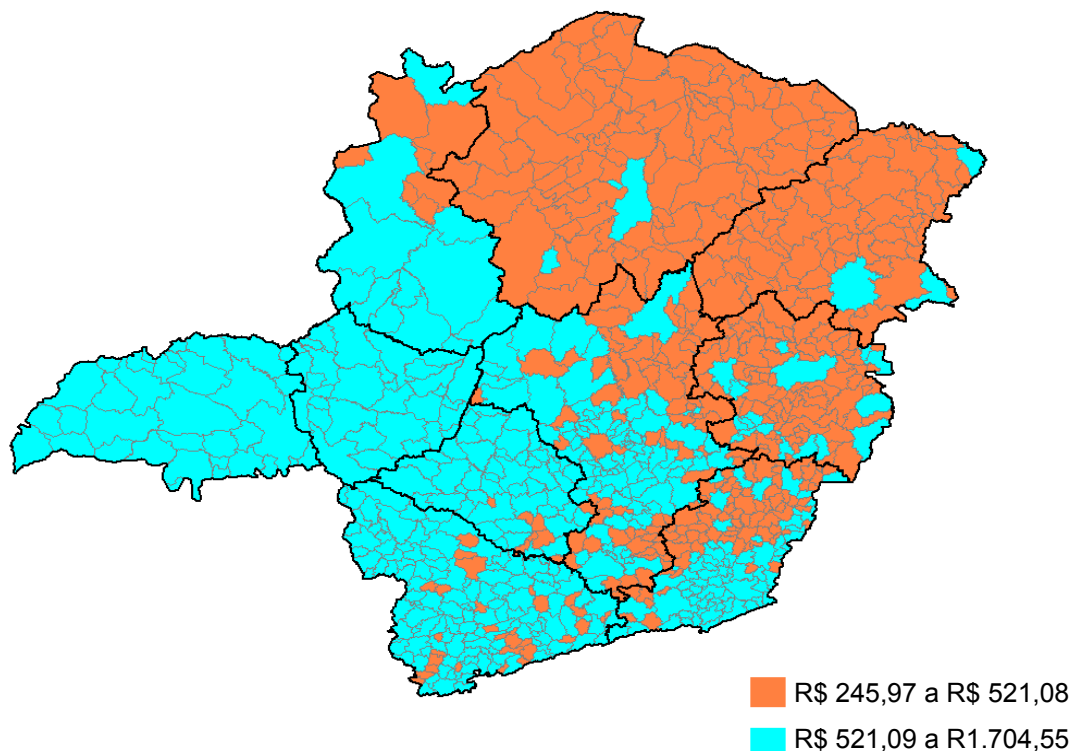
Minas Gerais é o segundo estado mais populoso do Brasil. Tinha em 2014, segundo projeções do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE –, população de aproximadamente 20,7 milhões de pessoas, o que corresponde a 10,2% da população do país.<sup>7</sup> A renda per capita mensal média do estado era de R\$ 749,69 em 2010, contra uma renda média de R\$ 793,87 para o Brasil – ou seja, naquele ano Minas Gerais era um estado mais pobre que o país como um todo. Apesar disso, a expectativa de vida ao nascer em Minas Gerais em 2010 era de 75,3 anos, ligeiramente acima daquela do Brasil, que era de 73,94 anos<sup>8</sup>.

Um aspecto importante de Minas Gerais é a sua marcante heterogeneidade regional (Salvato *et al*, 2006; Oliveira e Siqueira, 2011). O estado tem regiões que se encontram entre as mais ricas do país, que são aquelas situadas nas porções central e sul; como também regiões que estão entre as mais pobres, que são aquelas situadas na porção norte e nordeste do estado. Há uma nítida diferenciação espacial entre as regiões mais pobres e as mais ricas, constituindo uma espécie de corte diagonal que se inicia na porção noroeste e termina no sudeste do território mineiro, conforme ilustrado na figura 2. Os municípios situados no lado superior da diagonal em sua maioria são mais pobres do que aqueles situados na parte inferior da linha imaginária. Como é esperado, e será visto na tabela 2, as regiões de saúde mais pobres do estado também têm expectativa de vida menor.

7 Projeção da População das Unidades da Federação por sexo e idade: 2000-2030. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao\\_da\\_populacao/2013/default\\_tab.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao_da_populacao/2013/default_tab.shtm). Acesso em: 25 agosto 2014.

8 Fonte: Atlas Brasil

**Figura 2 – Mapa de Renda per Capita dos Municípios Mineiros em R\$ de agosto de 2010 – 2010**



Obs.: Linhas divisórias correspondentes a Regiões de Planejamento

Fonte: Elaboração própria, utilizando dados de renda do Censo Demográfico 2010, compilados pelo Índice Mineiro de Responsabilidade Social<sup>9</sup>.

### 3.2 Apresentação e Aspectos Gerais das Regiões de Saúde

As regiões de planejamento são, historicamente, as unidades de planejamento e análise para a maioria das políticas públicas em Minas Gerais. Para as políticas de saúde, porém, são utilizadas principalmente as regiões de saúde, que possuem características próprias.

As regiões de saúde foram estabelecidas no Plano Diretor de Regionalização da Saúde de Minas Gerais – PDR –, elaborado pela Secretaria de Estado de Saúde de forma progressiva durante o período de 1999 a 2010 (MALACHIAS, LELES e PINTO, 2010). O plano inicial teve vigência de 1999 a 2002. O plano recebeu substanciais alterações em

<sup>9</sup> Disponível em <http://www.fjp.mg.gov.br/index.php/produtos-e-servicos/2741-indice-mineiro-de-responsabilidade-social-imrs-2>. Acesso em: 23 jul 2015

2003, sendo essa revisão a que atualmente está em vigor, com alterações pontuais.

A regionalização da política de saúde em Minas Gerais busca reconhecer e lidar com os diferentes perfis epidemiológicos do estado, de forma a possibilitar que os serviços de saúde sejam prestados com eficiência, efetividade e qualidade. O objetivo do PDR é distribuir e ordenar os espaços territoriais de Minas Gerais, considerando organização das redes e os princípios da equidade, integralidade, economia de escala, escopo e acessibilidade da população. Além disso, considerando ainda a natureza colaborativa dos serviços de saúde preconizado pela Constituição da República de 1988, o PDR serve como apoio à organização das políticas de saúde dos demais entes federativos (Malachias, Leles e Pinto, 2010).

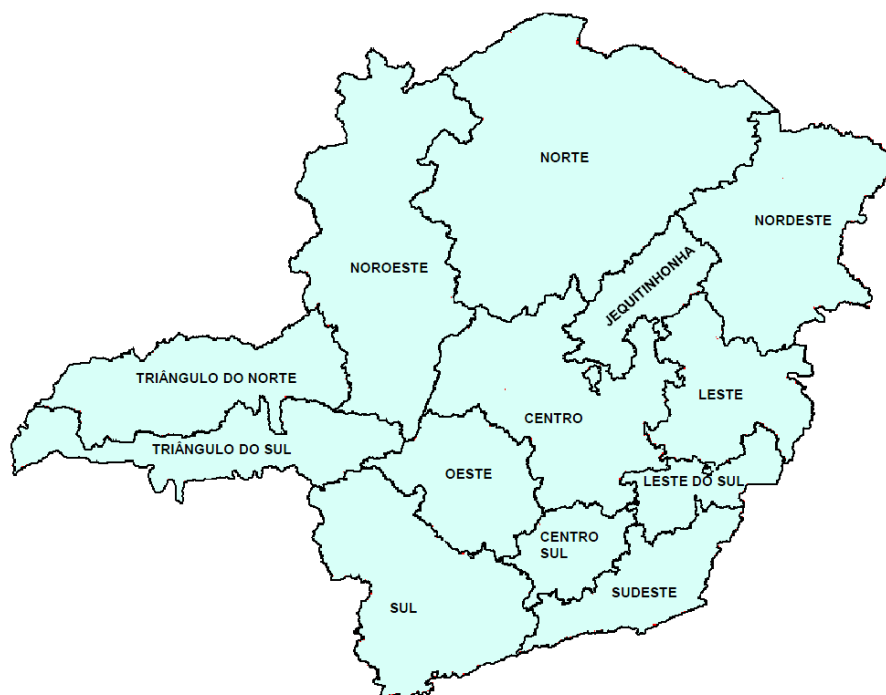
A divisão regional possibilita o planejamento e distribuição de equipamentos de saúde. Por exemplo, considerando que intervenções de complexidade média e elevada apresentam economias de escala, procura-se realizar sua concentração espacial. As unidades de atendimento secundárias (de média complexidade) devem ser distribuídas dentro de cada microrregião de saúde; e as unidades de atendimento terciárias (de alta complexidade) devem ser concentradas dentro de cada macrorregião de saúde. Contudo, apesar do planejamento e divisão de funções preconizado pelo PDR, ainda existem diferenças de capacidade de oferta de serviços entre as diferentes micro e macrorregiões. Em especial, o atendimento hospitalar, ao contrário da atenção básica, é melhor estruturado nas regiões mais ricas do estado. Ainda que muitos municípios das macrorregiões de menor renda disponham de hospitais, esses em geral são pequenos e de menor resolutividade. Dessa forma, a plena implementação do planejado pelo PDR ainda é uma tarefa pendente (Malachias, Leles e Pinto, 2010).

O território mineiro é atualmente dividido em 13 macrorregiões de saúde, por sua vez subdivididas em 76 microrregiões de saúde. A formação das microrregiões se dá preferencialmente entre municípios contíguos, englobando ao menos 150 mil habitantes, e com até 150 km de distância, ou duas horas de viagem, em relação ao polo. Já a definição de uma macrorregião engloba, além da preferência por municípios contíguos, a capacidade de polarização regional de seu polo para a oferta de serviços médicos de maior complexidade e densidade tecnológica.

O PDR foi sendo adaptado ao longo do tempo. Utilizaremos aqui aquele vigente e conforme descrito em Malachias, Leles e Pinto (2010). Em 1999, quando foi elaborado o primeiro PDR, a regionalização da política estadual de saúde era basicamente administrativa, em 26 Diretorias Regionais de Saúde. Em 2003 ocorreu uma importante

reforma do PDR, com a instituição das 13 macrorregiões – daqui em diante apenas regiões de saúde – e 75 microrregiões. Na figura 3 apresentamos as macrorregiões de saúde vigentes.

**Figura 3 – Mapa das Regiões de Saúde do Estado de Minas Gerais**



Fonte: Secretaria de Estado de Saúde – SES – MG

Neste trabalho aplicaremos retrospectivamente a divisão das macrorregiões de saúde vigente aos três anos de interesse – 1991, 2000 e 2010 –, que foram anos em que houve a realização do Censo. A Tabela 1 apresenta o número de municípios e a população por região de saúde em 2010.

**Tabela 1 – Número de Municípios e População por Regiões de Saúde – Minas Gerais  
– 2010**

<b>Região de Saúde</b>	<b>Nº de Municípios</b>	<b>População</b>	<b>% da Pop. do Estado</b>
Centro	104	6.104.310	31,15%
Centro-Sul	50	723.489	3,69%
Jequitinhonha	23	285.030	1,45%
Leste	85	1.445.539	7,38%
Leste do Sul	53	665.813	3,40%
Nordeste	63	899.010	4,59%
Noroeste	33	652.954	3,33%
Norte	86	1.577.300	8,05%
Oeste	55	1.190.853	6,08%
Sudeste	94	1.566.672	7,99%
Sul	153	2.609.602	13,32%
Triângulo do Norte	27	1.178.946	6,02%
Triângulo do Sul	27	697.812	3,56%
Minas Gerais	853	19.597.330	100,00%

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Censo Demográfico do IBGE 2010 (população) e da Secretaria de Estado de Saúde (municípios região de saúde), compilados pelo Índice Mineiro de Responsabilidade Social

A Tabela 2 abaixo apresenta a expectativa de vida ao nascer por região de saúde. Ela foi obtida a partir da expectativa de vida<sup>10</sup> dos municípios de cada região de saúde, a partir de média ponderada pela população de cada município. É importante, entretanto, fazer uma ressalva sobre a obtenção da expectativa de vida regional. Os valores apurados dessa forma, para as regiões de saúde, são comparáveis entre si, mas apresentam valores que são provavelmente diferentes daqueles que seriam obtidos caso fosse aplicado para as regiões o método de obtenção de estimativas de expectativa de vida utilizado pelo Atlas Brasil, que foi aplicado somente em nível municipal e estadual, e que será discutido no capítulo 4. De qualquer forma, ao se calcular a expectativa de vida do estado pela média ponderada das expectativas de vida municipais (não mostrado) e se comparar o valor apurado diretamente pelo Atlas Brasil, as diferenças são reduzidas, de forma que os valores calculados para as regiões de saúde parecem ser robustos.

10 Conforme disponível no Atlas Brasil, usando tabelas-modelo, conforme metodologia de obtenção que será detalhada no capítulo 4. Disponível em <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>. Acesso em: 23 jul 2015.

**Tabela 2 – Expectativa de Vida ao Nascer por Região de Saúde – Minas Gerais – 1991 – 2010**

Região de Saúde	Expectativa de Vida ao Nascer			
	1991	2000	2010	Ganho 91-10
Centro	67,35	71,29	75,78	8,43
Centro-Sul	67,35	71,33	75,22	8,6
Jequitinhonha	64,33	68,32	73,57	9,24
Leste	65,8	70,22	74,84	9,04
Leste do Sul	64,89	69,63	74,6	9,71
Nordeste	63,21	67,84	73,02	9,82
Noroeste	67,23	72,13	75,43	8,19
Norte	64,86	69,22	73,97	9,12
Oeste	68,57	73	75,91	7,35
Sudeste	67,42	71,5	75,51	8,09
Sul	68,43	72,78	76,33	7,9
Triângulo do Norte	69,65	72,99	77,21	7,56
Triângulo do Sul	68,74	73,27	76,25	7,51
Coeficiente de Variação	2,94%	2,60%	1,60%	-1,34 p.p.
Diferença maior-menor (anos)	6,44	5,43	4,19	-2,25
Minas Gerais	66,36	70,55	75,3	8,94
Brasil	64,73	68,61	73,94	9,21

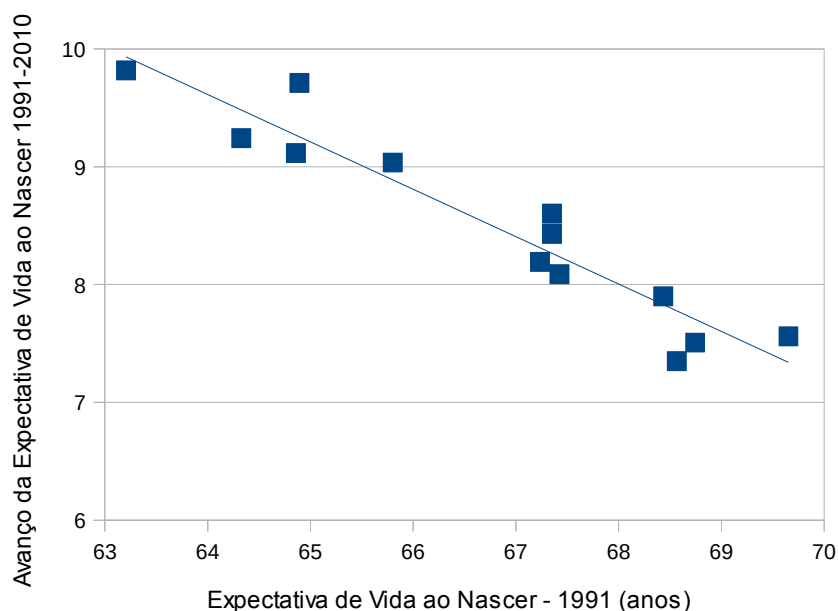
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Atlas Brasil. Vide ressalva no texto acima.

Pode-se notar que há um importante aumento da expectativa de vida ao nascer ao longo do período. Além disso, há convergência da expectativa de vida ao longo do período. Em 1991, a menor expectativa de vida ao nascer, a da região Nordeste, equivalia a 90,75% daquela da região com o maior valor, que é o Triângulo do Norte. Em 2010 essas duas regiões continuavam nos polos da medida, mas o Nordeste passou a apresentar expectativa de vida equivalente a 94,57% daquela do Triângulo do Norte. A diferença entre as regiões com maior e menor valor da estatística caiu no intervalo de 6,44 para 4,19 anos.

A figura 4 demonstra que, ainda que todas as regiões tenham tido avanço na expectativa de vida ao nascer, aquelas com menor valor no início do período tiveram ganhos maiores, indicando um processo de convergência das expectativas de vida

regionais. Como citado no capítulo 2, Meslé e Vallin (2004), estudando o caso europeu, encontram que, em geral, períodos de grande avanço na expectativa de vida ao nascer registraram divergência no valor da estatística entre os diferentes países. Já no caso mineiro, ainda que tenha sido registrado rápido ganho de expectativa de vida entre 1991 e 2010, se observa convergência em seu valor ao longo do período, embora persistam diferenças importantes. O capítulo 4 apresenta evidência que esse período registra, ainda, grande convergência das curvas de Preston regionais.

**Figura 4 – Diagrama de Dispersão do Avanço da Expectativa de Vida ao Nascer em Relação ao Valor Inicial – Regiões de Saúde – Minas Gerais – 1991 – 2010**



Fonte: Cálculo próprio a partir de dados do Atlas Brasil

A tabela 3 apresenta a evolução da renda per capita nas regiões de saúde no período de interesse, também obtida por meio da média dos valores municipais, ponderada pela população.

**Tabela 3 – Renda per Capita Mensal por Regiões de Saúde – Minas Gerais - 1991-2010**

Região de Saúde	Renda per Capita Média (R\$)		
	1991	2000	2010
Centro	528,94	709,88	988,21
Centro-Sul	281,9	420,03	644,87
Jequitinhonha	170,46	249,53	400,16
Leste	280,62	433,88	582,95
Leste do Sul	228,26	391,8	518,81
Nordeste	175,74	254,79	374,56
Noroeste	304,97	485,96	656,92
Norte	188,07	270,55	417,03
Oeste	330,31	531,51	704,69
Sudeste	371,09	554,95	740,91
Sul	375,83	574,48	706,7
Triângulo do Norte	470,87	653,43	871,41
Triângulo do Sul	606,16	672,77	854,58
Coefficiente de Variação	41,23%	33,05%	29,22%
Minas Gerais	373,85	548,87	749,69
Brasil	447,56	592,46	793,87

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Atlas Brasil

Conforme pode ser visto na tabela 3, há elevada dispersão (desigualdade) de renda entre as regiões de saúde, conforme indicado pelo coeficiente de variação. Em 1991 a renda da região mais pobre (Jequitinhonha) equivalia a 28,12% da renda da região mais rica (Triângulo do Sul). Em 2010, apesar da convergência de renda observada ao longo do período (redução do coeficiente de variação 41,23% em 1991 para 29,22% em 2010), a renda da região mais pobre (Nordeste) ainda equivalia somente a 37,91% da região mais rica (Centro). Trata-se de dispersão muito superior àquela apurada para a expectativa de vida, conforme visto na tabela 2, que oscilou de 2,94% para 1,6% entre 1991 e 2010.



### 3.3 Perfil Epidemiológico das Regiões de Saúde

A disponibilidade de um estudo sobre a carga de doenças para as regiões de saúde elaborado pela Fiocruz (Fundação Oswaldo Cruz, 2011) permite ir além da estatística sintética, que é a expectativa de vida ao nascer, e buscar os perfis epidemiológicos de cada região, tendo como ano-base 2005. Como será explanado no capítulo 4, os dados do Atlas Brasil são baseados em tabela-modelo comum para todos os municípios do estado, independentemente da região em que se localizem e por isso não incorporam suas particularidades epidemiológicas. Ainda assim, uma vez que um estudo sobre o perfil de morbimortalidade por região de saúde está disponível, é proveitoso discorrer brevemente sobre ele.

Ressaltamos que a curva de Preston clássica trata da relação entre renda e expectativa de vida ao nascer, medida que é usada neste trabalho. É possível, entretanto, construir uma medida semelhante, como a expectativa de vida saudável, que incorpore medidas de deficiência e problemas de saúde, para a construção de curvas de Preston modificadas. Esse é um apontamento de pesquisa futuro, à medida que mais e melhores dados sobre morbidade (e não apenas mortalidade) se tornem disponíveis.

O cerne de um estudo de carga de doenças é uma medida de anos de vida perdidos ajustados por incapacidade – mais conhecidos pela sigla DALY, do inglês *disability-adjusted life years*. Um DALY equivale a um ano de vida perdido, tendo dois componentes: o YLL (*years of life lost*) que indica anos perdidos por morte prematura, comparada com algum padrão, como uma população contemporânea de elevada expectativa de vida ao nascer; e o YLD (*years lost due to disability*), em que se usam fatores de correção para penalizar, no cômputo dos DALY, períodos em que se vive com deficiências e problemas de saúde. Dessa forma, os DALY representam uma medida em que se considera não apenas a mortalidade, mas também a morbidade.

As categorias de perda de DALY são geralmente agrupadas dentro de grandes grupos gerais que têm correspondência com o nível de desenvolvimento das populações e sua posição na transição epidemiológica. Essas categorias são: grupo I – doenças transmissíveis, condições maternas, perinatais e deficiências nutricionais, mais importantes relativamente quanto mais pobre a região; grupo II – doenças não-transmissíveis – com tendência de maior importância relativa em população de maior renda; grupo III – causas externas – idem (Fundação Oswaldo Cruz, 2011).

Em Minas Gerais como um todo, de acordo com o estudo citado, em 2005, 51,5%

dos DALY foram devidos a mortes prematuras; e o restante, por anos vividos com limitações de saúde; as taxas de DALY foram maiores entre os homens (188‰) do que entre as mulheres (159‰); os homens foram mais penalizados com a mortalidade, registrando YLL de 113‰, contra 67‰ das mulheres; as mulheres foram mais penalizadas pela morbidade, tendo YLD (92‰) do que os homens (75‰).

Cerca de 75% dos DALY corresponderam ao grupo II, de doenças não-transmissíveis. Esse grupo representou 65,6% dos anos de vida perdidos por morte e 87,2% dos anos de vida perdidos devido a problemas de saúde. O grupo I foi responsável por 15,1% dos DALY, sendo 18,5% de anos de vida perdidos por morte e 11,4% dos anos perdidos por problemas de saúde. O grupo III foi responsável por 8,9% dos DALY, sendo 15,9% dos anos perdidos por morte e 1,4% dos anos perdidos por problemas de saúde.

A tabela 4 abaixo mostra as taxas padronizadas de YLL, YLD e DALY por sexo e região de saúde.

**Tabela 4 – Taxas Padronizadas de YLL, YLD e DALY por Sexo e Regiões de Saúde - Minas Gerais – 2005**

Região de Saúde	Homens			Mulheres		
	YLL	YLD	DALY	YLL	YLD	DALY
Centro	116,8	76,2	193	61	94,5	155,5
Centro-Sul	115,2	71,8	187	71,1	92,7	163,8
Jequitinhonha	135,1	80,1	215,2	87	95	182
Leste	114,9	71,4	186,3	68,3	80,9	149,3
Leste do Sul	101,9	75,7	177,6	64,5	89,3	153,9
Nordeste	167	84,6	251,5	104,2	105,3	209,5
Noroeste	102,9	68,5	171,3	65	89,2	154,3
Norte	122,6	77	199,6	77,8	103,7	181,5
Oeste	101,5	72	173,5	62,4	84,7	147,2
Sudeste	110	78,4	188,4	66	101,5	167,4
Sul	96,8	72,4	169,2	61,2	88,2	149,4
Triângulo do Norte	98	68,5	166,4	60,3	81,8	142,1
Triângulo do Sul	107,4	73,2	180,6	67,4	87,3	154,7
Minas Gerais	113	74,8	187,8	66,6	92,4	159

Fonte: Fundação Oswaldo Cruz (2011)

É possível notar diferenças importantes entre as regiões. As maiores taxas de DALY se localizam nas regiões mais pobres, que são o Nordeste, o Jequitinhonha e o Norte. As regiões com menores taxas de DALY são o Triângulo do Norte, Sul e Noroeste, que estão entre as regiões mais ricas. No caso dos homens, o maior valor de DALY (Nordeste) é 51,1% maior do que aquele da região com menor valor da medida (Triângulo do Norte). No caso das mulheres, essa diferença é 47,4%, novamente entre essas duas regiões.

A tabela 5 abaixo traz a distribuição proporcional de DALY por grupos etários.

**Tabela 5 – Distribuição Proporcional da Carga Global de Doença (DALY), por grupos etários, segundo macrorregiões de saúde. Minas Gerais – 2005**

Região de Saúde	Distribuição (%) de DALY por Faixa Etária (anos)						Total (%)
	0 a 4	5 a 14	15 a 29	30 a 44	45 a 59	60 e mais	
Centro	7,3	3,9	20,1	19,4	21,1	28,2	100
Centro Sul	7,8	3,4	14,3	18,3	22,3	33,9	100
Jequitinhonha	13,9	5,7	15,3	15,9	18,5	30,8	100
Leste	9,9	4,4	17	17,1	20,6	31	100
Leste do Sul	9	4,5	15	16	20	35,4	100
Nordeste	17	5	14	15,2	18,2	30,5	100
Noroeste	8,9	4,4	17	18,8	21,5	29,4	100
Norte de Minas	12,4	5,5	16,5	17	19,5	29	100
Oeste	7,2	3,7	15,3	18	21,9	33,9	100
Sudeste	6,9	3,3	13,6	17,1	22,8	36,3	100
Sul	6,6	3,6	14	17,5	22,4	35,9	100
Triangulo do Norte	6,8	3,6	16,3	19	21,9	32,4	100
Triangulo do Sul	6,5	3,3	15,2	17,9	23,2	33,9	100
Minas Gerais	8,5	4,1	16,6	18	21,2	31,6	100

Fonte: Fundação Oswaldo Cruz (2011)

Analisando a distribuição de DALYs entre as regiões, pode-se notar que aquelas com maior concentração na faixa etária de 0 a 4 anos são, em ordem, Nordeste, Jequitinhonha e Norte de Minas. Essas regiões também registraram as menores expectativas de vida ao nascer no período em estudo e também são as de menor renda. Na faixa etária de 0 a 4 anos as maiores causas de morbimortalidade são facilmente

evitáveis, como doenças infecto-contagiosas e problemas de parto, ressaltando o atraso relativo dessas regiões em realizar a transição epidemiológica. No lado oposto, as regiões com menor participação dessa faixa etária no total de DALYs foram, em ordem, Triângulo do Sul, Triângulo do Norte e Sul. Essas regiões também eram aquelas com maior expectativa de vida no período de interesse do estudo. Dessa forma nota-se mais uma vez a regularidade empírica notada por diversos autores, notadamente Omran (1971): à medida que a expectativa de vida aumenta, a carga de morbimortalidade se reduz proporcionalmente mais para as faixas etárias mais jovens.

A tabela 6 abaixo traz as taxas de DALY por grandes grupos de causas.

**Tabela 6 – Taxas de DALY brutas e padronizadas e razão de taxas, por Grandes Grupos de Causas, segundo macrorregiões de saúde. Minas Gerais – 2005**

Regiões de Saúde	Grupo I			Grupo II			Grupo III		
	Tx. Bruta (‰)	Tx. Padronizada	Região /MG	Tx. Bruta (‰)	Tx. Padronizada	Região/ MG	Tx. Bruta (‰)	Tx. Padronizada	Região/ MG
Centro	22,1	22,3	85,5	124,9	130,1	98,8	21,3	20,9	135,9
Centro Sul	23,8	24,4	93,4	144,1	138	104,8	12,7	12,7	82,5
Jequitinhonha	41,3	40,1	153,7	132,6	147,1	111,7	10,3	11,1	72,1
Leste	25,6	25,4	97,3	125,2	126,1	95,8	15,7	15,8	102,8
Leste do Sul	26,4	25,7	98,6	132,7	127,6	96,9	12	12,2	79,6
Nordeste	55,2	51,7	198,6	162,9	163	123,8	14,7	15,5	101,2
Noroeste	27,5	27,9	107,2	113,5	120,4	91,4	14,5	14,7	95,5
Norte de Minas	34,6	33,8	129,8	131,5	145,3	110,4	10,9	11,6	75,4
Oeste	21,9	22,2	85,1	128,5	124,5	94,6	13,7	13,5	88,3
Sudeste	25,8	25,8	98,8	156,1	140,6	106,8	11,2	11,1	72,1
Sul	21,6	21,5	82,5	134,9	127,4	96,8	10,6	10,5	68,3
Triângulo - Norte	23,9	24,5	94,1	115,3	115,7	87,9	14,2	13,9	90,5
Triângulo - Sul	28,3	28,3	108,6	132,1	125,4	95,3	13,9	13,7	89
Minas Gerais	26,1	26,1	100	131,6	131,6	100	15,3	15,3	100

Fonte: Fundação Oswaldo Cruz (2011)

Na tabela 6 é possível verificar que as regiões Nordeste, Jequitinhonha e Norte de Minas têm taxa de incidência de DALY do grupo I muito superiores àquela do estado

como um todo. Como essas causas (transmissíveis, maternas, perinatais e nutricionais) são de fácil controle, elas novamente reforçam a existência de fragilidades para a produção em saúde nessas regiões em 2005. No outro extremo, Sul, Centro e Oeste tinham a menor taxa de DALY nesse grupo.

As regiões Nordeste, Jequitinhonha e Norte de Minas também têm taxas do grupo II – doenças não-transmissíveis, superiores àquelas do estado como um todo. Isso indica que, ainda que a participação *relativa* (vide tabela 7, a seguir) do grupo II (doenças não-transmissíveis) seja menor para as regiões mais pobres, isso não significa que a *incidência* desse grupo de problemas seja necessariamente baixa, um resultado semelhante ao encontrado por Arora (2005) para a transição de mortalidade inglesa. As regiões com expectativa de vida relativamente alta, como Triângulo do Norte, Noroeste e Oeste, ainda que tenham uma participação *relativa* dessa categoria elevada (vide tabela 7), tinham *taxas* de DALY dessa categoria relativamente baixas. O grupo III (causas externas) apresenta taxas semelhantes entre as regiões, exceto na região Centro, que excede a média estadual em 35%.

A tabela 7 mostra a contribuição relativa de cada um dos grandes grupos de causas para Minas Gerais em 2005.

**Tabela 7 – Distribuição Proporcional de YLL, YLD e DALY, por Grandes Grupos de Causas, segundo Regiões de saúde – Estado de Minas Gerais – 2005**

Região	YLL				YLD				DALY			
	I	II	III	Total	I	II	III	Total	I	II	III	Total
Centro	15,7	61	23,4	100	10,6	87,5	1,9	100	13,1	74,2	12,7	100
Centro Sul	16	71,6	12,4	100	10	89	1	100	13,2	79,8	7,1	100
Jequitinhonha	28,3	62,7	9,1	100	15	83,7	1,3	100	22,4	72	5,6	100
Leste	17,6	66,2	16,2	100	12,7	86,1	1,3	100	15,4	75,2	9,4	100
Leste do Sul	19	68,4	12,5	100	11,7	86,9	1,4	100	15,4	77,5	7	100
Nordeste	29,7	60,3	9,9	100	15,1	83,9	1,1	100	23,7	70	6,3	100
Noroeste	22,3	60,5	17,2	100	12,8	86,2	1	100	17,7	73	9,3	100
Norte de Minas	24,6	64,4	11,1	100	14,1	85	0,9	100	19,6	74,3	6,2	100
Oeste	15,9	69,1	15	100	10,6	88	1,3	100	13,3	78,3	8,3	100
Sudeste	16,9	72,5	10,5	100	9,7	89,2	1,1	100	13,3	80,8	5,8	100
Sul	15,4	73,2	11,4	100	10,4	88,4	1,2	100	12,9	80,7	6,3	100
Triangulo do Norte	19,2	64,2	16,6	100	11,9	86,5	1,7	100	15,6	75,2	9,2	100
Triangulo do Sul	20,3	65,6	14,1	100	11,7	87,1	1,2	100	16,2	75,8	8	100
Minas Gerais	18,5	65,6	15,9	100	11,4	87,2	1,4	100	15,1	76,1	8,9	100

Fonte: Fundação Oswaldo Cruz (2011)

Para todas as regiões o grupo II é a fonte principal de DALY. Entretanto, a contribuição desse grupo varia. A participação do grupo II é menor nas regiões Nordeste, Jequitinhonha e Noroeste. Essas regiões, exceto a Noroeste, foram consistentemente apontadas como sendo mais pobres e tendo menor expectativa de vida. Isso não significa, entretanto, que a incidência desses problemas fosse comparativamente baixa, como já exposto. A participação do grupo II é maior na região Sudeste, Sul e Centro Sul – analogamente, a maior participação relativa desse grupo não significa que necessariamente a taxa de incidência de DALY desse grupo seja comparativamente mais elevada nessas regiões.

Já o grupo I, de causas mais facilmente evitáveis e próprias do início do processo de transição de mortalidade, é mais importante em termos relativos, no Nordeste, Jequitinhonha e Norte de Minas. As menores contribuições desse grupo são das regiões Sul, Centro e Centro-Sul, indicando que essas regiões estão relativamente mais avançadas na transição de mortalidade no território mineiro.

O grupo III (causas externas) apresenta contribuição de DALY abaixo de 10% para todas as regiões, exceto Centro. É interessante reparar que esse grupo contribui relativamente pouco para os YLD, mas de maneira importante para os YLL – isto quer dizer que as causas externas geralmente causam perda de DALY principalmente por morte.

### 3.4 O Programa de Saúde da Família

O Brasil, a partir da Constituição da República de 1988, iniciou processo de consolidação de um sistema público de saúde universal, uma novidade na história da assistência nacional. Dispõe a Constituição que a saúde é direito de todos e dever do estado, com acesso universal e igualitário a ações para sua promoção, proteção e recuperação.

Um primeiro desdobramento dessa nova orientação foi a criação do Programa de Agentes Comunitários de Saúde – PACS (BRASIL, 2001). Iniciado em 1991, o PACS buscou reorientar a assistência à saúde, buscando priorizar o atendimento em nível residencial e ambulatorial, em vez do atendimento hospitalar.

Em Minas Gerais a cobertura do PACS foi reduzida. Não houve implementação do programa até o ano de 1997. Para o ano de 1998, a cobertura populacional foi de cerca de 13,9%, evoluindo para 20,8% em 1999 e 23,5% em 2000. (Brasil, 2001). Desde 1994, com a criação do Programa de Saúde da Família – PSF –, o PACS tem servido de plataforma de transição para o PSF, tendo atualmente participação residual, sendo gradualmente absorvido pelo PSF.

O Programa de Saúde da Família<sup>11</sup> pode ser interpretado como continuidade e aprofundamento da abordagem comunitária, preventiva e com ênfase nos cuidados preventivos preconizada pela Constituição de 1988 e implementada inicialmente por meio do PACS. Tal como o PACS, o PSF, embora seja um programa federal, é executado em parceria com os estados e municípios. Uma diferença importante do PSF em relação ao PACS é a instituição de equipes multidisciplinares de saúde da família. Essas equipes devem ser compostas, ao menos, por um médico de família, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e agentes comunitários de saúde, contando, ainda, em determinadas localidades, com um dentista, um auxiliar de consultório dentário e um técnico em higiene

11 Em 1998 o PSF passou por vezes a ser referido, pelo Governo Federal, como Estratégia de Saúde da Família. A denominação Programa de Saúde da Família e PSF, entretanto, se tornaram consagradas e são as mais utilizadas na literatura sobre o assunto, de forma que serão usadas também aqui.

dental (VIEGAS, 2013).

Embora o PSF seja um programa federal, as suas responsabilidades estão divididas entre os três níveis federativos, conforme dispõe a Portaria 2.488, de 2011, do Ministério da Saúde. Ao governo federal, por meio do Ministério da Saúde, cabe, principalmente, definir diretrizes de política de atenção básica, bem como o apoio institucional a estados e municípios. Aos estados cabe definir, de forma suplementar, as estratégias de implantação da atenção básica, articular e apoiar os municípios no processo de ampliação e consolidação do PSF. Ao município compete principalmente organizar, executar e gerenciar os serviços e ações de atenção básica em seu território, selecionar, contratar e remunerar os profissionais que compõem as equipes multiprofissionais, garantir recursos materiais, equipamentos e insumos suficientes para o funcionamento das unidades básicas de saúde e para a execução do conjunto de ações propostas. A gestão do PSF é, assim, feita de forma compartilhada. Conforme apontam Couttolenc e Dmytraczenko (2013), porém, há papel de destaque para o nível municipal de governo, responsável, ainda, pela maior parte do gasto com o PSF.

É importante ressaltar que o PSF tem formato que visa a universalidade – isto é, o programa visa atender toda a população brasileira, independentemente de renda. No período de interesse para este texto e posterior à criação do PSF (1994-2010) o desenho do programa se deu de maneira horizontal, isto é, sem procurar focar nas regiões mais pobres. Ainda assim, a cobertura do programa é maior nos municípios mais pobres do país, e também em Minas Gerais. Rocha e Soares (2010) discutem motivos para essa configuração, apontando, entre outras razões, a influência do partido da administração municipal.

Conforme explana Viegas (2013), a ferramenta central do PSF são visitas domiciliares, em que se realizam atividades de prevenção de problemas de saúde, bem como o diagnóstico de possíveis doenças e controle de condições já identificadas ou crônicas. O público atendido inclui desde crianças recém-nascidas ao idoso, estejam eles saudáveis ou não. Segundo a Portaria 2.488, a atenção básica constitui “porta de entrada” para a rede de atenção à saúde, de forma que os pacientes com condições de saúde identificadas pelo PSF e que não tenham resolutividade dentro do próprio programa possam ser encaminhados para a instância terapêutica adequada.

Trabalhos de avaliação encontraram efeitos positivos do Programa de Saúde da Família para ganhos em saúde, especialmente para a redução da mortalidade infantil. Macinko, Guanais e Souza (2006) usando registros administrativos em nível de estados,



encontram que a mortalidade infantil está negativamente associada à cobertura populacional do PSF, especialmente por doenças diarreicas, no período 1990-2002. Encontram também que o efeito do PSF aumenta com o passar do tempo, indicando que o programa atua com um certo *lag*. Aquino, Oliveira e Barreto (2009) usando dados de registro administrativo selecionados por critérios de qualidade, em nível municipal, encontram que maior cobertura do PSF está associada a uma maior redução da mortalidade infantil no período de 1996 a 2004. Castro e Simões (2009), utilizando dados do Censo e da PNAD e técnicas indiretas de estimação, calculam que o impacto do PSF foi positivo para explicar a redução da mortalidade infantil registrada nas microrregiões do país entre 1980 e 2005 e que o efeito positivo do programa foi tão maior quanto foi a cobertura populacional do programa. Guanais e Macincko (2009) utilizando dados para a mortalidade infantil pós-neonatal, mais sensível a melhorias ambientais e cuidados médicos, apontam que a cobertura do PSF está ligado à redução dessa mortalidade, controlando por fornecimento de água tratada, analfabetismo, e outros. Macinko *et al.* (2011), usando registros administrativos, encontram que uma maior cobertura do PSF está associada à redução de internações por causas tratáveis em ambulatórios e por atenção básica, o que indica que o programa tem sido eficaz em prevenir complicações dessas condições. Rocha e Soares (2010), utilizando-se de uma estratégia de diferenças-em-diferenças encontram que, embora a mortalidade infantil tenha caído de forma geral no país, os municípios com cobertura do programa registraram quedas maiores do que aqueles em que não havia cobertura, e que o efeito da cobertura aumenta com o tempo. Esses autores encontram impactos positivos, ainda que menores, para as demais faixas etárias até 59 anos, acima da qual os efeitos são bastante reduzidos. Apontam ainda que o PSF apresenta relação custo/benefício vantajosa. Reis (2014) encontra evidência de que o PSF favorece a saúde das crianças, conforme relato parental, principalmente para aquelas que tiveram acesso ao programa antes do parto.

Como demonstram Meslé e Vallin (2011), a redução da mortalidade infantil, ao evitar a morte de indivíduos com muitos anos de vida potenciais, possibilita grandes rápidos de expectativa de vida. Dessa maneira, considerando os efeitos positivos apontados acima, pode-se esperar que uma maior cobertura do programa esteja positivamente associada à expectativa de vida. A redução da mortalidade adulta, mais importante à medida que a expectativa de vida avança (Kuhn, 2010), possibilita ganhos de expectativa de vida comparativamente menores.

Um ponto que deve ser ressaltado sobre esses trabalhos de avaliação é a sua

natureza ecológica – embora a medida de cobertura populacional do PSF esteja correlacionada com a redução da mortalidade no município, não há garantia de que esses ganhos estejam ocorrendo entre a população usuária do programa, ainda que esse seja um suposto razoável. Viegas (2013), como será visto na seção seguinte, realizou trabalho de campo para avaliação do PSF em Minas Gerais, e encontrou que as famílias mais pobres são as que geralmente mais se beneficiam dos serviços do PSF.

### 3.5 O Programa de Saúde da Família em Minas Gerais

Conforme apontado por Gragnolati, Lindelow e Couttolenc (2013), o PSF apresenta cobertura maior nos estados mais pobres. Apresentamos abaixo dados de cobertura do PSF para Minas Gerais por regiões de saúde. A apuração por regiões foi feita por meio de média ponderada por população a partir da cobertura dos municípios de cada região.

**Tabela 8 – Cobertura Populacional do Programa de Saúde da Família – Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2000, 2005 e 2010**

Região de Saúde	Cobertura (%) - 2000	Cobertura (%) - 2005	Cobertura (%) - 2010	Avanço p.p 2000-2005	Avanço p.p 2005-2010	Avanço p.p 2000-2010
Centro	15,7	52,5	62,2	36,8	9,7	46,5
Centro Sul	20,3	57,9	73,9	37,6	16	53,6
Jequitinhonha	29,1	51	88,5	21,9	37,5	59,4
Leste	10,6	41,1	64,9	30,5	23,8	54,3
Leste do Sul	18,4	61,7	88,3	43,3	26,6	69,9
Nordeste	24,1	46	82,2	21,9	36,2	58,1
Noroeste	23,4	52,6	66,2	29,2	13,6	42,8
Norte de Minas	30,3	62,8	81,5	32,5	18,7	51,2
Oeste	17,8	58	68,3	40,2	10,3	50,5
Sudeste	32	66,8	69,6	34,8	2,8	37,6
Sul	14,2	41,2	61,1	27	19,9	46,9
Triangulo Norte	10,8	31,8	40,1	21	8,3	29,3
Triangulo Sul	25,9	45,7	60,2	19,8	14,5	34,3
Minas Gerais	19	51,2	66,1	32,2	14,9	47,1

Fonte: Cálculos Próprios a partir de dados da Secretaria de Estado de Saúde, compilados pelo Índice Mineiro de Responsabilidade Social

Como pode ser verificado na tabela 8 acima, as regiões mais pobres apresentavam cobertura superior em 2010. A maior cobertura era encontrada no Jequitinhonha, que é a região com segunda menor renda per capita, seguida pela região Leste do Sul, que é a quarta mais pobres. A menor cobertura está na região Triângulo do Norte, que é a segunda mais rica.

A tabela 9 abaixo, adaptada de Viegas (2013), utilizando dados do Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde do Brasil, mostra a disponibilidade de infraestrutura de atendimento nas regiões de saúde, para 2013.

**Tabela 9 – Número Absoluto e por 10 mil habitantes de Unidades Básicas de Saúde, Médicos da Saúde da Família e Equipes do Saúde da Família, por Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2013**

Região de Saúde	Unidades Básicas de Saúde		Médicos de Saúde da Família		Equipes do PSF	
	Total	Por 10 mil	Total	Por 10 mil	Total	Por 10 mil
Centro	1020	1,65	874	1,41	1309	2,11
Centro Sul	247	3,38	56	0,77	170	2,32
Jequitinhonha	163	4,35	54	1,44	113	3,01
Leste	430	2,94	167	1,14	344	2,35
Leste do Sul	254	3,79	65	0,97	215	3,21
Nordeste	296	3,64	76	0,93	239	2,94
Noroeste	223	3,37	60	0,91	144	2,18
Norte de Minas	662	4,15	236	1,48	482	3,02
Oeste	346	2,85	119	0,98	274	2,26
Sudeste	556	3,51	175	1,1	389	2,46
Sul	820	3,1	266	1,01	568	2,15
Triangulo - Norte	220	1,83	94	0,78	160	1,33
Triangulo - Sul	182	2,55	74	1,04	129	1,81
Minas Gerais	5419	2,73	2316	1,17	4536	2,28

Fonte: Viegas (2013), a partir de dados do Ministério da Saúde – Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNES)

À semelhança do que foi constatado para a cobertura pelo PSF em 2010, novamente as áreas mais pobres apresentam, ao menos para os aspectos apresentados na tabela, melhor infraestrutura de suporte ao programa.

A Portaria 2.488/2011 recomenda a cobertura de ao menos uma UBS por 12 mil habitantes, sendo relaxada para uma UBS para 18 mil habitantes em grandes centros urbanos. Dessa forma, a medida proposta por Viegas (2013), de uma UBS por 10 mil habitantes, é um teste mais rigoroso do que aquele preconizado pela portaria. Ainda assim, todas as regiões de saúde apresentam número de UBS superior a 1 por 10 mil habitantes, cumprindo, assim, o parâmetro estabelecido pela Portaria. As duas regiões mais pobres, Jequitinhonha e Norte, têm o maior número de UBS por 10 mil habitantes, e o Centro, região mais rica, o menor.

A portaria não especifica um valor de referência para o número de médicos de saúde da família por 10 mil habitantes. Ainda assim, novamente as regiões Norte e Jequitinhonha têm o maior número de médicos de saúde da família por 10 mil habitantes. O Triângulo do Norte e o Centro Sul apresentam o menor número, sendo que o Triângulo do Norte, como visto, tinha a menor cobertura do PSF em 2010.

Em relação ao número de equipes do PSF para 10 mil habitantes, o número variou positivamente com a cobertura populacional de 2010, o que é esperado. Um teste que pode ser proposto é o seguinte – cada equipe deve, idealmente, ser responsável por 3.450 pessoas, segundo a Portaria 2.488/2011. Dessa forma, o número ideal de equipes por 10 mil habitantes deveria ser de pelo menos 2,9 por 10 mil ( $10.000/3.450$ ). Apenas as regiões Jequitinhonha, Norte e Leste do Sul, que tinham em 2010 as maiores coberturas, alcançam esse patamar ideal. Dessa forma, em teoria, essas regiões poderiam alcançar a universalização da cobertura do PSF apenas otimizando a distribuição das equipes já existentes.

Viegas (2013) encontra que o PSF tem favorecido o acesso à saúde, principalmente para as pessoas com menor renda, em Minas Gerais. Aquele trabalho aponta que as famílias mais pobres e mais vulneráveis são aquelas que mais utilizam o PSF. A autora encontra que entre as mulheres que fizeram acompanhamento pré-natal, o atendimento pelo PSF foi tão maior quanto mais jovem era a mãe e menor a sua renda. A contribuição do PSF também foi maior para aquelas mães que não dispunham de plano de saúde. Para a saúde das mulheres, encontra que há um gradiente educacional na realização de exame clínico de mama, mamografia e exame de colo do útero, com mulheres mais educadas tendo maior probabilidade de ter realizando os exames. Entretanto, entre aquelas de menor escolaridade, a probabilidade de ter realizado os exames pelo PSF foi significativamente maior. Quanto à saúde dos idosos, identificou que o PSF facilita o acesso à imunização contra a gripe, especialmente na população de baixa

renda. Entre a população idosa sem cobertura de plano de saúde e que realizou exames (sangue, urina, exame de sangue para próstata, mamografia, mamografia e exame do colo do útero), a maior parte deles o realizou via PSF, sendo que o acesso à rede particular de exames foi bastante reduzida.

Dessa forma, não apenas municípios e regiões mais pobres tendem a ter maior cobertura do PSF; também dentro de cada município as pessoas mais pobres e aquelas sem cobertura de plano de saúde são as que mais acessam e se beneficiam do programa. Esse resultado é indicador do caráter pró-pobre do programa.

## Capítulo 4 — Regiões de Saúde – Caracterização e Evolução das Curvas de Preston

### 4.1 Metodologia

Este capítulo apresenta curvas de Preston para as regiões de saúde de Minas Gerais para 1991, 2000 e 2010, bem como discute sua evolução, além de realizar alguns exercícios contrafactuais.

Antes de passar às curvas estimadas é necessário apresentar os dados e métodos utilizados para elaborá-las. A medida de renda utilizada foi a renda municipal individual média. Foi obtida por meio do Atlas Brasil, usando dados dos Censos. Os valores foram convertidos para reais de 1º de agosto de 2010 por meio do Índice Nacional de Preços do Consumidor (INPC). Os procedimentos de conversão estão descritos on-line<sup>12</sup>.

A expectativa de vida ao nascer foi apurada em nível municipal e também foi obtida por meio do Atlas Brasil. Os valores foram calculados a partir de tabelas-modelo desenvolvidas pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar –, que forneceram os padrões de mortalidade para Minas Gerais para os anos do Censo. O padrão de Minas Gerais foi então utilizado para os municípios do estado. Definido o padrão, o nível municipal de mortalidade foi ajustado a partir de informações sobre filhos tidos e filhos sobreviventes por meio de dados dos Censos Demográficos do IBGE para os anos de 1991, 2000 e 2010. A partir do ajuste do nível de mortalidade foi calculada a expectativa de vida municipal. O método foi descrito em Horta *et al.* (1998). A apresentação dos procedimentos para a obtenção dos valores disponíveis no Atlas Brasil estão disponíveis on-line<sup>13</sup>.

É importante abordar as limitações do método utilizado pelo Atlas Brasil, reconhecidas por seus formuladores. Definido o padrão para um estado, o Atlas utiliza esse mesmo padrão para todos os municípios desse estado, sendo o nível de mortalidade então ajustado por métodos indiretos. Conforme foi exposto na seção 3.3, as regiões de Minas Gerais apresentam perfis diferentes de morbimortalidade. Dessa forma, o uso de um mesmo padrão de mortalidade mascara a heterogeneidade do padrão de mortalidade dentro de cada estado. O ideal seria o uso de um registro civil bastante confiável, que

12 Disponível em: [http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/o\\_atlas/metodologia/idhm\\_renda/](http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/o_atlas/metodologia/idhm_renda/). Acesso: 21 outubro 2014.

13 Disponível em: [www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/o\\_atlas/metodologia/idhm\\_longevidade/](http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/o_atlas/metodologia/idhm_longevidade/). Acesso: 27 agosto 2014.

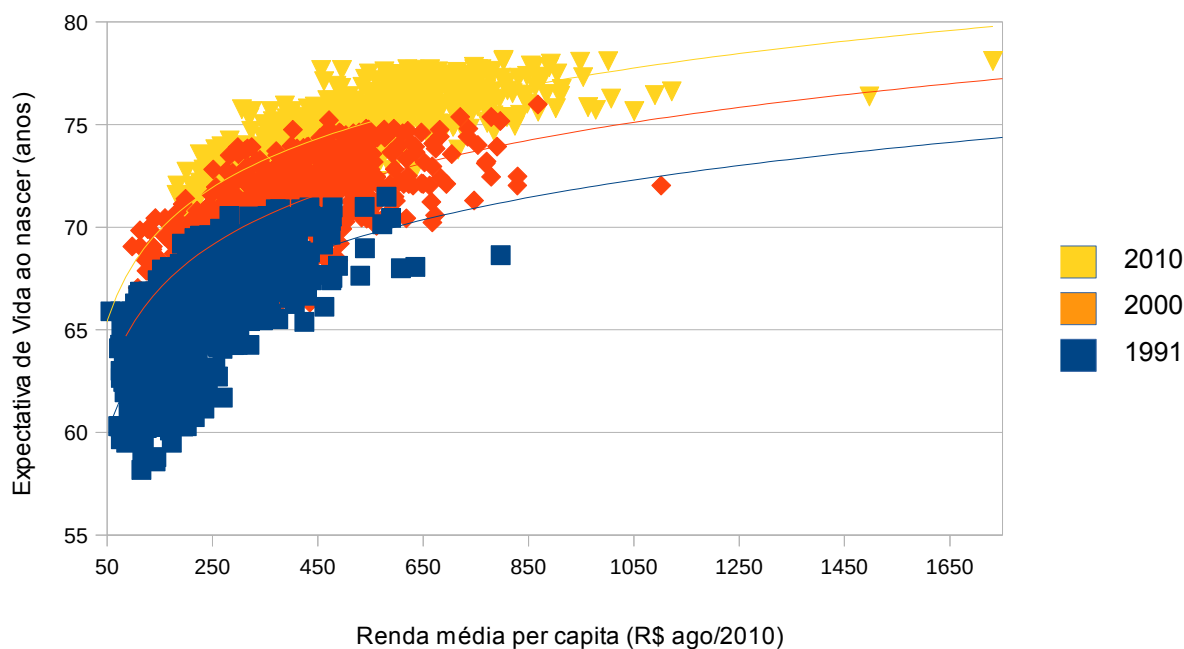
permitisse o cálculo da expectativa de vida de forma direta em nível municipal ou microrregional. Entretanto, considerando que o registro civil brasileiro e mineiro ainda não tem plena cobertura, e que a qualidade de cobertura varia entre diversas regiões, o uso de medidas diretas para o período coberto neste trabalho não é possível. Além disso, é importante ressaltar que a medida usada é mais robusta para a expectativa de vida ao nascer, que é uma medida sintética da mortalidade em todas as idades, do que para a expectativa de vida condicionada, por exemplo, aos 65 anos.

Tendo sido obtidos os dados municipais necessários, as curvas regionais foram construídas por meio de ajuste logarítmico, considerando as localidades integrantes de cada região de saúde. Cada observação equivale a um município por ano.

#### 4.2 Curvas de Preston – Minas Gerais e Regiões de Saúde

Esta seção apresenta as curvas de Preston estimadas. Antes das curvas para as regiões de saúde, indicamos na figura 5 a evolução das curvas de Preston para Minas Gerais para os anos de 1991, 2000 e 2010.

**Figura 5 – Curvas de Preston para Minas Gerais – 1991, 2000 e 2010**



Nota: Cada observação equivale a um município por ano.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida municipal do Atlas Brasil

Nota-se o deslocamento dos municípios para a direita com o passar do tempo, indicando a ocorrência de aumento de renda ao longo do período. Além disso, ocorre também o deslocamento dos municípios para cima, apontando a ocorrência ganhos de expectativa de vida.

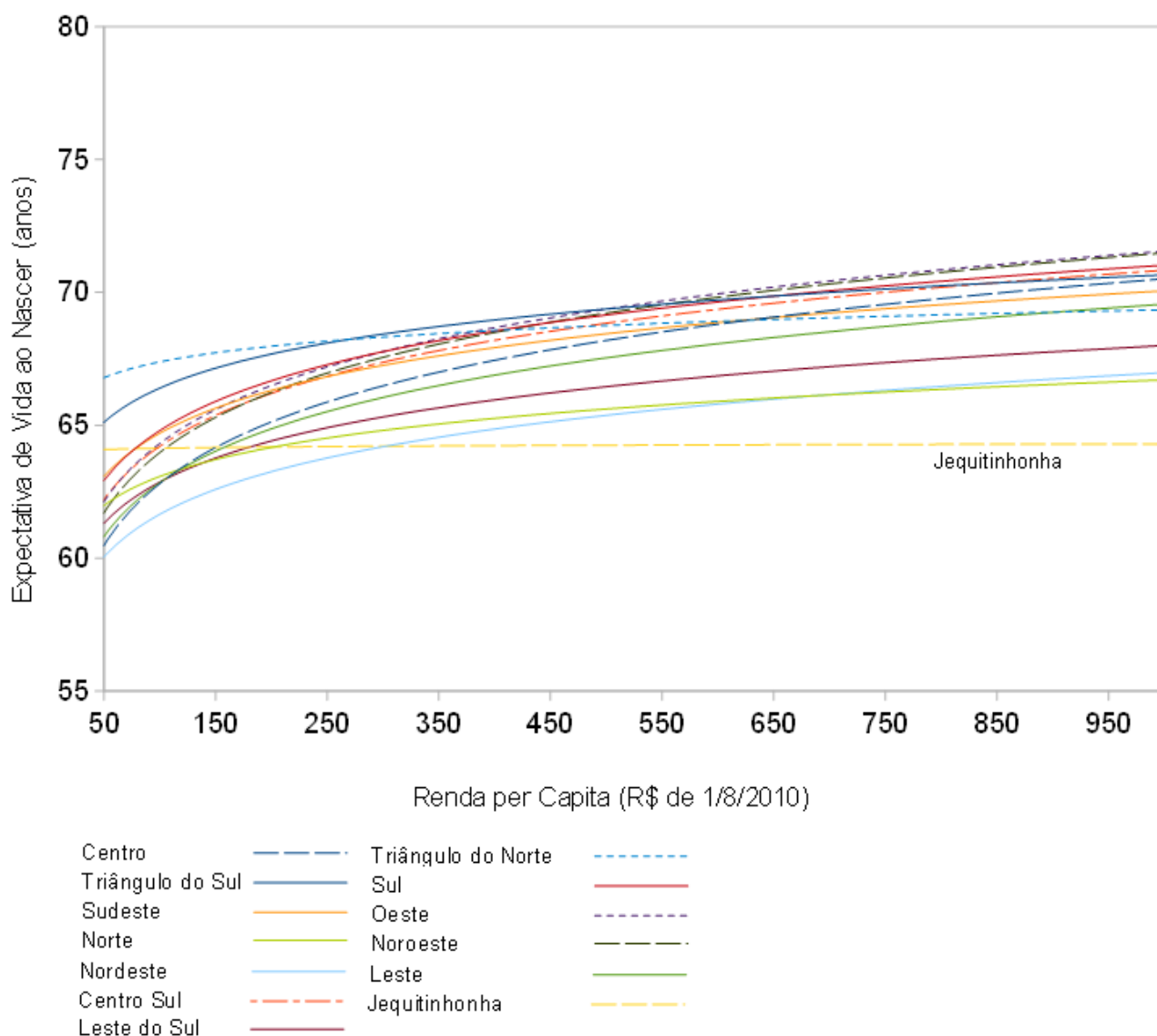
Pode ser verificado o deslocamento das curvas para cima ao longo de todas as faixas de renda. Para um dado valor de renda, verifica-se que a curva de 2010 se encontra acima daquelas de 2000 e 1991, e que a curva de 2000 se encontra acima daquela de 1991. Esse resultado demonstra uma evolução na expectativa de vida que independeu diretamente do aumento da renda, indicando um papel importante de políticas públicas. Esse é um resultado semelhante ao encontrado por Preston (1975) para o mundo como um todo, para o período 1930-1960, e também por Soares (2007b), para os municípios brasileiros entre 1970-2000. Mais abaixo será apresentada decomposição do papel da renda e de políticas públicas para essa evolução.

Tendo sido apresentados resultados gerais para o estado como um todo, passamos a apresentar as curvas de Preston para as regiões de saúde no período 1991-2010.

A figura 6 a seguir mostra as curvas de Preston para as regiões de saúde em 1991. As curvas têm o formato geral esperado, excetuando-se a curva do Jequitinhonha, a mais baixa, que é quase plana. Como visto na sessão 2.3, Georgiadis, Pineda e Rodríguez (2010) defendem que o ajuste da curva de Preston para países menos desenvolvidos é ruim, sendo pior do que aquela dos países mais ricos. Sendo o Jequitinhonha a região de menor renda, encontra-se evidência favorável à argumentação daqueles autores.



**Figura 6 – Curvas de Preston para Regiões de Saúde de Minas Gerais – 1991**



Nota: Curvas das regiões citadas individualmente na seção 4.2 estão nomeadas diretamente no gráfico.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

Para um valor fixo de renda, a inspeção visual do gráfico mostra que há grande variabilidade na expectativa de vida resultante. Uma forma de se medir objetivamente a heterogeneidade de diferentes curvas de Preston é atribuir valores fixos de renda a elas, e verificar como varia a expectativa de vida simulada. A diferença efetiva de expectativa de vida entre diferentes regiões é originária de dois fatores, suas diferentes curvas de Preston e seus diferentes níveis de renda. Ao se atribuir um valor fixo de renda, entretanto, qualquer diferença de expectativa de vida simulada entre duas regiões será devida apenas às suas diferentes curvas de Preston.

Na tabela 10 simulamos a expectativa de vida regional usando valores fixos de renda. Escolhemos os percentis 25, 50 e 75 da renda média municipal efetivamente observada no ano de 1991, bem como as funções (logarítmicas) estimadas e que correspondem às curvas de Preston da figura 6, para simular as expectativas de vida regionais.

**Tabela 10 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Seleccionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 1991**

Região de Saúde	Percentil de Renda		
	25 (R\$ 149,57 <sup>1</sup> )	50 (R\$ 209,80 <sup>2</sup> )	75 (R\$ 291,20 <sup>3</sup> )
Centro	64,18	65,31	66,41
Centro Sul	65,38	66,36	67,3
Jequitinhonha	64,16	64,18	64,21
Leste	64,04	65,03	65,99
Leste do Sul	63,76	64,51	65,24
Nordeste	62,56	63,34	64,1
Noroeste	66,39	66,39	66,67
Norte de Minas	63,72	64,26	64,77
Oeste	65,58	66,65	67,68
Sudeste	65,66	66,45	67,21
Sul	65,88	66,79	67,68
Triângulo do Norte	67,72	68	68,28
Triângulo do Sul	67,15	67,78	68,39
Coefficiente de Variação	2,30%	2,20%	2,24%

Nota: 1 – Equivalente à renda do município de Pavão (Nordeste)

2 – Equivalente à renda do município de Seritinga (Sul)

3 – Equivalente à renda do município de Douradoquara (Triângulo do Norte)

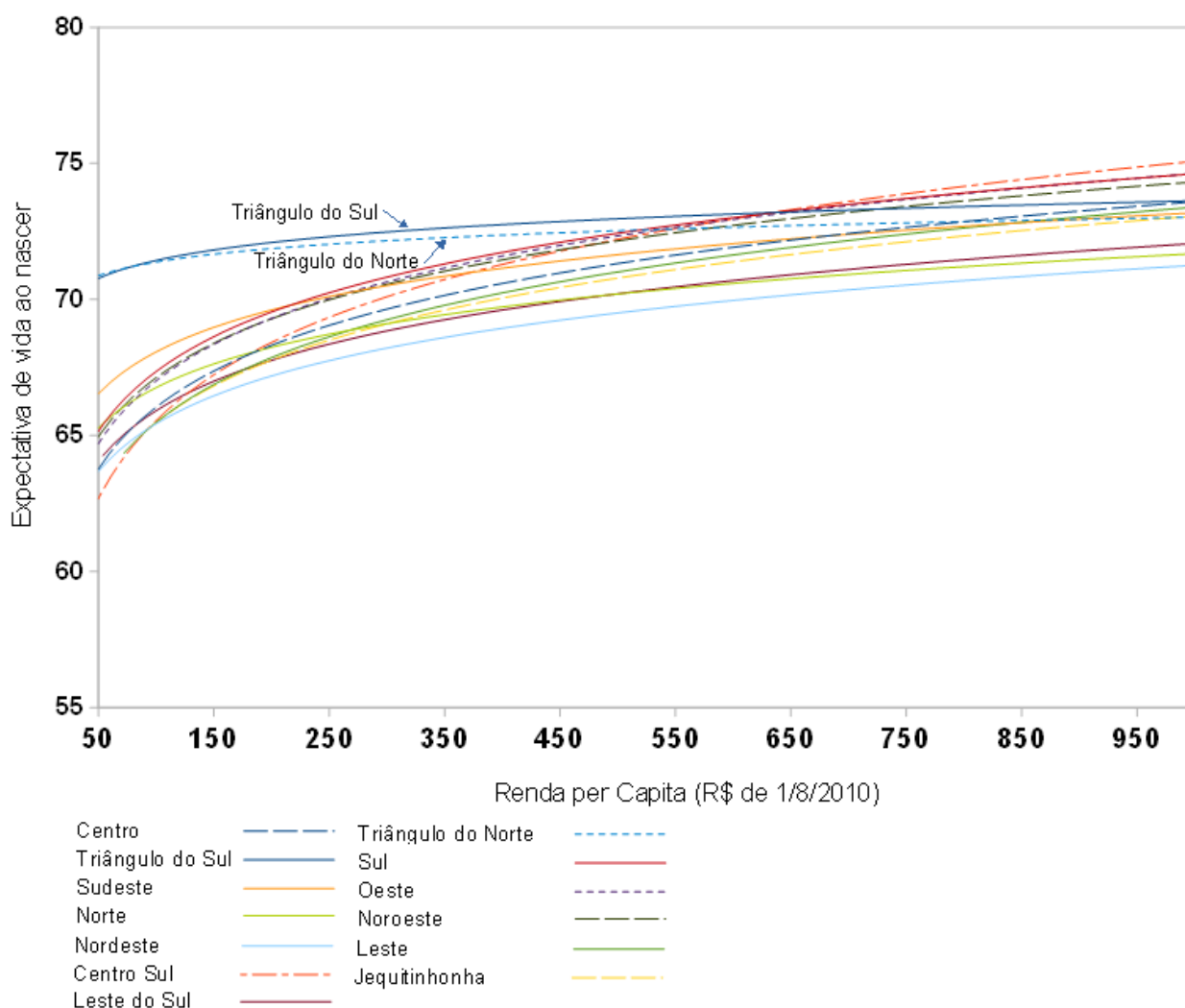
Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

Atribuindo o mesmo valor de renda, por exemplo a mediana observada em 1991, ainda são registradas diferenças entre as expectativas de vida ao nascer estimadas, que só podem ser atribuídas à diferença de suas funções de produção de saúde. Ao realizarmos esse exercício, a região com menor valor da expectativa de vida ao nascer (Nordeste) tinha essa estatística equivalendo a 93,14% daquela com maior valor

(Triângulo do Norte). A diferença absoluta era de 4,66 anos, equivalente a uma diferença de 6,85%. Considerando que a diferença real existente entre essas regiões foi de 6,44 anos, fatores independentes da renda explicam cerca de 72% da diferença existente em 1991.

Na figura 7 mostramos o conjunto de curvas de Preston para as regiões de saúde em 2000.

**Figura 7 – Curvas de Preston - Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2000**



Nota: Curvas das regiões citadas individualmente na seção 4.2 estão nomeadas diretamente no gráfico.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

As curvas em 2000 têm o formato esperado, excetuando em parte as curvas das regiões Triângulo do Norte e do Sul, que têm uma inclinação pouco acentuada em relação

às demais e intercepto elevado. Comparativamente às curvas apresentadas para o ano de 1991 é possível notar, visualmente, convergência entre as curvas. A tabela 11 apresenta medidas objetivas sobre a dispersão das curvas estimadas, usando percentis selecionados da renda municipal efetivamente observada em 2000.

**Tabela 11 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Selecionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2000**

Região de Saúde	Percentil de Renda		
	25 (R\$ 234,92 <sup>1</sup> )	50 (R\$ 330,51 <sup>2</sup> )	75 (R\$ 443,57 <sup>3</sup> )
Centro	68,89	70	70,96
Centro Sul	69,07	70,48	71,69
Jequitinhonha	68,3	69,42	70,39
Leste	68,4	69,57	70,58
Leste do Sul	68,21	69,12	69,90
Nordeste	68,31	69,89	71,25
Noroeste	69,78	70,85	71,77
Norte de Minas	68,61	69,34	69,97
Oeste	69,85	70,98	71,95
Sudeste	69,98	70,74	71,39
Sul	70,03	71,1	72,03
Triângulo do Norte	71,96	72,2	72,41
Triângulo do Sul	72,25	72,57	72,85
Coeficiente de Variação	1,92%	1,47%	1,29%

Nota: 1 – Equivalente à renda do município de Januária (Norte)

2 – Equivalente à renda do município de São Francisco de Paula (Oeste)

3 - Equivalente à renda do município de Congonhas (Centro Sul)

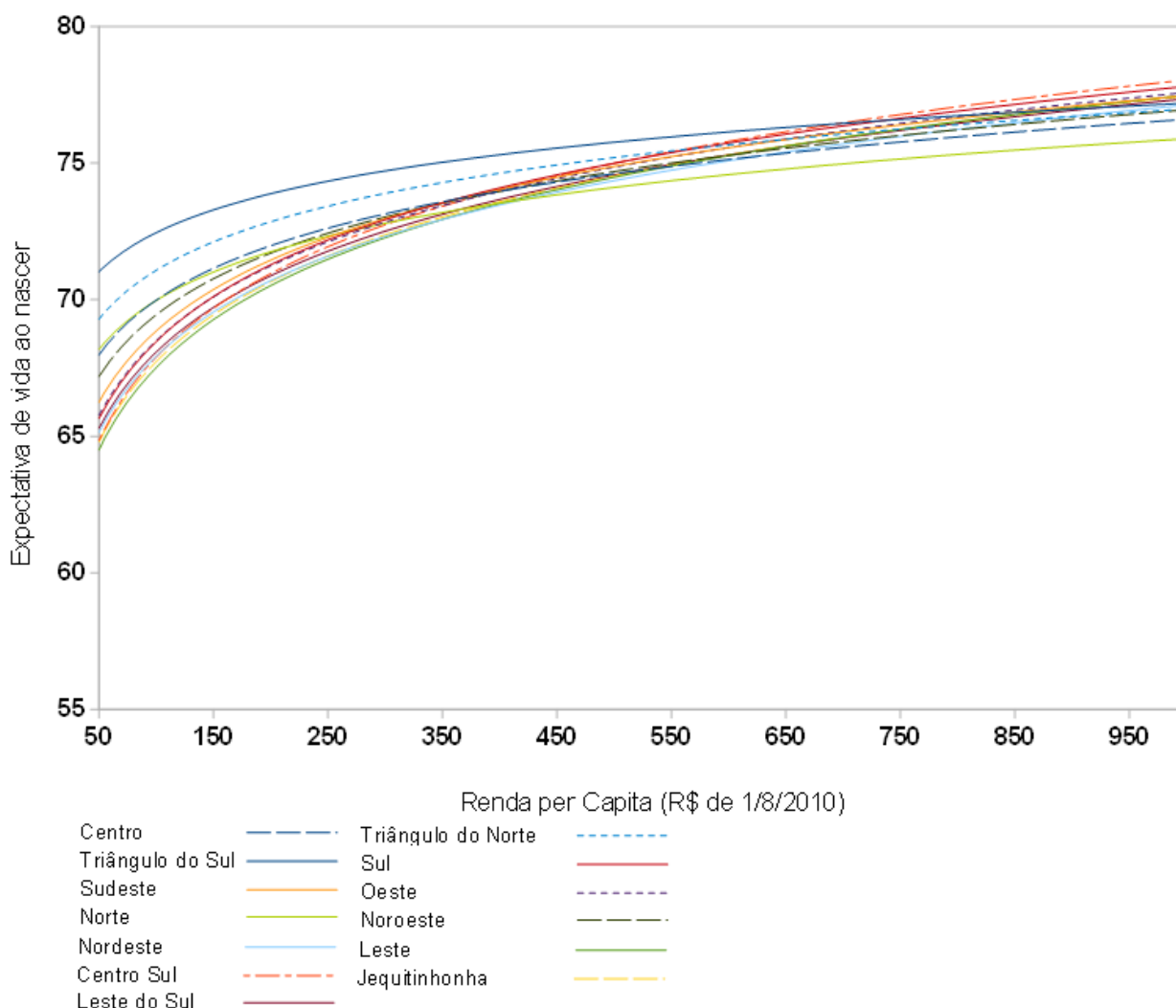
Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

Simulando-se a expectativa de vida esperada quando se atribui a renda mediana às regiões é possível notar que houve convergência das curvas de Preston, conforme apurado pelo coeficiente de variação entre 1991 e 2000. Em 1991, o coeficiente era de 2,20%, reduzindo-se para 1,47% em 2000. O valor da expectativa de vida ao nascer na região com menor valor da estatística simulada (Leste do Sul) equivalia a 95,2% daquela com maior valor (Triângulo do Sul), maior, portanto, do que os 93,14% apurados em 1991.

A diferença entre esses dois valores era de 3,45 anos ou 4,75%, sendo desta maneira inferior àquela apurada em 1991. Comparando as regiões nos extremos da expectativa de vida real (Triângulo do Sul e Nordeste), temos que a diferença efetivamente observada em 2000 era de 5,43 anos, mas foi de 2,68 na simulação usando a renda mediana. Dessa forma, cerca de 49% da diferença real na expectativa de vida entre essas regiões em 2000 parece ter sido devido a fatores independentes da renda.

Por fim, na figura 8 abaixo apresentamos as curvas de Preston das regiões de saúde para 2010.

**Figura 8 – Curvas de Preston – Regiões de Saúde de Minas Gerais – 2010**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

As curvas de Preston das regiões de saúde em 2010 apresentam o formato

esperado, sem exceções. Na faixa que vai da renda de cerca de R\$ 500 a R\$ 700 há uma quase coincidência das curvas – mesmo visualmente é possível detectar a convergência das curvas de Preston em comparação com os demais anos. Trata-se, novamente, de uma evidência favorável a Georgiadis, Pineda e Rodríguez (2010). Aqueles autores defendem que o ajuste da curva de Preston é melhor para as regiões mais desenvolvidas e que estariam mais próximos à fronteira do conhecimento médico e científico. Em Minas Gerais, à medida que a renda e a expectativa de vida aumentam, nota-se que o formato e nível das curvas converge no tempo, resultado compatível ao argumento daqueles autores.

A tabela 12 mostra medidas objetivas da dispersão das curvas, usando percentis selecionados da renda municipal efetivamente observada em 2010.

**Tabela 12 – Expectativas de Vida Estimadas usando Rendas Selecionadas e Curvas de Preston das Regiões de Saúde – Minas Gerais – 2010**

Região de Saúde	Percentil de Renda		
	25 (R\$ 359,93 <sup>1</sup> )	50 (R\$ 474,77 <sup>2</sup> )	75 (R\$ 592,61 <sup>3</sup> )
Centro	73,92	74,44	75,07
Centro Sul	73,95	74,75	75,72
Jequitinhonha	73,54	74,31	75,24
Leste	73,49	74,28	75,24
Leste do Sul	73,59	74,32	75,22
Nordeste	73,42	74,14	75,02
Noroeste	73,96	74,55	75,27
Norte de Minas	73,51	73,98	74,55
Oeste	73,93	74,64	75,52
Sudeste	74	74,68	75,51
Sul	73,59	74,32	75,22
Triângulo do Norte	74,59	75,06	75,62
Triângulo do Sul	75,3	75,68	76,13
Coeficiente de Variação	0,71%	0,59%	0,71%

Nota: 1 – Equivalente à renda do município de São José do Mantimento (Leste do Sul)

2 – Equivalente à renda do município de Itanhomi (Leste)

3 – Equivalente à renda do município de Paraisópolis (Sul)

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

Ao atribuímos a mesma renda para as regiões de saúde, encontramos em 2010, comparativamente a 1991 e mesmo a 2000, importante convergência entre as regiões. De fato, o coeficiente de variação para o percentil 50 (mediana) esses valores são, respectivamente, de 2,2%, 1,47% e 0,59%, para 1991, 2000 e 2010. Dessa forma a dispersão das curvas de Preston, conforme apurada pelo coeficiente de variação, caiu quase 75% no período estudado.

Como apontado acima, ao atribuímos o mesmo valor de renda para as regiões, as diferenças de expectativa de vida entre elas se devem apenas às suas diferentes funções subjacentes à curva de Preston. Assim, podemos afirmar que no período 1991-2010 houve uma convergência entre as curvas, de forma que a diferença relativa das expectativas de vida reais é crescentemente devida às diferenças de renda efetivamente observadas. Isso indica que as regiões de saúde tiveram, ao longo do intervalo, maior igualdade na capacidade de acessar e implementar políticas públicas.

De fato, a diferença real de expectativa de vida entre as regiões com maior e menor valor da medida (Triângulo do Norte e Nordeste) era de 4,19 anos em 2010. Ao atribuímos a renda mediana para as regiões, essa diferença cai para 1,13 anos. Dessa forma, apenas cerca de 27% da diferença de expectativa de vida real entre essas regiões em 2010 parece ser devida a fatores independentes da renda, contra 72% em 1991 e 49% em 2000.

É sabido que as expectativas de vida reais, dentro do arcabouço apresentado pela curva de Preston, variam de acordo com as diferentes funções e com o nível de renda. Uma vez que as regiões de Minas contam com curvas cada vez mais semelhantes, a desigualdade regional de renda se torna, progressivamente, a principal responsável pela diferença de expectativa de vida, que cai mas ainda existe, entre as regiões. Esse resultado indica uma maior uniformidade entre as regiões na capacidade de implementar políticas públicas. Caso as curvas de Preston não venham novamente a divergir, a redução da desigualdade regional de renda será cada vez mais importante para a redução dos diferenciais de expectativa de vida entre as regiões. Como visto no capítulo 3, embora a desigualdade regional de renda também tenha caído ao longo do período 1991-2010, ela ainda é bastante elevada.

### 4.3 Decomposição do Avanço da Expectativa de vida 1991-2010

Como visto acima, o período 1991-2010 registrou aumentos importantes de expectativa de vida ao nascer nas regiões de saúde. Entretanto, como houve aumento tanto da renda quanto o deslocamento das curvas de Preston, é necessário decompor o avanço registrado na parcela que é devida ao aumento da renda e naquela que é devida a políticas públicas.

Preston (1975) descreve um método para fazer essa decomposição. O procedimento consiste em avaliar a evolução da expectativa de vida ao nascer efetivamente observada; a evolução que seria registrada caso a função estimada do período inicial se mantivesse, mas a renda fosse a efetivamente observada no final do período; e a evolução que seria registrada caso a renda do início do período se mantivesse, mas a função estimada fosse aquela do final do período. A partir daí, faz-se uma comparação relativa do avanço nos cenários hipotéticos com aquele efetivamente observando, atribuindo-se proporcionalmente a evolução observada na expectativa de vida entre a parcela derivada da variação da renda e da variação da função expectativa de vida. Como alerta aquele autor, esse é um método impreciso, de forma que os valores apresentados devem ser entendidos como indicativos de tendências, sem que se pretenda obter elevado grau de precisão.

A tabela 13 apresenta a evolução da expectativa de vida real entre 1991 e 2010; exercícios contrafactuais com o valor esperado de expectativa de vida em 2010 caso a curva de Preston mantivesse a mesma função de 1991, mas o valor da renda de 2010; o valor esperado de expectativa de vida caso se mantivesse a renda de 1991 mas com a função de 2010; bem como a decomposição real do avanço da expectativa de vida em seus componentes derivados da renda e de políticas públicas (contribuição da função). Foram usadas as funções estimadas e os valores regionais efetivamente observados de renda e expectativa de vida. Os dados de renda e expectativa de vida para as regiões foram obtidos conforme exposto na sessão 3.2.



**Tabela 13 – Expectativas de Vida Reais, Contrafactuais Estimados de Renda e Função Expectativa de Saúde e Contribuição Renda e Função Expectativa de Vida – Minas Gerais – 1991-2010**

Região de Saúde	Expectativa de Vida (anos)					
	Real 1991	Real 2010	Função 1991, Renda 2010	Contribuição Renda	Função 2010, Renda 1991	Contribuição Função
Centro	67,35	75,78	70,5	29,9%	74,75	70,1%
Centro Sul	67,35	75,22	69,59	30,5%	72,45	69,5%
Jequitinhonha	64,33	73,57	64,23	-1,7% <sup>1</sup>	69,68	101,7% <sup>1</sup>
Leste	65,8	74,84	68,01	26,3%	72	73,7%
Leste do Sul	64,89	74,6	66,53	20,2%	71,38	79,8%
Nordeste	63,21	73,02	64,68	17,5%	70,17	82,5%
Noroeste	67,23	75,43	70,11	32,9%	73,11	67,1%
Norte de Minas	64,86	73,97	65,34	6,7%	71,6	93,3%
Oeste	68,57	75,91	70,45	28,9%	73,21	71,1%
Sudeste	67,42	75,51	69,39	23,7%	73,76	76,3%
Sul	68,43	76,33	70,07	24,9%	73,39	75,1%
Triângulo do Norte	69,65	77,21	69,21	-8,8% <sup>1</sup>	75,04	108,8% <sup>1</sup>
Triângulo do Sul	68,74	76,25	70,38	18,0%	76,18	82,0%
Minas Gerais	66,36	75,3	70,93	38,70%	73,59	61,30%

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados de renda e expectativa de vida do Atlas Brasil

Como já apresentado no capítulo 3, ao fim do período houve grande evolução da expectativa de vida real em todas as regiões. Em termos gerais, ao simularmos a expectativa de vida que seria observada caso se mantivesse a mesma função de 1991, mas a renda do final do período, todas as regiões, exceto Triângulo do Norte e Jequitinhonha, que apresentam leve redução, registrariam aumento da expectativa de vida. Esse é o cenário em que se avalia a importância do deslocamento da renda ao longo da mesma curva de Preston. Ao aplicarmos a função de 2010 com a renda de 1991, entretanto, verificamos que nesta simulação há um aumento da expectativa de vida que é bastante superior àquela do cenário acima. Esse cenário corresponde ao deslocamento da própria curva de Preston, mantida fixa a renda. O maior aumento foi aquele efetivamente observado sobre a expectativa de vida real, obtido por meio do Atlas Brasil. Esse fato era esperado, visto que combinou os ganhos de renda bem como os ganhos de

função que ocorreram ao longo do período.

Dessa forma, ao decompor os fatores responsáveis pelo aumento da expectativa de vida, pode-se afirmar que a contribuição do deslocamento das curvas de Preston foi bastante superior àquela da renda, que corresponde ao deslocamento ao longo das curvas. De fato, considerando as regiões de saúde, a que apresentou menor contribuição da função para o aumento da expectativa de vida foi o Noroeste, com 67,1%. Já para o Jequitinhonha e o Triângulo do Norte, a contribuição foi superior a 100%, com a correspondente participação negativa da evolução da renda, o que demanda esclarecimentos.

Conforme alerta de Preston (1975), a decomposição é um procedimento ao qual devem ser atribuídas largas margens de incerteza, dada a pouca precisão do método. No Jequitinhonha e Triângulo do Norte o uso da função de 1991 com a renda de 2010 gerou estimativas de expectativa de vida um pouco abaixo daqueles efetivamente observados em 1991 – o que leva a uma atribuição negativa da contribuição da renda. Esse é um resultado improvável, considerando que em todas as regiões a renda aumentou ao longo do período analisado. Dessa forma, o mais adequado é afirmar que nesses casos a contribuição da função foi predominante, ainda que não exclusiva.

Quando se considera o estado como um todo a curva é melhor estimada, considerando o maior número de observações. Nessas condições, a contribuição do deslocamento da função foi de 61,3%, com a respectiva contribuição da renda de 38,7%. Embora a contribuição da renda seja maior na estimativa para o estado como um todo, a evolução da função de expectativa de vida continua como a principal responsável pelo avanço observado em Minas Gerais no período, indicando a importância do deslocamento da curva de Preston. O valor estimado da contribuição de fatores independentes da renda (61,3%) é semelhante àquela encontrado por Soares (2007b) para o período 1970-2000 para todos os municípios brasileiros, que foi de cerca de 55%.

Sendo as políticas públicas apontadas como o principal fator independente da renda no avanço na expectativa de vida (Riley, 2001), cabe nelas buscar possíveis elementos que expliquem o cenário, positivo, apresentado acima. Assim, tendo sido estabelecida a importância primordial das políticas públicas, o próximo capítulo fará a avaliação da capacidade de políticas públicas selecionadas para explicar o nível e a evolução da expectativa de vida em Minas Gerais. Em especial, será destacada a possível contribuição do PSF para o comportamento observado da medida. Considerando as avaliações positivas na literatura sobre a eficácia do programa em reduzir a

mortalidade, especialmente a infantil, e a substancial contribuição das políticas públicas para o aumento da expectativa de vida, seria esperado que o PSF, controlando-se por variáveis confundidoras, tivesse influência positiva sobre a medida.

## Capítulo 5 — O Papel do PSF no Aumento da Expectativa de Vida – Testes Empíricos

### 5.1 Apresentação dos Testes Empíricos

Conforme visto nos capítulos anteriores, a expectativa de vida do estado e das regiões de saúde subiu de forma rápida entre 1991 e 2010. O exercício realizado de decomposição do avanço dessa estatística aponta que a maior parte dos ganhos foi devida a fatores independentes da renda.

O PSF, inovação importante de política pública nesse período, tendo surgido em 1994 e com implantação gradual desde então, é um fator explicativo em potencial para essa evolução. O programa, como visto na seção 3.4, foi apontado por trabalhos de avaliação como tendo efeito positivo para redução da mortalidade, principalmente infantil. O crescimento da expectativa de vida foi maior nas regiões mais pobres, onde a cobertura do programa é maior. Dessa forma, é importante avaliar se a cobertura do programa, após o controle por variáveis de interesse, apresenta impacto positivo para a expectativa de vida.

Este capítulo busca realizar essa avaliação do papel do PSF como fator explicativo no aumento da expectativa de vida em Minas Gerais no período 1991-2010. Os dois exercícios empíricos apresentados avaliam, respectivamente: se os municípios com maior cobertura do PSF tinham, em 2000 e 2010, maior expectativa de vida, controlando-se por fatores como renda e acesso a água; e se os municípios com maior cobertura média do PSF registraram maior aumento da expectativa de vida entre 1991-2010. Nos exercícios, cada município equivale a uma observação, sem ponderação por população. As seções 5.2 e 5.3 realizam os exercícios empíricos, enquanto que a seção 5.4 discute os resultados encontrados.

### 5.2 Primeiro Modelo: *Cross-Sections* de 1991, 2000 e 2010

A variável a ser explicada no primeiro exercício empírico é a expectativa de vida municipal no ano de interesse, cuja medida utilizada é a descrita no capítulo 4, obtida no Atlas Brasil.

A medida de renda utilizada foi o logaritmo da renda municipal individual média. Foi

obtida por meio do Atlas Brasil, conforme descrito no capítulo 4. Como medida de acesso a água foi usado o percentual da população de um município que vive em domicílios particulares permanentes com água canalizada, obtido por meio dos Censos Demográficos. A água pode ser proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa. Usando medidas alternativas e mais complexas, que consideravam acesso também a banheiro ou esgoto, por exemplo, os resultados abaixo apresentados foram semelhantes, de forma que se optou pela medida mais simples.

Optou-se por incluir uma medida de desigualdade de renda municipal, que é uma medida agregada, uma vez que a concentração de renda brasileira, além de elevada, é variável entre os municípios. Usou-se a medida mais comum, que é o coeficiente de Gini, obtido em nível municipal da renda individual. Os valores foram obtidos no Atlas Brasil, usando dados dos Censos Demográficos.

Como medida da educação municipal usou-se o analfabetismo em 1991, 2000 e 2010, definido como o percentual de pessoas com 15 anos ou mais de idade que não são capazes de ler e entender um texto simples. Foi obtida por meio do Atlas Brasil, usando dados dos Censos Demográficos.

Inclui-se também uma medida de urbanização para 1991, 2000, 2010. A medida utilizada foi a fração da população municipal que vivia na data de referência do Censo em áreas classificadas como urbanas. Foi obtida no Atlas Brasil, usando dados dos Censos Demográficos.

Já a medida de atendimento do PSF foi a cobertura anual média do programa. Considerando que alguns trabalhos de avaliação, como Macinko, Guanais e Souza (2006), indicam que o PSF tem efeitos defasados, optamos por incluir a cobertura municipal com -2, -1 e 0 anos de *lag*. Dessa forma, considerando que em 1991 o programa ainda não havia sido criado, são utilizados os dados para os anos de 1998, 1999, 2000, 2008, 2009 e 2010. Os dados foram obtidos no Índice Mineiro de Responsabilidade Social, exceto para 1998 e 1999. Para esses anos os dados foram obtidos por meio do sistema de histórico de cobertura do Ministério da Saúde e transformados em média anual, utilizando o mesmo procedimento utilizado pelo Índice Mineiro de Responsabilidade Social. Os dados de 1998 referem-se apenas ao segundo semestre daquele ano.

Incluiu-se ainda *dummies* para as regiões de saúde em que cada município se insere, com a finalidade de verificar a existência de diferenças intrínsecas entre as regiões

quanto à variável resposta. A categoria omitida vai ser a de menor expectativa de vida em 1991, que foi a região Nordeste.

A tabela 14 abaixo apresenta a exploração descritiva das variáveis utilizadas, exceto as *dummies* regionais, considerando todos os municípios.

**Tabela 14 – Estatística Descritiva – Variáveis Seleccionadas – Municípios de Minas Gerais – 1991, 2000 e 2010**

<b>Variável</b>	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>2010</b>
Esperança de Vida ao Nascer - Média	65,73	70,16	74,24
<i>Desvio Padrão</i>	3,44	3,39	3,11
<i>Mínimo/Máximo</i>	58,17/71,48	62,63/75,98	68,37/78,15
Logaritmo da renda municipal - Média	5,34	5,77	6,14
<i>Desvio Padrão</i>	0,44	0,43	0,35
<i>Mínimo/Máximo</i>	4,03/6,68	4,45/7	5,2/7,46
% Pop em dom. com água encanada - média	64,99	80,5	88,38
<i>Desvio Padrão</i>	24,91	19,58	9,88
<i>Mínimo/Máximo</i>	2,49/99,84	13,04/99,8	40,61/100
Coefficiente de Gini	0,53	0,54	0,47
<i>Desvio Padrão</i>	0,07	0,06	0,05
<i>Mínimo/Máximo</i>	0,34/0,85	0,33/0,75	0,32/0,78
Taxa de Analfabetismo	26,39	18,22	13,45
<i>Desvio Padrão</i>	11,6	8,18	6,46
<i>Mínimo/Máximo</i>	7,12/64,53	4,62/46,08	2,87/35
Cobertura PSF - média	—	29,4	86,22
<i>Desvio Padrão</i>	—	32,06	22,66
<i>Mínimo/Máximo</i>	—	0/100	0/100
Urbanização	0,53	0,63	0,68
<i>Desvio Padrão</i>	0,23	0,21	0,19
<i>Mínimo/Máximo</i>	0/1	0,12/1	0,19/1

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Atlas Brasil (expectativa de vida ao nascer, renda municipal, acesso a água encanada, coeficiente de Gini, analfabetismo e urbanização) Índice Mineiro de Responsabilidade Social (cobertura do PSF 2000-2010) e Ministério da Saúde (cobertura do PSF 98 e 99).

A tabela 15 apresenta o sinal esperado para as variáveis explicativas utilizadas, em relação em sua influência sobre a expectativa de vida municipal.

**Tabela 15 – Sinal Esperado de Variáveis Seleccionadas sobre a Expectativa de Vida Municipal – Modelo de *Cross-Section***

Variável	Sinal Esperado	Justificativa
Logaritmo da renda municipal	+	Maior renda possibilitaria melhor padrão de vida, com acesso a uma cesta de consumo maior e melhor.
% Pop em dom. com água encanada	+	O maior acesso a água encanada favoreceria a prevenção de doenças de veiculação hídrica.
Coefficiente de Gini	-	Para um dado valor médio de renda municipal, retornos decrescentes levam a esperar menor expectativa de vida quanto maior a desigualdade.
Taxa de Analfabetismo	-	Maior analfabetismo dificultaria o acesso à informação, inclusive sobre prevenção e tratamento médicos.
Cobertura PSF	+	Maior cobertura do programa, tudo o mais mantido constante, deve levar a menor mortalidade, especialmente infantil, com ganhos de expectativa de vida.
Urbanização	Ambíguo	Maior urbanização deve estar associada à disponibilidade de mais e melhores serviços. Por outro lado, a maior densidade do espaço urbano, na ausência de infraestrutura adequada, pode favorecer a transmissão de doenças.
Regiões de Saúde	+	As <i>dummies</i> de região de saúde buscam analisar se há diferenças intrínsecas a cada região na função resposta. Como visto, inicialmente as curvas de Preston das regiões mais pobres são mais baixas, mas convergem ao longo do tempo. Como a categoria omitida foi a região Nordeste, de menor expectativa de vida no começo do período, espera-se que as <i>dummies</i> tenham em sua maioria valores positivos, mas que se tornem não-significativas ao longo do período.

Fonte: Elaboração própria a partir de Riley (2001), Pritchett e Summers (1996), Rocha e Soares (2010), Preston (1975), Fogel (2004), Caldwell (1986) e Soares (2007b). Vide capítulo 2.

Os modelos do primeiro exercício visam analisar por meio de regressão linear, dentro de um mesmo ano, os fatores explicativos que determinam a expectativa de vida

municipal em dado ano. Dessa forma, buscam explicar o nível de expectativa de vida naquele ano por meio de uma regressão em *cross-section*. É estimada uma regressão do tipo  $e^o_{0\text{ ano}} = \beta_0 + \beta_i X_j + \varepsilon$ , onde  $e^o_{0\text{ ano}}$  é a estimativa da expectativa de vida municipal em dado ano,  $\beta_0$  é um valor fixo (intercepto),  $\beta_i$  é um vetor de coeficientes aplicados a um conjunto de observações  $X_j$  municipais e  $\varepsilon$  é um termo de erro.

A tabela 16 apresenta o resultado da regressão para 1991. São apresentados ainda os coeficientes padronizados (beta).

**Tabela 16 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas – 1991**

Variável	Sem PSF	
	Coeficiente	Coeficiente $\beta$
Logaritmo da renda municipal	1,616*** (5,33)	0,274***
% Pop em dom. com água encanada	0,0149* (2,5)	0,143*
Coeficiente de Gini	-1,529 (-1,49)	-0,038
Taxa de Analfabetismo	-0,0663*** (-5,55)	-0,295***
Urbanização	-0,687 (-1,71)	-0,059
Centro	0,329 (0,96)	0,041
Centro Sul	0,767 (1,90)	0,069
Jequitinhonha	1,05* (2,56)	0,065*
Leste	0,447 (1,48)	0,051
Leste do Sul	-0,389 (-1,05)	-0,036
Noroeste	1,685*** (4,04)	0,125***
Norte	0,851** (2,99)	0,098**
Oeste	1,492*** (3,75)	0,141***



**Tabela 16 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas – 1991 (cont.)**

Variável	Sem PSF	
Sudeste	1,196*** (3,33)	0,144***
Sul	1,589*** (4,28)	0,233***
Triângulo do Norte	2,113*** (4,55)	0,142***
Triângulo do Sul	2,315*** (4,86)	0,155***
Constante	58,13*** (38,69)	—
N	853	

Nota: Estatística t em parênteses; \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Fonte: Cálculos próprios

A associação entre o logaritmo da renda e a expectativa de vida é positivo, o que já era esperado, dadas as curvas de Preston apresentadas acima. Um aumento de um desvio padrão no logaritmo da renda está associado a uma expectativa de vida municipal 0,94 ano superior. O coeficiente de Gini tem o sinal esperado, mas não é significativo.

A associação entre domicílios com água encanada tem o sinal esperado e é significativo, mas o efeito não é especialmente forte – um acréscimo de um desvio padrão no acesso a água encanada está associado a um aumento de 0,49 ano na expectativa de vida municipal. A urbanização tem coeficiente negativo, mas não é estatisticamente significativa. O analfabetismo também apresenta associação negativa com a expectativa de vida – o aumento de um desvio padrão no analfabetismo está associado a uma redução de 1,02 ano na expectativa de vida municipal.

As *dummies* regionais têm o valor positivo esperado, exceto a região Leste do Sul. Os resultados foram significativos, exceto para o Centro-Sul, Leste, Leste do Sul e Centro.

A tabela 17 apresenta os resultados dos modelos para 2000 sem considerar o PSF e considerando a cobertura do PSF para 1998, 1999 e 2000, respectivamente. A inclusão desses anos (com defasagem de -2, -1 e 0 anos em relação ao ano do Censo) se justifica pelo fato que, conforme a revisão de literatura apresentada, o programa parece atuar com defasagem temporal (*lag*).

**Tabela 17 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas, PSF com -2, -1 e 0 Anos de Lag – 2000**

Variável	Sem PSF		Lag 2		Lag 1		Lag 0	
	Coef.	Coef. $\beta$	Coef.	Coef. $\beta$	Coef.	Coef. $\beta$	Coef.	Coef. $\beta$
Logaritmo da renda municipal	2,195*** (7,90)	0,396***	2,213*** (7,94)	0,399***	2,211*** (7,95)	0,399***	2,200*** (7,91)	0,397***
% Pop em dom. com água encanada	0,0045 (0,65)	0,037	0,0039 (0,56)	0,032	0,0037 (0,54)	0,03	0,0041 (0,60)	0,34
Coefficiente de Gini	-2,485** (-2,71)	-0,665**	-2,524** (-2,75)	-0,068**	-2,521** (-2,75)	-0,067**	-2,479** (-2,70)	-0,067**
Taxa de Analfabetismo	-0,079*** (-5,29)	-0,268***	-0,079*** (-5,31)	-0,270***	-0,08*** (-5,35)	-0,272***	-0,079*** (-5,30)	-0,27***
Urbanização	-0,298 (-0,83)	-0,026	-0,289 (-0,80)	-0,024	-0,280 (-0,78)	-0,024	-0,292 (-0,81)	-0,025
Centro	0,0675 (0,22)	0,092	0,0618 (0,20)	0,008	0,05 (0,17)	0,007	0,063 (0,21)	0,009
Centro Sul	0,136 (0,38)	0,013	0,127 (0,35)	0,012	0,118 (0,33)	0,012	0,138 (0,38)	0,013
Jequitinhonha	-0,0466 (-0,13)	-0,003	-0,0541 (-0,15)	-0,004	-0,066 (-0,18)	-0,004	-0,52 (-0,14)	-0,004
Leste	0,00147 (0,01)	0,0001	0,0172 (0,06)	0,002	0,023 (0,08)	0,003	0,0156 (0,06)	0,002
Leste do Sul	-0,540 (-1,59)	-0,544	-0,537 (-1,58)	-0,054	-0,543 (-1,60)	-0,055	-0,535 (-1,58)	-0,054
Noroeste	1,200*** (3,34)	0,096***	1,197*** (3,33)	0,096***	1,175** (3,27)	0,094**	1,193*** (3,31)	0,096***
Norte	0,727** (2,88)	0,091**	0,701** (2,75)	0,088**	0,691** (2,72)	0,087**	0,720** (2,84)	0,90**
Oeste	1,114** (3,14)	0,114**	1,122** (3,16)	0,115**	1,118** (3,15)	0,114**	1,117** (3,14)	0,114**
Sudeste	0,794* (2,45)	0,104*	0,780* (2,41)	0,102*	0,769* (2,37)	0,1*	0,787* (2,43)	0,103*
Sul	1,295*** (3,97)	0,207***	1,303*** (3,99)	0,208***	1,299*** (3,98)	0,208***	1,299*** (3,98)	0,208***
Triângulo do Norte	1,625*** (4,08)	0,118***	1,629*** (4,08)	0,119***	1,618*** (4,06)	0,118***	1,626*** (4,07)	0,119***
Triângulo do Sul	1,897*** (4,65)	0,138***	1,889*** (4,63)	0,138***	1,869*** (4,58)	0,136***	1,884*** (4,60)	0,138***
PSF	—	—	0,00135 (0,86)	0,018	0,00179 (1,16)	0,024	0,00063 (0,40)	0,008
Constante	59,50*** (39,19)	—	59,44*** (39,10)	—	59,46*** (39,16)	59,44*** (39,10)	59,48*** (39,14)	—
N	853							

Nota: Estatística t em parênteses; \* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001

Fonte: Cálculos próprios

Os resultados encontrados foram bastante semelhantes nos quatro modelos estimados para 2000, de forma que os resultados gerais serão comentados com base no modelo que não inclui o PSF, exceto para as variáveis de cobertura do programa.

O efeito do logaritmo da renda sobre a expectativa de vida foi significativo. O incremento de um desvio padrão na variável de renda está associado a uma expectativa de vida 1,34 anos superior. O coeficiente de Gini foi estatisticamente significativo, ao contrário de 1991, e tem o sinal esperado. O aumento de um desvio-padrão no valor do coeficiente de Gini está associado à redução de 0,23 ano na expectativa de vida municipal.

O analfabetismo novamente está significativamente associado à expectativa de vida, com o sinal esperado. O aumento de um desvio padrão no analfabetismo está associado a uma redução de 0,91 ano na expectativa de vida municipal.

O percentual de domicílios com água encanada, ao contrário do registrado em 1991, não foi significativo. A medida de urbanização tampouco foi significativa.

As *dummies* regionais têm em geral o valor esperado, positivo, exceto Leste do Sul e Jequitinhonha. Em relação a 1991, aumenta para cinco o número de regiões cujo dummy não foi significativa, quais sejam, Centro, Centro-Sul, Jequitinhonha, Leste e Leste do Sul.

As variáveis do PSF não foram significativas. Além disso, os efeitos estimados, embora tenham o sinal esperado, são bastante pequenos. Considerando a cobertura de 1998, 1999 e 2000, que correspondem a um *lag* de 2, 1 e 0 ano, o efeito de um aumento de um desvio padrão na cobertura foi de aumentar a expectativa de vida municipal em apenas 0,06, 0,08, e 0,03 ano, respectivamente. Foram estimados ainda modelos (não mostrados) incluindo efeitos de interação entre região e PSF, mas os resultados foram semelhantes.

A tabela 18 apresenta resultados para 2010, desconsiderando o PSF e usando as coberturas de 2008, 2009 e 2010, correspondentes à defasagem de 2, 1 e zero ano, respectivamente.

**Tabela 18 – Resultados de Regressão – Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais e Variáveis Seleccionadas, sem e com PSF com -2, -1 e 0 Anos de Lag – 2010**

Variável	Sem PSF		Lag 2		Lag 1		Lag 0	
	Coef.	Coef. β	Coef.	Coef. β	Coef.	Coef. β	Coef.	Coef. β
Logaritmo da renda municipal	3,246*** (11,67)	0,626***	3,249*** (11,66)	0,626***	3,247*** (11,65)	0,626***	3,239*** (11,59)	0,624***
% Pop em dom. com água encanada	-0,0082 (-1,32)	-0,045	-0,0083 (-1,33)	-0,046	-0,00821 (-1,32)	0,45	-0,00815 (-1,31)	-0,445
Coeficiente de Gini	-0,0633 (-0,07)	-0,002	-0,0416 (-0,05)	-0,001	-0,0581 (-0,07)	-0,002	-0,073 (-0,08)	-0,002
Taxa de Analfabetismo	-0,0368** (-2,66)	-0,133**	-0,037** (-2,67)	-0,135	-0,037** (-2,65)	-0,133**	-0,036** (-2,62)	-0,131**
Urbanização	0,0863 (0,25)	0,009	0,092 (0,26)	0,010	0,0881 (0,25)	0,009	0,079 (0,23)	0,008
Centro	0,0826 (0,35)	0,015	0,078 (0,33)	0,014	0,0816 (0,35)	0,015	0,086 (0,37)	0,016
Centro Sul	0,329 (1,23)	0,043	0,319 (1,18)	0,042	0,327 (1,21)	0,004	0,335 (1,24)	0,044
Jequitinhonha	-0,168 (-0,60)	-0,015	-0,172 (-0,61)	-0,016	-0,169 (-0,60)	-0,015	-0,165 (-0,59)	-0,015
Leste	-0,0221 (-0,11)	-0,004	-0,022 (-0,11)	-0,004	-0,0223 (-0,11)	-0,004	-0,0194 (-0,10)	-0,003
Leste do Sul	0,078 (0,32)	0,011	0,07 (0,29)	0,01	0,0758 (0,31)	0,01	0,0855 (0,35)	0,011
Noroeste	0,214 (0,77)	0,023	0,207 (0,74)	0,022	0,213 (0,77)	0,023	0,220 (0,79)	0,024
Norte	0,254 (1,30)	0,043	0,25 (1,27)	0,042	0,253 (1,29)	0,043	0,257 (1,31)	0,043
Oeste	0,437 (1,59)	0,059	0,427 (1,54)	0,059	0,434 (1,56)	0,06	0,445 (1,60)	0,061
Sudeste	0,420 (1,80)	0,073	0,41 (1,73)	0,072	0,417 (1,76)	0,073	0,428 (1,81)	0,075
Sul	0,563* (2,31)	0,121*	0,560* (2,30)	0,12*	0,562* (2,31)	0,12*	0,566* (2,32)	0,121*
Triângulo do Norte	0,505 (1,64)	0,049	0,502 (1,64)	0,049	0,504 (1,64)	0,0493	0,509 (1,66)	0,05
Triângulo do Sul	0,825** (2,63)	0,08**	0,819** (2,60)	0,08**	0,824** (2,62)	0,08**	0,831** (2,64)	0,081**
PSF	—	—	0,00042 (0,25)	0,006	0,00012 (0,06)	0,002	-0,0005 (-0,26)	-0,006
Constante	55,42*** (34,46)	—	55,37*** (34,18)	—	55,40*** (34,07)	—	55,50*** (33,91)	—
N	853							

Nota: Estatística t em parênteses; \* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001

Fonte: Cálculos próprios

Os resultados para os quatro modelos estimados foram bastante semelhantes. Os comentários gerais serão feitos com referência ao modelo da tabela sem o PSF, excetuando-se os resultados para a cobertura do PSF.

De forma semelhante aos demais anos, o logaritmo da renda em 2010 está associado significativamente e com o sinal esperado a expectativa de vida. O incremento de um desvio padrão no logaritmo da renda está associado a uma expectativa de vida 1,95 anos maior. Ao contrário de 2000, o aumento do coeficiente de Gini não se encontra significativamente associado à redução da expectativa de vida. Como em 2000, o percentual de domicílios com água encanada não foi significativo.

O analfabetismo, como nos outros anos, está significativamente relacionado a uma menor expectativa de vida – o aumento de um desvio padrão no analfabetismo está associado a uma expectativa de vida 0,41 ano menor. Também como nos outros anos, a relação entre urbanização e expectativa de vida não foi significativa.

Quanto ao PSF, da mesma forma como em 2000, não foram encontrados efeitos significativos. Além disso, os valores estimados também foram bastante reduzidos. O aumento de um desvio padrão na cobertura do programa esteve associado a uma variação de 0,02, 0,004 e -0,02 anos na expectativa de vida municipal, usando as coberturas de 2008, 2009 e 2010, respectivamente.

As *dummies* regionais, embora tenham o sinal esperado (excetuando o Jequitinhonha e Leste) não foram significativas em sua maioria. Apenas as *dummies* das regiões Sul e Triângulo do Sul foram significativas, resultado diferente do observado em 1991 e 2000.

### 5.3 Segundo Modelo: Evolução do Painel de Municípios entre 1991, 2000 e 2010

Já no segundo exercício, compreendendo o modelo apresentado a seguir, explora-se de forma diferente a evolução das variáveis. Para esse conjunto de modelos foi utilizado como variável explicativa a *evolução* da expectativa de vida no intervalo 1991-2010, juntamente à *evolução* das variáveis explicativas já apresentadas, bem como a cobertura média do PSF entre 1998-2010. A intuição por trás dessa estratégia é simples: busca-se investigar se os municípios que mais melhoraram seus indicadores no período também foram aqueles que obtiveram maior ganho de expectativa de vida.

Considerando que pode haver tendências de reversão à média e de convergência (devido a uma maior facilidade de se obter ganhos de expectativa de vida quando essa

medida tem menor valor), controla-se ainda pelo nível inicial das variáveis, exceto a cobertura do PSF, visto que o programa não existia em 1991. Os modelos estimados são do tipo  $\Delta e^o = \beta_0 + \beta_i X_j Z_j$ , em que  $\Delta e^o$  é o aumento registrado na expectativa de vida municipal entre 1991 e 2010,  $\beta_0$  é um valor fixo (intercepto) e  $\beta_i$  é um conjunto de coeficientes aplicados a um conjunto de observações  $X_j$  municipais, onde cada observação representa a alteração observada em cada variável entre 1991 e 2010 e  $Z_j$  é o valor inicial de cada variável, incluindo a expectativa de vida observada em 1991.

A variável a ser explicada, como visto acima, é o aumento da expectativa de vida municipal entre 1991 e 2010. Foi obtida no Atlas Brasil. As variáveis explicativas adicionais são as que seguem, também obtidas no Atlas Brasil. A primeira é o nível inicial de expectativa de vida inicial, em 1991, obtida no Atlas Brasil. A variação do analfabetismo foi obtida como a diferença no percentual de pessoas acima de 15 anos analfabetas por município entre 1991 e 2010. A variação da urbanização foi calculado como a diferença da fração urbanizada da população de um município entre 1991 e 2010. A variação do percentual da população com água encanada foi definida como a diferença da população com acesso que vive em domicílios particulares permanentes com água canalizada, entre 1991 e 2010. A variação da renda foi definida como o logaritmo da diferença da renda entre 1991 e 2010, medida em reais de 1º de agosto de 2010.

A medida do PSF utilizada foi a média anual de cobertura municipal do programa entre os anos de 1998 e 2010, utilizando dados do Ministério da Saúde para 1998 e 1999, e do Índice Mineiro de Responsabilidade Social para os demais. Considerando que, como visto no primeiro exercício, em 2010, no final do intervalo, as *dummies* regionais não foram significativas em sua maioria, optou-se por não incluí-las no modelo. Quando o modelo foi estimado também incluindo as *dummies* regionais (não mostrado) os resultados foram bastante semelhantes.

A tabela 18 traz a exploração descritiva das variáveis introduzidas para as próximas regressões.

**Tabela 19 – Estatística Descritiva – Variáveis Seleccionadas – Municípios de Minas Gerais – Avanço 1991-2010**

<b>Variável</b>	<b>Avanço 1991-2010</b>
Aumento da Expectativa de Vida – média	8,96
<i>Desvio Padrão</i>	1,9
<i>Mínimo / Máximo</i>	2,95/13,15
Redução do Analfabetismo (p.p) - média	12,94
<i>Desvio Padrão</i>	5,76
<i>Mínimo / Máximo</i>	2,05/34,33
Aumento da Urbanização – média	0,15
<i>Desvio Padrão</i>	0,1
<i>Mínimo / Máximo</i>	-0,32/0,94
Aumento do percentual da população com água encanada (p.p) – média	31,84
<i>Desvio Padrão</i>	17,86
<i>Mínimo / Máximo</i>	-26,79/79,53
Aumento do Logaritmo da Renda – média	5,5
<i>Desvio Padrão</i>	0,39
<i>Mínimo / Máximo</i>	3,53/7,14
Cobertura Média do PSF – média	56,36
<i>Desvio Padrão</i>	22,71
<i>Mínimo / Máximo</i>	0/100

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Atlas Brasil (expectativa de vida ao nascer, renda municipal, acesso a água encanada, coeficiente de Gini, analfabetismo e urbanização) Índice Mineiro de Responsabilidade Social (cobertura do PSF 2000-2010) e Ministério da Saúde (cobertura do PSF 98 e 99).

A tabela 20 a seguir apresenta o sinal esperado para as variáveis explicativas utilizadas.

**Tabela 20 – Sinal Esperado de Variáveis Seleccionadas sobre a Expectativa de Vida Municipal**

<b>Variável</b>	<b>Sinal Esperado</b>	<b>Justificativa</b>
Expectativa de Vida em 1991	-	Quanto maior a expectativa de vida inicial, maior deve ser a dificuldade de se obter ganhos adicionais.
Logaritmo da renda em 1991	+	Municípios mais ricos no início podem conservar ao longo do período alguma vantagem, como maior capacidade de assimilar novas técnicas, que os permitam obter ganhos maiores.
Analfabetismo 1991	-	Quanto maior o analfabetismo inicial, que é uma medida de estoque, maior deve ser a dificuldade de acessar informações, inclusive sobre tratamentos médicos, possivelmente com efeitos duradouros sobre a saúde pública.
Água Encanada 1991	+	A oferta inicial de água encanada pode ter efeito duradouro sobre a saúde coletiva, de forma que um menor valor inicial da variável pode impactar negativamente ganhos futuros.
Urbanização 1991	Ambíguo	Maior urbanização inicial pode favorecer ganhos posteriores se houver, por exemplo, maior sofisticação do atendimento à saúde devido à maior densidade populacional. Por outro lado, a maior densidade pode favorecer a transmissão de doenças que, caso impactem de forma duradoura a saúde coletiva, pode impactar negativamente ganhos futuros.
Logaritmo do Aumento da Renda 1991-2010	+	O aumento da renda permite uma cesta de consumo mais ampla e de melhor qualidade.
Redução do Analfabetismo 1991-2010	+	Espera-se que os municípios com maior redução do analfabetismo possam registrar maior incremento do acesso à informação, inclusive sobre tratamentos médicos.
Aumento do Acesso à Água Encanada 1991-2010	+	O aumento do acesso à água encanada ao longo do período deve favorecer a prevenção de doenças de veiculação hídrica, com impactos positivos sobre a expectativa de vida.



**Tabela 20 – Sinal Esperado de Variáveis Seleccionadas sobre a Expectativa de Vida Municipal (cont.)**

<b>Variável</b>	<b>Sinal Esperado</b>	<b>Justificativa</b>
Aumento da Urbanização 1991-2010	Ambíguo	O aumento da urbanização pode proporcionar ganhos, por exemplo no acesso a novas tecnologias, devido a ganhos de escala devido à maior densidade populacional. Pode, por outro lado, favorecer a veiculação de doenças infecciosas.
Cobertura Média do PSF 1998-2010	+	Quanto maior a cobertura média do programa no período analisado maior deve ser o ganho de expectativa de vida, considerando que o programa favorece a prevenção e tratamento de problemas de saúde.

Fonte: Elaboração própria a partir de Riley (2001), Pritchett e Summers (1996), Rocha e Soares (2010), Preston (1975), Fogel (2004), Caldwell (1986) e Soares (2007b). Vide capítulo 2.

A tabela 21 apresenta os resultados estimados para a evolução da expectativa de vida usando esse modelo.

**Tabela 21 – Resultado de Regressão – Aumento da Expectativa de Vida Municipal em Minas Gerais 1991-2010 e Variáveis Seleccionadas**

Variável	Coefficiente	Coefficiente $\beta$
Expectativa de Vida em 1991	-0,854*** (-38,52)	-1,17***
Logaritmo da renda em 1991	1,675*** (9,98)	0,39***
Analfabetismo 1991	-0,0321* (-2,57)	-0,195*
Água Encanada 1991	-0,00306 (-0,67)	-0,04
Urbanização 1991	-0,45 (-1,63)	-0,05
Logaritmo do Aumento da Renda 1991-2010	1,176*** (9,03)	0,24***
Redução do Analfabetismo 1991-2010	0,0360 (1,81)	0,11
Aumento do Acesso à Água Encanada 1991-2010	-0,0043 (-0,88)	-0,04
Aumento da Urbanização 1991-2010	-0,919* (-2,07)	-0,049*
Cobertura Média do PSF 1998-2010	0,00181 (1,05)	0,022
Constante	50,40*** (29,69)	—

Nota: Estatística t em parênteses

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Fonte: Cálculos próprios

O nível de expectativa de vida em 1991 é importante fator explicativo para o aumento do valor da estatística no período 1991-2010. Aqueles municípios que tinham maior expectativa de vida no início do período tiveram menores ganhos ao longo do tempo, indicando um processo de convergência. O aumento de um desvio padrão na expectativa de vida em 1991 está associado a um ganho de expectativa de vida 2,22 anos menor.

Os municípios com maior renda em 1991 conservaram uma vantagem ao longo do período que os permitiram registrar um maior ganho no período, conforme apontado pelo coeficiente positivo da renda inicial. O aumento de um desvio padrão no logaritmo da

renda inicial está associado a um ganho maior de 0,74 anos no período. O nível inicial de analfabetismo está associado com ganhos menores ao longo do período. O aumento de um desvio-padrão no nível inicial de analfabetismo está associado a um crescimento da expectativa de vida menor em 0,36 ano. Os níveis iniciais de urbanização e de acesso a água encanada não foram estatisticamente significantes.

Passamos agora a analisar a mudança nas variáveis ocorrida entre 1991 e 2010. O aumento de renda em um desvio-padrão nesse período está associado a um aumento maior em 0,46 anos na expectativa de vida. A redução do analfabetismo não foi significativa a 5%, embora tenha sido a 10%. Embora tenha o sinal esperado, o efeito não é particularmente grande – a redução de um desvio padrão no analfabetismo está associado a um aumento maior de 0,21 ano de expectativa de vida. O município que mais reduziu o analfabetismo (34,33 p.p) deve, assim, ter tido um ganho de cerca de 1,24 ano devido a essa melhoria. O aumento de um desvio padrão no aumento da urbanização está significativamente associado a uma pequena redução de 0,09 ano de expectativa de vida. O aumento do acesso à água encanada apresentou o sinal inverso ao esperado, mas não foi significativo.

A variável de cobertura média do PSF apresentou o sinal esperado, mas não foi significativo. Além disso, o efeito estimado foi reduzido, com o aumento de um desvio padrão na cobertura média aumentando em apenas 0,04 anos a expectativa de vida municipal.

#### 5.4 Discussão

Como visto no capítulo 4, a maior parte dos ganhos de expectativa de vida registrados em Minas Gerais ao longo do período 1991-2010 se deu de forma independente do aumento da renda, indicando papel preponderante de fatores, que, na interpretação de Preston (1975), correspondem principalmente a políticas públicas. Esse é um resultado compatível com Preston (1975) e também com o de Soares (2007b). O PSF, sendo talvez a principal inovação nas políticas pública de assistência à saúde no período, foi um candidato natural a ser explorado como fator explicativo da evolução observada.

Entretanto, ao avaliar a cobertura do PSF nos dois testes empíricos demonstrados nas seções iniciais deste capítulo 5, o programa não se revelou significativo. A não-significância do PSF foi encontrada nos modelos em *cross-section* para 2000 e 2010, que

exploraram como as variáveis em um dado ano se relacionam com a expectativa de vida naqueles anos, incluindo a cobertura do PSF com *lags* de 2, 1 e 0 ano. Tampouco foi significativa quando se avaliou o crescimento da expectativa de vida entre 1991 e 2010, considerando a cobertura média do PSF entre 1998 e 2010, o nível inicial das demais variáveis explicativas e sua evolução no período.

Como foi visto no capítulo 3, ao longo do período estudado há convergência de expectativa de vida entre as regiões. As regiões mais pobres, onde o PSF registrou maior cobertura, obtiveram ganhos de saúde mais rápidos. Além disso, houve a convergência das curvas de Preston regionais ao longo do período estudado, indicando acesso mais equânime a políticas públicas. Entretanto, como a cobertura do PSF para ganhos de expectativa de vida municipal não foi significativa, não encontramos evidência de que o programa tenha contribuído para essa evolução positiva.

O resultado encontrado por este trabalho no que diz respeito ao PSF pode ser interpretado de diversas formas. Uma possibilidade é que a medida de cobertura populacional do PSF, que é apurada de forma bastante simples, não represente de maneira fidedigna a cobertura efetivamente disponível na prática para a população do município. Conforme Aquino e Barreto (2008), as medidas disponíveis para a cobertura do PSF apresentavam níveis diferentes nos anos iniciais do programa. Por outro lado, as medidas convergem rapidamente e passam a coincidir. Dessa forma, poderia ser talvez esperado um resultado não-significativo para a *cross-section* de 2000, mas um resultado robusto para a *cross-section* de 2010. Entretanto, em nenhuma das *cross-sections* a variável de cobertura se mostrou significativa, além de ter efeito bastante reduzido. Assim, o resultado assim não parece resultar de viés de atenuação introduzido por ruído na medida de cobertura.

Um outro efeito que pode ter afetado os resultados é que não há uma medida de qualidade das equipes do PSF. Se as equipes do PSF não são homogêneas na qualidade de seus profissionais – e certamente não o são –, é de se esperar que o seu eventual efeito positivo na melhoria da saúde da população também seja diferente. Entretanto, não dispomos de medida de qualidade dos serviços prestados pelas equipes, de forma que esse fator pode introduzir atenuação nos resultados apresentados. Por outro lado, caso a distribuição de qualidade das equipes seja aleatória, em uma amostra grande esse fator não seria relevante. Resultados semelhantes foram encontrados para 2000 e 2010, usando a cobertura do programa com diferentes *lags*, bem como usando a cobertura média entre 1998 e 2010, assim abrangendo diferentes composições de equipes do PSF.

Isso leva a crer que a heterogeneidade das equipes, caso exista e seja aleatória, não deva ter sido determinante para o resultado encontrado. Essa conclusão, porém, depende do suposto de aleatoriedade, que não é possível avaliar. A investigação sobre a qualidade das equipes do PSF e a criação de indicadores comparáveis de desempenho representaria um ganho importante para a avaliação dos efeitos do programa.

Há que se destacar também que a medida de resposta utilizada, que é a expectativa de vida ao nascer municipal, também apresenta importantes limitações. Considerando as deficiências do registro civil brasileiro, que variam no tempo e no espaço, não é possível o uso de medidas calculadas por métodos diretos. Como apresentado acima, métodos indiretos foram utilizados para cálculo dessa medida, baseados em tabelas modelo e no ajuste dos níveis de expectativa de vida com base na mortalidade infanto-juvenil. É possível que a medida utilizada não tenha se mostrado sensível o suficiente para captar as mudanças potencialmente introduzidas pelo PSF, mascarando os seus eventuais efeitos.

Ocorre ainda a possibilidade de que o PSF, que serve de “porta de entrada” para o sistema de saúde não seja seguido por outros serviços médicos adequados. Por exemplo, ainda que haja o encaminhamento de pacientes do PSF para unidades básicas de saúde ou hospitais, pode ser que esses não estejam adequadamente preparados para atendê-los com a resolutividade necessária. Entretanto, considerando o perfil da morbimortalidade do estado, que, principalmente nas regiões pobres, ainda tem participação importante de doenças típicas do início do processo de transição epidemiológica, e ainda a natureza das afecções da infância, cujo tratamento é em geral simples e barato, essa é uma possibilidade que parece remota.

É possível ainda que ao longo do tempo a população, por meio do aumento da educação e da redução do analfabetismo, bem como por campanhas de saúde pública, tenha se tornado mais capaz de prevenir doenças infecto-parasitárias. Dessa forma, é possível que ela passasse a buscar ativamente os serviços de saúde, talvez tornando a contribuição do PSF, ao menos para a redução da mortalidade infantil, redundante. Por outro lado, a incidência de problemas de saúde facilmente evitáveis permanece, especialmente nas regiões mais pobres, o que aponta para a continuada existência de público que potencialmente poderia se beneficiar dos serviços do PSF.

É importante ainda apontar que o PSF pode ter levado a ganhos importantes de saúde ainda que o seu efeito sobre a expectativa de vida conforme investigada nos exercícios realizados não tenha sido significativa. Por exemplo, o programa busca

prevenir a ocorrência de doenças crônicas, e controlar suas complicações. Como essas doenças são mais importantes para a população idosa, que não é captada pela medida de expectativa de vida utilizada, o seu impacto positivo não está refletido nos exercícios empíricos. Além disso, ainda que eventualmente o atendimento à população idosa não viesse a aumentar a expectativa de vida dessa população, o programa poderia ainda resultar em redução de morbidade e ganhos de qualidade de vida.

Por fim, alertamos que ausência de evidência não é evidência de ausência. O fato dos modelos desenvolvidos não terem captado efeito positivo do PSF não significa que esse efeito não possa eventualmente existir, apenas que não foi detectado utilizando a estratégia de pesquisa aqui apresentada, incluindo os modelos e dados utilizados.

Passamos agora a discutir as outras variáveis utilizadas. Em geral, os modelos desenvolvidos tampouco detectaram influência positiva do acesso a água (foram testadas outras medidas de saneamento, mais complexas, com resultados semelhantes). Na *cross-section* de 1991 o acesso a água encanada foi significativo e positivamente associado à esperança de vida. Por outro lado, nos modelos *cross-section* estimados para 2000 e 2010 o acesso à água não foi significativo. Não foi detectado, tampouco, efeito positivo para o aumento do acesso à água encanada entre 1991 e 2010. Os resultados foram semelhantes usando outras medidas de acesso a saneamento básico.

Já a influência do analfabetismo sobre a expectativa de vida é significativo e comparativamente grande na *cross-sections*. A magnitude do efeito é semelhante em 1991 e 2000: a variação de um desvio padrão no analfabetismo está associado, respectivamente, a uma variação de 1,02 e 0,91 ano na expectativa de vida. Já em 2010 o efeito do analfabetismo tinha sido reduzido a cerca da metade, com uma variação de um desvio padrão do analfabetismo associada a uma variação de 0,41 ano na expectativa de vida. A importância do acesso à educação foi destacada por Caldwell (1986) e o resultado encontrado é compatível com aquela argumentação. Especificamente para o caso brasileiro, Soares (2007b) também encontrou papel importante para a redução do analfabetismo.

Ressalte-se que o efeito do analfabetismo sobre a mortalidade se torna cada vez menor com a passagem do tempo. Essa redução pode indicar, por exemplo, que à medida que a expectativa de vida aumenta, possivelmente o conhecimento que é demandado para redução de mortalidade também aumente. Uma possibilidade, por exemplo, é que à medida que causas facilmente evitáveis de morte, como as doenças diarreicas, são reduzidas, ganhos adicionais podem demandar maior nível de

escolaridade. Uma discussão sobre o tema é apresentada por Lima (2013), que analisa a relação entre escolaridade materna e mortalidade infantil no Brasil. Ver ainda Kuhn (2010) sobre o esgotamento das fontes apontadas por Caldwell (1986) para queda da mortalidade nos países pobres.

Quando se analisa os ganhos de expectativa de vida obtidos usando todo o intervalo 1991-2010, os municípios com maior grau de analfabetismo no início do período têm menores ganhos dessa estatística. Esse resultado pode indicar que os municípios com maior analfabetismo no início do período tiveram uma desvantagem duradoura para obter ganhos de expectativa de vida, que dificultou ganhos ao longo do intervalo. Aqueles municípios que obtiveram reduções do analfabetismo ao longo do período obtiveram ganhos de aumento de expectativa de vida, mas a magnitude desses ganhos não foi especialmente grande, e foi estatisticamente significativa somente a 10%. Uma explicação possível é que a redução do analfabetismo possa ter um efeito positivo que, no entanto, se manifesta apenas com certo *lag*.

A urbanização somente foi significativa ao se considerar o aumento observado entre 1991 e 2010. Como visto, a literatura (e.g, Fogel, 2004; Szreter, 2005) aponta a existência de um *penalty* urbano no início da urbanização nos casos clássicos, causado pela aglomeração antes, por exemplo, da existência de estruturas de saneamento. Considerando que a urbanização brasileira foi muito rápida, por vezes mais rápida que a disponibilização de infraestrutura, a existência de um eventual *penalty* urbano talvez possa de fato ter ocorrido ao longo período, devido a processos de favelização, por exemplo. Destaque-se que, embora existente, esse efeito foi reduzido.

Um resultado de certa forma inesperado nas regressões, considerando os resultados sobre a desagregação das origens dos ganhos de saúde, foi o efeito forte da renda, tanto seu nível como sua evolução, sobre a expectativa de vida. Nos resultados de *cross-section* o efeito da renda foi não apenas significativo em todos os modelos, como também bastante forte. Preston (1975) já havia observado que, não obstante ter um papel menor para explicar a evolução da expectativa de vida ao longo do tempo, dentro de cada período a renda conservava poder explicativo importante. É interessante também notar que o efeito da renda cresceu ao longo do tempo. Como visto no capítulo 2, Mackenbach e Looman (2013), ao analisar o caso europeu, também encontram evidência nesse sentido, atribuindo importância maior para a renda, frente às políticas públicas, no período posterior a 1960. É possível que, à medida que a expectativa de vida cresça, a importância da renda para a obtenção de ganhos adicionais aumente.

No modelo que analisa a evolução da expectativa de vida considerando o intervalo 1991-2010 novamente a renda teve papel importante. Tanto o nível inicial, em 1991, quanto a evolução entre 1991 e 2010, se mostraram significativos e importantes para explicar a evolução da expectativa de vida no intervalo.

De fato, o efeito inicial do nível da renda se revelou mais forte do que a evolução da variável no intervalo. Isso indica que aqueles municípios que eram mais ricos em 1991 mantiveram alguma vantagem que os permitiu registrar ganhos maiores de expectativa de vida ao longo do período. Uma possibilidade é que a renda inicial tenha facilitado a assimilação de novas técnicas e tecnologias, por exemplo. É relevante também citar Mackenbach (2007), que afirma que o desenvolvimento econômico é um processo que deixa “memórias” na população, de forma que as condições de renda prevalecentes décadas atrás podem continuar afetando condições de saúde correntes (ver também Barker, 1998). Ao mesmo tempo, os municípios que registraram maior aumento da renda ao longo do período também tiveram ganhos maiores de expectativa de vida, o que era esperado e também compatível com os resultados de *cross-section*.

Ainda outra possibilidade que pode explicar o forte papel da renda encontrado nos exercícios empíricos se relaciona com a própria metodologia das curvas de Preston. A forma de cálculo da contribuição das políticas públicas, que é residual (tudo o que não for diretamente atribuído à renda constará como contribuição de políticas públicas) pode ter superestimado o seu papel no período, com conseqüente minoração do papel da renda. Por exemplo, se há fatores residuais cujo comportamento é explicado pela evolução da renda, mas que não são captados pela medida de renda utilizada, sua contribuição, residual, será absorvida pela estimativa do papel das políticas públicas.

Por fim, é relevante destacar, nos modelos de *cross-section*, a mudança de importância das *dummies* regionais. Tais *dummies* buscam captar a existência de diferenças intrínsecas entre as regiões que impactem a sua expectativa de vida em cada período analisado, mesmo considerando os valores das demais variáveis. Assim, a significância das *dummies* é um fator indicativo da existência de heterogeneidade regional que vai além das diferenças observáveis, conforme captada pelas variáveis de controle. O número de *dummies* regionais significativas indica a medida em que tal heterogeneidade inobservada existe em dado período, e a magnitude da variável é um indicador da intensidade dessas diferenças. Como visto na tabela 15, a categoria omitida foi a região Nordeste.

Em 1991 oito das doze variáveis foram significativas. Isso indica que havia



diferenças subjacentes à maioria das regiões que, ainda que se controlasse por outros fatores, levariam a níveis diferentes da expectativa de vida. Além disso, onze das doze *dummies*, incluindo todas as *dummies* significativas, foram positivas. Isso indica que a região Nordeste, que foi a categoria omitida, além de ter a menor expectativa de vida, tinha fatores intrínsecos que a levavam a ter desvantagens na produção de saúde, mesmo considerando as variáveis observáveis.

Já em 2000, sete das *dummies* foram significativas. Além da redução no número de *dummies* significativas, a magnitude do efeito das variáveis também se reduziu. Esses dois resultados indicam que menos regiões tinham diferenças intrínsecas inobservadas; e que também as diferenças existentes tinham se reduzido. Esse resultado indica uma redução da heterogeneidade regional em relação a 1991.

No final do período, em 2010, dez das doze *dummies* resultaram não-significativas. Além disso, as duas *dummies* significativas remanescentes tinham valor bastante inferior àqueles de 1991 e 2000. Isso indica que ao longo do período 1991-2010, controlando-se por variáveis relevantes, houve redução importante nas diferenças intrínsecas entre as regiões. Esse resultado é compatível com o que foi encontrado no capítulo 4, referente às curvas de Preston regionais. Como visto, as curvas regionais convergiram, indicando maior semelhança das regiões em suas funções de saúde ao longo do período. Aqui, nos exercícios de *cross-section*, com diversos controles adicionais, também foi possível detectar a convergência das regiões, expressa na redução do número de *dummies* regionais significativas, e também com a redução de sua magnitude. Esse resultado, à semelhança da convergência das curvas de Preston, é evidência da redução das heterogeneidades regionais na produção de saúde.

## Capítulo 6 — Conclusões

Esta dissertação analisou a evolução da expectativa de vida e das curvas de Preston para Minas Gerais, considerando todo o estado e suas regiões de saúde, durante o período 1991-2010. Nesse intervalo é observado o aumento da expectativa de vida em todo o estado, mas principalmente nas regiões em que essa medida era comparativamente baixa, levando à sua convergência. Essa convergência foi maior do que a que foi vista para a renda, cuja desigualdade, embora tenha caído, permanecia alta no final do intervalo.

Foram então estimadas as curvas de Preston do estado e de suas regiões de saúde. Verificou-se que as curvas se deslocam para cima ao longo do intervalo, indicando que, para um valor fixo de renda, a expectativa de vida aumentou entre 1991-2010. Esse resultado é semelhante àquele encontrado por Soares (2007b). Em relação àquele trabalho, este texto apresenta um resultado novo, que é a convergência ao longo do tempo das curvas de Preston regionais.

De fato, a dispersão entre as curvas é reduzida em torno de 75% ao longo do período, mostrando importante redução da heterogeneidade regional na produção de saúde. Esse resultado sugere que ao longo do tempo as regiões passaram a ter acesso a uma capacidade cada vez mais semelhante de implementar políticas públicas. Como consequência, a diferença de expectativa de vida entre elas é crescentemente função de suas diferenças de renda. Assim, ao compararmos a expectativa de vida efetiva entre a região Nordeste (de menor valor em 1991) e o Triângulo do Norte (de maior valor), cerca de 70% da diferença entre elas em 1991 era explicada pela diferença das funções de saúde, mas esse valor caiu para cerca de 25%, em 2010. Dessa forma parece razoável esperar que maiores reduções da heterogeneidade regional na expectativa de vida dependerão da redução das desigualdades regionais de renda, que caem no período estudado, mas permanecem importantes.

A redução das heterogeneidades entre as regiões, captado pela convergência das curvas de Preston, também foi identificada pelo exercício empírico que analisou os determinantes da expectativa de vida nos anos de referência. O fato de que, nesses modelos em *cross-section*, as *dummies* regionais crescentemente se tornarem não-significantes ao longo do tempo aponta é evidência adicional de que as regiões se tornaram mais semelhantes. Um apontamento de pesquisa futuro é realizar o mesmo

exercício considerando outros estados ou o país como um todo, e verificar se considerando outros cortes regionais também ocorreu a redução de heterogeneidade.

Foi também realizado exercício de decomposição da evolução da expectativa de vida no período para o estado como um todo no período de interesse. Encontrou-se que a maior parte, estimada em 61,3%, do aumento da expectativa de vida se deve a fatores independentes da renda, interpretados como efeito de políticas públicas, e o restante, 38,7%, devido ao aumento da renda. Assim, tendo sido identificado o papel principal de fatores independentes da renda para o avanço da expectativa de vida, o passo seguinte foi buscar quais políticas públicas poderiam ter explicado o avanço que ocorreu no período. O Programa de Saúde da Família, provavelmente a principal inovação em termos de políticas públicas de saúde no período analisado, foi um candidato natural como variável explicativa de interesse.

Foram explorados dois tipos de modelo que utilizaram o a cobertura do PSF como variável explicativa para o aumento da expectativa de vida. No primeiro, foram estimados modelos de *cross-section* para 2000 e 2010, usando a cobertura do PSF com 2, 1 e 0 ano de *lag*, controlando-se por variáveis confundidoras. No segundo usou-se a cobertura média do PSF entre 1998 e 2010, os valores iniciais das variáveis de controle em 1991 e sua evolução entre 1991 e 2010. Em nenhum dos modelos estimados a cobertura do PSF resultou significativa para o avanço da expectativa de vida.

O resultado de não-significância do PSF, usando a variável de expectativa de vida estimada, difere do resultado dos trabalhos de avaliação constantes na literatura, que identificam contribuição do programa. Em especial, esses trabalhos encontram-se resultados para redução da mortalidade, principalmente infantil.

O resultado aqui encontrado não necessariamente indica que o PSF não tenha impacto positivo sobre a expectativa de vida ou mesmo sobre outra medida de saúde populacional – ausência de evidência não é evidência de ausência. Entretanto, utilizando os modelos aqui apresentados não foi possível detectar contribuição significativa da cobertura do PSF para o comportamento da expectativa de vida.

Há diversos fatores que podem ter influenciado essa divergência de resultados. Os trabalhos citados que encontram impacto positivo do PSF para a redução da mortalidade infantil geralmente usam dados de registro civil. Os dados de registro civil têm problemas relevantes de subregistro de óbitos, principalmente nas regiões mais pobres. Aqueles trabalhos reconhecem essa limitação e utilizam procedimentos para buscar lidar com o problema, como utilizar somente municípios sabidamente com registro razoável. Esses

procedimentos, entretanto, reduzem a amostra e podem introduzir viés nas medidas apuradas, cujo dimensionamento é difícil de estabelecer. A medida aqui utilizada, sendo baseada em dados censitários, é possivelmente mais robusta.

Por outro lado, a medida usada também apresenta limitações. Sendo baseada no nível de mortalidade infantil, pode não captar adequadamente ganhos de saúde adulta. Em especial, ainda que o programa não tenha, eventualmente, trazido ganhos de redução de mortalidade adulta, é possível, mesmo provável, que tenha trazido benefícios em termos de redução de morbidade e complicações evitáveis de condições como diabetes e pressão alta. Outra limitação importante da medida é que, sendo baseada em um padrão de mortalidade que é único para todas as regiões do estado, mascara a diversidade de padrões de morbimortalidade existentes. Dessa forma, destaca-se a importância da continuidade dos esforços já existentes para a melhoria do registro civil mineiro e brasileiro, bem como o aperfeiçoamento das técnicas existentes para lidar com os problemas já identificados, com vistas a obter dados mais acurados e que permitam análises mais precisas.

Como destacado, a medida de cobertura do PSF não inclui uma medida da heterogeneidade das equipes responsáveis. É possível que esse fato tenha introduzido viés de atenuação no impacto do PSF, induzindo um resultado não-significativo para o programa. Por outro lado, caso haja diferenças sistemáticas entre a qualidade das equipes, o resultado final pode ter sido enviesado. Esse é um problema que afeta tanto o presente trabalho quanto os demais que avaliam o PSF. A eventual criação de uma medida de qualidade das equipes do programa, uniforme e comparável, representaria um ganho importante para a avaliação do impacto do programa e facilitaria a realização de novos estudos. Trata-se, assim, de recomendação que deve ser feita aos seus gestores, nos três níveis de governo.

Considerando outras políticas públicas, o acesso a água encanada, a desigualdade de renda e a urbanização também se mostraram pouco relevantes para explicar o aumento da expectativa de vida. O analfabetismo, por outro lado, se mostrou significativo em todas as *cross-sections*, sendo que seu nível inicial também foi significativo no modelo que considerou a variação entre 1991 e 2010. Por outro lado, mesmo o analfabetismo teve seu poder explicativo progressivamente reduzido ao longo do período. Em 1991 seu efeito foi o maior das variáveis utilizadas, superando mesmo a renda municipal. Em 2010, entretanto, seu efeito foi substancialmente reduzido, sendo bastante inferior ao da renda. Comportamento semelhante foi encontrado com o fornecimento de água encanada, que

foi significativo em 1991, mas não em 2000 e 2010.

Ao fim, os exercícios aqui realizados levam a um paradoxo aparente: embora o papel das políticas públicas para o avanço de expectativa de vida tenha sido apontado como predominante em Minas Gerais entre 1991 e 2010, não foi possível detectar com o desenho de pesquisa desenvolvido grande participação das variáveis de políticas públicas utilizadas, salvo a redução do analfabetismo. Uma possibilidade, para além das limitações da medida de expectativa de vida utilizada, é que a população tenha se tornado mais capaz, com o passar do tempo, de tomar, por si só atitudes compatíveis com a manutenção da saúde. Para tanto poderiam ter contribuído a queda do analfabetismo como vigorosas campanhas de saúde pública, uma política pública que não foi explorada aqui.

O desenvolvimento de medidas alternativas de expectativa de vida municipal, mais sensíveis a mudanças do que a medida utilizada, principalmente para a saúde adulta, também representaria um ganho para a análise de efetividade de políticas públicas. À medida que o registro civil brasileiro avance, espera-se tais medidas se tornarem mais comuns e confiáveis. Para períodos anteriores, contudo, principalmente antes do Censo de 2010, tais medidas provavelmente continuarão limitadas, considerando a disponibilidade de dados.

Ainda que o exercício de decomposição realizado tenha registrado um papel menor da renda para a evolução da expectativa de vida entre 1991-2010, ela ainda permaneceu com elevado potencial explicativo. Embora o exercício tenha indicado que a renda teve papel secundário para os ganhos de saúde registrados, sua influência, ao contrário daquela das políticas públicas, foi facilmente identificada. Tanto analisando as *cross-sections* para os anos de 1991, 2000 e 2010, quanto o nível inicial e a evolução de 1991-2010, a renda apareceu como fator forte e significativo para explicar tanto o nível como a evolução da expectativa de vida. De fato, ao olharmos as *cross-sections*, pode-se notar que o efeito da renda sobre a expectativa de vida não apenas se mantém, como também aumenta ao longo do tempo. Assim, e considerando também que a redução da heterogeneidade regional no estado dependerá cada vez mais da redução da desigualdade de renda, não parece adequado desconsiderar a renda como uma variável importante para a produção de saúde em Minas Gerais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AQUINO, Rosana; BARRETO, Maurício. **Programa Saúde da Família: Acerca da Adequação do Uso do seu Indicador de Cobertura**. Cadernos de Saúde Pública, 24(24), 905-914, 2008.

AQUINO, Rosana; OLIVEIRA, Nelson; BARRETO, Maurício. **Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities**. American Journal of Public Health, 99(1), 87-93, 2009.

ARORA, Suchit. **On Epidemiological and Economic Transitions: A Historical View**. In: LÓPEZ-CASASNOVAS, Guillem; RIVERA, Berta; CURRAIS, Luis. (eds), **Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications**. Cambridge, MA: Massachusetts Institute of Technology, 2005.

BAICKER, Katherine; TAUBMAN, Sarah; ALLEN, Heidi; BERNSTEIN, Mira; GRUBER, Jonathan; NEWHOUSE, Joseph; SCHNEIDER, Eric; WRIGHT, Bill; ZASLAVSKY, Alan; FINKELSTEIN, Amy. **The Oregon Experiment — Effects of Medicaid on Clinical Outcomes**. New England Journal of Medicine, 368, 1713-1722, 2013.

BARKER, David. **Mothers, Babies and Health in Later Life**. 2ª edição. Londres:Churchill Livingstone, 1998.

BLOOM, David; CANNING, David. **Commentary: The Preston Curve 30 years on: still sparking fires**. International Journal of Epidemiology, 36(3), 498-499, 2007.

BONGAARTS, John; PELLETIER François; GERLAND, Patrick. **Global Trends in AIDS Mortality** . In: ROGERS, Richard.; CRIMMS, Eileen. (eds), **International Handbook of Adult Mortality**. Dordrecht: Springer, 2011.

BRASIL, Ministério da Saúde, Secretaria Executiva. **Programa Agentes Comunitário de Saúde – PACS**. Brasília:Ministério da Saúde, 2001.

CALDWELL, John. **Routes to Low Mortality in Poor Countries**. Population and

Development Review. 12(2), 171-220, 1986.

CASELLI, Graziella; MESLÉ, France; VALLIN, Jacques. **Epidemiologic Transition Theory Exceptions**. Journal of Population Sciences, 9, 9-51, 2002.

CASTRO, Márcia; SIMÕES, Celso. **Spatio-Temporal Trends of Infant Mortality in Brazil**. Artigo apresentado na XXVI conferência da IUSSP, Marrakesh, 2009.

CLARK, Gregory. **A Farewell to Alms: A Brief Economic History of the World**. Princeton: Princeton University Press, 2009.

COLGROVE, James. **The McKeown Thesis: A Historical Controversy and Its Enduring Influence**. American Journal of Public Health. 92(5), 725-729, 2002.

COUTTOLENC, Bernard; DMYTRACZENKO, Tania. **Brazil's Primary Care Strategy**. Washington, DC: The World Bank, 2013.

CUTLER, David; DEATON, Angus; LLERAS-MUNEY, Adriana. **The Determinants of Mortality**. Journal of Economic Perspectives, Pittsburgh, p. 97-120., 2006.

CUTLER, David; MILLER, Grant. **The Role of Public Health Improvements in Health Advances: The Twentieth-Century United States**. Demography. 42(1), 2005.

EASTERLY, William. **O Espetáculo do Crescimento**. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004.

FLOUD, Roderick; FOGEL, Robert; HARRIS, Bernard; HONG, Sok Chul. **The Changing Body: Health, Nutrition, and Human Development in the Western World since 1700**. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.

FOGEL, Robert. **The Escape from Hunger and Premature Death, 1700-2100: Europe, America, and the Third World**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

\_\_\_\_\_. **Explaining Long-Term Trends in Health and Longevity**. Cambridge: Cambridge University Press, 2012.

FOGEL, Robert; COSTA, Dora. **A Theory of Technophysio Evolution, With Some Implications for Forecasting Population, Health Care Costs, and Pension Costs.** Demography, 34(1), 49-66, 1997.

FREEDMAN, David. **Statistical Models and Shoe Leather.** Sociological Methodology, 21, 291-313, 1991.

FRENK, Julia; BOBADILLA, José Luis; STERN, Claudio; FREJKA, Tomas; LOZANO, Rafael. **Elements for a Theory of the Health Transition.** Health Transition Review, 1(1), 21-38, 1991.

FRIEDMAN, Benjamin. **The Moral Consequences of Economic Growth.** Londres: Vintage, 2010

FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ. **Relatório Final do Projeto:** Carga Global de Doença do Estado de Minas Gerais - 2005. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2011.

GRAGNOLATI, Michele; LINDELOW, Magnus; COUTTOLENC, Bernard. **Twenty Years of Health System Reform in Brazil.** Washington, DC: The World Bank, 2013.

GEORGIADIS, Georgios; PINEDA, José; RODRÍGUEZ, Francisco. **Has the Preston Curve Broken Down?.** Nova Iorque: United Nations Development Programme, 2010.

GUANAIS, Frederico; MACINCKO, James. **The Health Effects of Decentralizing Primary Care in Brazil.** Health Affairs, 28(4), 1127-1135, 2009.

HARRIS, Bernard. **Public Health, Nutrition and the Decline of Mortality: The McKeown Thesis Revisited.** Social History of Medicine, 17(3), 379-407, 2004

HORTA, Cláudia; NOGUEIRA, Olinto; WONG, Laura; CARVALHO, José Alberto M. de Carvalho. **Estimativas de Mortalidade para os Municípios Brasileiros – Uma Proposta Metodológica para Resultados Comparativos.** Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu, 1998.



HORIUCHI, Shiro. **Epidemiological Transitions in Developed Countries: Past, Present and Future**. In: **Health and Mortality Issues of Global Concern**. Anais do Symposium on Health and Mortality. Cap. 2: 54-71. Nova Iorque: United Nations, 1999.

KUHN, Randall. **Routes to Low Mortality in Poor Countries Revisited**. Population and Development Review. 36(4), 655-692, 2010.

LEVITT, Steven; DUBNER, Stephen. **SuperFreakonomics: Global Cooling, Patriotic Prostitutes, and Why Suicide Bombers Should Buy Life Insurance**. Nova Iorque: William Morrow Paperbacks, 2011.

LIMA, Luciana. **A Natureza da Relação entre Escolaridade Materna e Mortalidade Infantil e na Infância no Brasil**. 2013. 172 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013

LIVI BACCI, Massimo. **A Concise History of World Population**. Hoboken:Wiley-Blackwell, 2012.

MACKENBACH, Johan. **Commentary**: Did Preston underestimate the effect of economic development on mortality? International Journal of Epidemiology. 36(3), 502-503, 2007.

MACKENBACH, Johan; LOOMAN, Caspar. **Life Expectancy and National Income in Europe, 1900-2008: An Update of Preston's Analysis**. International Journal of Epidemiology, 42 (4), 1100-1110, 2013.

MACINKO, James; GUANAIS, Frederico; SOUZA, Maria de Fátima Marinho de. **Evaluation of the Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazil, 1990–2002**. Journal of Epidemiology and Community Health, 60, 13-19, 2006.

MACKINKO, James; OLIVEIRA, Veneza de; TURCI, Maria; GUANAIS, Frederico; BONOLO, Palmira; LIMA-COSTA, Maria. **The Influence of Primary Care and Hospital Supply on Ambulatory Care-Sensitive Hospitalizations Among Adults in Brazil, 1999-2007**. American Journal of Public Health, 101(10), 1963-1970, 2011.

MALACHIAS, Ivêta; LELES, Fernando Antônio Gomes; PINTO, Maria Auxiliadora Silva.

**Plano Diretor de Regionalização da Saúde de Minas Gerais.** Belo Horizonte: Secretaria de Estado de Saúde de Minas Gerais, 2010.

McKEOWN, Thomas. **The Role of Medicine: Dream, Mirage or Nemesis?**. Princeton: Princeton University Press, 2014. Originalmente publicado em 1976.

MESLÉ, France; VALLIN, Jacques. **Convergences and Divergences in Mortality. A New Approach to Health Transition.** Demographic Research, Determinants of Diverging Trends in Mortality, Coleção Especial 2, 12–43. 2004.

\_\_\_\_\_. **Historical Trends in Mortality.** In: ROGERS, Richard.; CRIMMS, Eileen. (eds) **International Handbook of Adult Mortality.** Dordrecht: Springer, 2011.

MINAS GERAIS. Escritório de Prioridades Estratégicas. **Caderno de Indicadores 2012.** Belo Horizonte, 2012.

MORABIA, Alfredo. **Epidemiologic Interactions, Complexity, and the Lonesome Death of Max von Pettenkofer.** American Journal of Epidemiology, 166(11), 1233-1238, 2007.

NEWHOUSE, Joseph. **Free for All?:** Lessons from the RAND Health Insurance Experiment. Cambridge, MA:Harvard University Press, 1996.

OEPPEN, James; VAUPEL, James. W. **Broken Limits to Life Expectancy.** Science, 296, 1029-1031, 2002.

OLIVEIRA, Fabrício Augusto de; SIQUEIRA, Wilson Benício. **As Muitas Minas:** Ensaios sobre a Economia Mineira. Belo Horizonte:Corecon, 2010.

OMRAN, Abdel. **The Epidemiological Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change.** The Milbank Memorial Fund Quarterly, 49(4), 509–38, 1971.

\_\_\_\_\_. **“The Epidemiologic Transition Theory Revisited Thirty Years Later”.** World Health Statistics Quarterly 51, (2,3 e 4), 99–119, 1998.

PRESTON, Samuel. **The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development.** Population Studies, 29(2), 231-248, 1975.

PRESTON, Samuel. HAINES, Michael. **Fatal Years: Child Mortality in Late Nineteenth-Century America.** Princeton: Princeton University Press, 2014. Originalmente publicado em 1991.

PRITCHETT, Lant; SUMMERS, Lawrence. **Wealthier is Healthier.** Journal of Human Resources, 31(4), 841-868, 1996.

REIS, Maurício. **Public Primary Health Care and Children's Health in Brazil: Evidence from Siblings.** Journal of Population Economics, 27(2), 421-445, 2014.

RILEY, James C. **Rising Life Expectancy: A Global History.** Cambridge: Cambridge University Press, 2001.

\_\_\_\_\_. **Poverty and Life Expectancy: The Jamaica Paradox.** Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

\_\_\_\_\_. **Low Income, Social Growth, and Good Health: A History of Twelve Countries.** University of California Press. Oakland: University of California Press, 2007.

ROCHA, Romero; SOARES, Rodrigo. **Evaluating the Impact of Community-Based Health Interventions: Evidence From Brazil's Family Health Program.** Health Economics, 19, 126-158, 2010.

SALVATO, Márcio Antônio; RAAD, Rodrigo Jardim; ARAUJO JUNIOR Ari Francisco; PESSOA, Filipe Moraes. **Disparidades regionais em Minas Gerais.** Anais do Seminário sobre Economia Mineira, Cedeplar/ UFMG. Diamantina 2006.

SCHRAMM, Joyce Mendes de Andrade; OLIVEIRA, Andreia Ferreira de; LEITE, Iúri da Costa; VALENTE, Joaquim Gonçalves; GADELHA, Ângela Maria Jourdan; PORTELA,

Margareth Crisóstomo; CAMPOS, Mônica Rodrigues. **Transição epidemiológica e o Estudo de Carga de Doença no Brasil**. *Ciência & Saúde Coletiva*, 9(4), 897-908, 2004

SMITH, James. **Healthy Bodies and Thick Wallets**: The Dual Relation Between Health and Economic Status. *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-166, 1999.

SOARES, Rodrigo. **On the Determinants of Mortality Reductions in the Developing World**. *Population and Development Review*, 33 (2), 247-287, 2007a.

\_\_\_\_\_. **Health and the Evolution of Welfare across Brazilian Municipalities**. *Journal of Development Economics*, 84 (2), 590-608, 2007b.

SZRETER, Simon. **The Importance of Social Intervention in Britain's Mortality Decline c.1850–1914**: a Re-interpretation of the Role of Public Health. *Social History of Medicine*. 1(1), 1–38, 1988.

\_\_\_\_\_. **Health and Wealth**: Studies in History and Policy. Rochester: University of Rochester Press, 2005.

TROESKEN, Werner. **Water, Race, and Disease**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004.

VIEGAS, Mônica (org). **Equidade na Saúde**: O Programa de Saúde da Família em Minas Gerais. Belo Horizonte: Secretaria de Estado de Saúde, 2013.

WAALER, Hans. **Height, Weight and Mortality**: The Norwegian Experience. *Acta Medica Scandinavica* 215, suplemento 679, 1–56, 1984

WRIGLEY, Edward; SCHOFIELD, Roger. **The Population History of England 1541-1871**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.