



*Universidade Federal de Juiz de Fora*  
*Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva*  
*Mestrado Acadêmico*

**MÁRIO CÍRIO NOGUEIRA**

**ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE POR DOENÇAS DO  
APARELHO CIRCULATORIO NAS REGIÕES URBANAS  
DE JUIZ DE FORA - MG**

**JUIZ DE FORA  
2009**

**MÁRIO CÍRIO NOGUEIRA**

**ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE POR DOENÇAS DO  
APARELHO CIRCULATORIO NAS REGIÕES URBANAS  
DE JUIZ DE FORA - MG**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de  
Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção  
do título de Mestre em Saúde Coletiva.

**ORIENTADOR: PROF. DR. LUIZ CLÁUDIO RIBEIRO**

**JUIZ DE FORA  
2009**

**MÁRIO CÍRIO NOGUEIRA**

**ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE POR DOENÇAS DO  
APARELHO CIRCULATORIO NAS REGIÕES URBANAS  
DE JUIZ DE FORA - MG**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de  
Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção  
do título de Mestre em Saúde Coletiva.

Aprovado em:

**Banca examinadora**

---

Prof. Dr. Luiz Cláudio Ribeiro - Orientador  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Marília Sá Carvalho  
Escola Nacional de Saúde Pública, FIOCRUZ

---

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Isabel Cristina Gonçalves Leite  
Universidade Federal de Juiz de Fora

## **Dedicatória**

A Leticia, amor e companheira de toda a vida.

A Júlia e João Vítor, luz dos nossos olhos.

## **AGRADECIMENTOS**

A Letícia, Júlia e João Vítor, pelo apoio incondicional durante os dois anos de desenvolvimento deste trabalho, por terem tolerado meus momentos de ansiedade e pelas horas roubadas de nosso precioso convívio.

Ao Luiz Cláudio, orientador desde os primeiros momentos do mestrado, pelos ensinamentos, apoio, amizade e tranquilidade. Também pelos momentos musicais, pois "a gente não quer só comida, a gente quer comida, diversão e arte".

Ao Oswaldo Gonçalves Cruz, pela generosidade, simpatia e apoio ao aprendizado dos modelos lineares generalizados no R.

À Marília Sá Carvalho, pela presteza e disponibilidade em participar das bancas de qualificação e defesa, pelas sugestões que enriqueceram muito o trabalho, e pelas publicações na área de análise espacial em saúde, juntamente com Oswaldo Gonçalves Cruz e outros colegas da FIOCRUZ, que foram fonte constante de conhecimentos e inspiração para esta pesquisa.

À Isabel Cristina Gonçalves Leite, pela participação nas bancas de qualificação e defesa, pelas sugestões, pelos aprendizados de Epidemiologia e principalmente pela amizade.

Aos demais professores do Mestrado em Saúde Coletiva da UFJF, que contribuíram com conhecimentos, vivências e amizade para a nossa formação, especialmente à Maria Teresa Bustamante Teixeira, que chamamos carinhosamente de Teíta, que com suas iniciativas e trabalho incansável foi peça chave na criação deste mestrado.

Aos colegas mestrandos, corajosos pioneiros (somos a primeira turma do Mestrado em Saúde Coletiva da UFJF), dos quais ficam a amizade e boas recordações: Lélia, Simone, Marcos, Anna Cláudia, Gabriela, Alessandra, Fernando, Ricardo e Christiane.

À Cássia de Castro Martins Ferreira, professora do Curso de Geografia da UFJF, pelo apoio em relação às bases cartográficas do município de Juiz de Fora e pelas orientações quanto aos mapas temáticos.

Ao Alex Campos Divino, geógrafo do Laboratório de Estudos Estatísticos em Saúde - LEES / ICE / UFJF, e Talles Carvalho de Matos, estudante de geografia e estagiário do LEES, pelo apoio também com as bases cartográficas e com os dados censitários por Regiões Urbanas.

À Maria da Consolação Magalhães, pelas sugestões e incentivo ao mestrado, além do apoio em relação aos dados de mortalidade de Juiz de Fora.

À Valeska Lima Andreozzi, pela generosidade e presteza em esclarecer dúvidas sobre os modelos de regressão, mesmo à distância (do outro lado do Atlântico).

Aos pesquisadores da epidemiologia, da saúde coletiva, da estatística, da geografia, das ciências da computação e de demais campos do conhecimento, pela generosidade em partilhar suas descobertas e criações com outros pesquisadores; especialmente aos que contribuíram para o desenvolvimento do sistema de informações geográficas TerraView e do pacote estatístico R, ambos disponibilizados gratuitamente na web.

A todos os funcionários do NATES - UFJF, que em vários momentos ao longo do mestrado deram o devido apoio.

À Larissa Pinheiro, bibliotecária da UFJF, que com muita disponibilidade e competência orientou sobre as normas técnicas desta dissertação e fez a ficha catalográfica.

## RESUMO

As doenças do aparelho circulatório (DAC) são as principais causas de morte em Juiz de Fora, no Brasil e na maioria dos países do mundo. A distribuição espacial da mortalidade por DAC em grandes cidades não é homogênea: regiões com piores condições sociais têm maiores taxas de mortalidade. A mortalidade precoce por estas doenças também está relacionada às condições socioeconômicas da região de moradia. As técnicas de análise espacial em saúde permitem estudar os fatores socioambientais como possíveis determinantes de doenças no nível populacional. Dentre estes fatores, os mais utilizados são indicadores de renda, escolaridade, saneamento básico e estrutura do domicílio, obtidos dos censos demográficos decenais do IBGE. O indicador sintético Índice de Desenvolvimento Social (IDS) foi criado para comparar o desenvolvimento social de áreas geográficas de mesma natureza, sendo composto pela média aritmética de dez indicadores do censo demográfico. O objetivo deste trabalho foi analisar a distribuição espacial da mortalidade por DAC nas regiões urbanas (RU) de Juiz de Fora e sua relação com fatores socioeconômicos, especialmente o IDS. Utilizou-se delineamento ecológico, do tipo análise espacial em saúde, com as 81 RU como unidades de análise. Foram usadas técnicas exploratórias de análise de dados espaciais, como medidas de autocorrelação espacial e estimadores bayesianos empíricos. Para investigar a desigualdade na mortalidade por doenças cardiovasculares foram aplicadas as técnicas estatísticas: teste t, teste de Mann-Whitney, análise de variância, análise de correlação e análise de regressão. A relação entre mortalidade por DAC e os indicadores foi investigada com a aplicação de modelos lineares generalizados de Poisson. Devido à presença de super-dispersão, foram ajustados também modelos de quase-Poisson e binomiais negativos. Os resultados indicam que a mortalidade cardiovascular no espaço urbano de Juiz de Fora está associada às condições socioeconômicas do local de residência. A diminuição das desigualdades socioeconômicas em cidades de porte médio pode levar a reduções importantes nas iniquidades em saúde.

**Palavras-chave:** Doenças Cardiovasculares. Desigualdades em Saúde. Iniquidade Social. Sistemas de Informação Geográfica. Modelos Lineares. Indicadores Sociais.

## ABSTRACT

*The cardiovascular diseases (CVD) are the main causes of death in Juiz de Fora, in Brazil and in most countries. The spatial distribution of CVD mortality in large cities is not homogeneous: regions with worse social conditions have bigger mortality rates. Premature CVD mortality is also related to socioeconomic conditions of neighborhood. The techniques of spatial analysis in health allow to study socioambiental factors as possible determinants of diseases at the population level. Amongst these factors, the most used are education, income and sanitation indicators from national census. The synthetic indicator Índice de Desenvolvimento Social (IDS) was created to compare the social development of similar geographic areas and is composed by the arithmetic mean of ten indicators of national census. The objective of this work was to analyze the spatial distribution of mortality due to CVD in urban regions (RU) of Juiz de Fora and its relationship with socioeconomic factors, especially the IDS. The design of study was ecological, subtype spatial analysis in health, with the 81 RU as units of analysis. It was employed exploratory techniques like measures of spatial autocorrelation and empirical bayesian estimators. To investigate inequalities in CVD mortality were applied the statistic tests: *t* test, Mann-Whitney test, variance analysis, correlation analysis and regression analysis. The relationship between CVD mortality and socioeconomic indicators was investigated by Poisson generalized linear models. Due to overdispersion of data, quasi-Poisson and negative binomial models were also fitted. Results indicate that CVD mortality in urban space of Juiz de Fora is associated with socioeconomic conditions of neighborhood. The reduction of socioeconomic inequalities in middle cities could induce important reductions in health iniquities.*

*Key-words: Cardiovascular Diseases. Health Inequalities. Social Inequity. Geographical Information Systems. Linear Models. Social Indicators.*



## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Diagrama de espalhamento dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS por RU de Juiz de Fora MG em 2000 .....	54
Gráfico 2	IDS das RU de Juiz de Fora em 2000 .....	56
Gráfico 3	Proporção dos domicílios com rede pública de água nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	57
Gráfico 4	Proporção dos domicílios com rede pública de esgoto nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	58
Gráfico 5	Proporção dos domicílios com coleta de lixo nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	59
Gráfico 6	Número médio de banheiros por pessoa nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	60
Gráfico 7	Proporção de pessoas com 15 ou mais anos analfabetas nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	61
Gráfico 8	Proporção de responsáveis pelo domicílio com menos de 4 anos de escolaridade nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	62
Gráfico 9	Proporção de responsáveis pelo domicílio com 15 anos ou mais de escolaridade nas RU de Juiz de Fora MG em 2000 .....	63
Gráfico 10	Renda média em salários mínimos dos responsáveis pelos domicílios nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	64
Gráfico 11	Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	65
Gráfico 12	Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda maior ou igual 10 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	66
Gráfico 13	Diagrama de espalhamento entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	68
Gráfico 14	Proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	70
Gráfico 15	Proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade superior ou maior nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	71

Gráfico 16	Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior que 3 até 5 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	72
Gráfico 17	Proporção de domicílios particulares permanentes com 5 ou mais moradores nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	73
Gráfico 18	Proporção de domicílios particulares permanentes alugados nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	74
Gráfico 19	Histogramas do número de óbitos e das razões de mortalidade padonizada (RMP) por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	85
Gráfico 20	Histogramas do número de óbitos e das razões de mortalidade padonizada (RMP) por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	86
Gráfico 21	Correlograma das RMP por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	100
Gráfico 22	Correlograma das RMP por DAC no sexo masculino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	100
Gráfico 23	Correlograma das RMP por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	101
Gráfico 24	Correlograma das RMP por DAC no sexo feminino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	101
Gráfico 25	Diagramas de dispersão entre o IDS e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	105
Gráfico 26	Diagramas de dispersão entre o IDS e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	105
Gráfico 27	Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade menor que 4 anos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	106

Gráfico 28	Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade menor que 4 anos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	106
Gráfico 29	Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em ano 2000 .....	107
Gráfico 30	Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	107
Gráfico 31	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino geral com o IDS .....	117
Gráfico 32	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino geral com o IDS .....	118
Gráfico 33	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino geral com o IDS .....	118
Gráfico 34	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino geral com o IDS .....	119
Gráfico 35	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino geral com o IDS .....	119
Gráfico 36	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino geral com o IDS .....	120
Gráfico 37	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino de 35 a 64 anos com o IDS .....	120
Gráfico 38	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino de 35 a 64 anos com o IDS .....	121
Gráfico 39	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino de 35 a 64 anos com o IDS .....	121
Gráfico 40	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino de 35 a 64 anos com o IDS .....	122

Gráfico 41	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino de 35 a 64 anos com o IDS .....	122
Gráfico 42	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino de 35 a 64 anos com o IDS .....	123
Gráfico 43	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino geral com a renda baixa .....	123
Gráfico 44	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino geral com a renda baixa .....	124
Gráfico 45	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino geral com a renda baixa .....	124
Gráfico 46	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino geral com a renda baixa .....	125
Gráfico 47	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino geral com a renda baixa .....	125
Gráfico 48	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino geral com a renda baixa .....	126
Gráfico 49	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	126
Gráfico 50	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	127
Gráfico 51	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	127
Gráfico 52	Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	128
Gráfico 53	Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	128
Gráfico 54	Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa .....	129
Gráfico 55	Gráficos <i>boxplot</i> dos estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC nas RU de Juiz de Fora por grupos socioeconomicamente homogêneos .....	133

## LISTA DE MAPAS

Mapa 1	Mapa de localização do município de Juiz de Fora - MG .....	34
Mapa 2	Regiões Urbanas (RU) do município de Juiz de Fora - MG .....	35
Mapa 3	Regiões Administrativas (RA) do município de Juiz de Fora - MG .....	36
Mapa 4	IDS das RU de Juiz de Fora em 2000 .....	56
Mapa 5	Proporção dos domicílios com rede pública de água nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	57
Mapa 6	Proporção dos domicílios com rede pública de esgoto nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	58
Mapa 7	Proporção dos domicílios com coleta de lixo nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	59
Mapa 8	Número médio de banheiros por pessoa nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	60
Mapa 9	Proporção de pessoas com 15 ou mais anos analfabetas nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	61
Mapa 10	Proporção de responsáveis pelo domicílio com menos de 4 anos de escolaridade nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	62
Mapa 11	Proporção de responsáveis pelo domicílio com 15 anos ou mais de escolaridade nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	63
Mapa 12	Renda média em salários mínimos dos responsáveis pelos domicílios nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	64
Mapa 13	Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	65
Mapa 14	Proporção de responsáveis pelos domicílios com renda maior ou igual 10 salários mínimos nas regiões urbanas de Juiz de Fora em 2000 .....	66
Mapa 15	Proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	70
Mapa 16	Proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade superior ou maior nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	71
Mapa 17	Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior que 3 até 5 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	72

Mapa 18	Proporção de domicílios particulares permanentes com 5 ou mais moradores nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	73
Mapa 19	Proporção de domicílios particulares permanentes alugados nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	74
Mapa 20	Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	87
Mapa 21	Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	88
Mapa 22	Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	89
Mapa 23	Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	90
Mapa 24	Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	91
Mapa 25	Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	92
Mapa 26	Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	93
Mapa 27	Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	94
Mapa 28	Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	95
Mapa 29	Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	96
Mapa 30	Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	97
Mapa 31	Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001 .....	98
Mapa 32	MoranMap das taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	102

Mapa 33	MoranMap das taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	103
Mapa 34	Regiões socioeconomicamente homogêneas, construídas pelo método <i>k-means</i> , a partir de indicadores do censo demográfico 2000 em Juiz de Fora .....	134

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, padronizadas por idade, de alguns países selecionados no ano 2002 .....	24
Tabela 2	Resumo da distribuição dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	52
Tabela 3	Matriz de correlação entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS por RU de Juiz de Fora em 2000 .....	53
Tabela 4	Medidas de autocorrelação espacial do IDS e dos indicadores socioeconômicos utilizados na sua construção por RU de Juiz de Fora em 2000 .....	55
Tabela 5	Resumo da distribuição dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000 ..	67
Tabela 6	Matriz de correlação entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	68
Tabela 7	Medidas de auto-correlação espacial para os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000 .....	69
Tabela 8	Mortalidade proporcional para os principais grupos de causas básicas de óbito (capítulos do CID-10) em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 ..	75
Tabela 9	Mortalidade proporcional para os principais grupos de causas básicas de óbito (capítulos do CID-10) em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 na faixa etária de 35 a 64 anos .....	76
Tabela 10	Mortalidade proporcional por sexo de residentes em Juiz de Fora nos anos 1999-2001 .....	76
Tabela 11	Mortalidade proporcional por faixa etária de 35 a 64 anos do total de óbitos por doenças do aparelho circulatório de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	77
Tabela 12	Mortalidade proporcional por causa básica de óbito dos óbitos por doenças do aparelho circulatório (DAC) de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	77



Tabela 13	Mortalidade proporcional por causa básica de óbito dos óbitos por doenças do aparelho circulatório de residentes em Juiz de Fora na faixa etária de 35 a 64 anos no triênio 1999-2001 .....	77
Tabela 14	Taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), doenças isquêmicas do coração (DIC) e doenças cerebrovasculares (DCeV) de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	78
Tabela 15	Taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), doenças isquêmicas do coração (DIC) e doenças cerebrovasculares (DCeV) de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 na faixa etária de 35 a 64 anos .....	78
Tabela 16	Proporções de preenchimento dos campos das declarações de óbitos (DO) por doenças do aparelho circulatório no município de Juiz de Fora nos anos 1999, 2000 e 2001 .....	79
Tabela 17	Idades médias dos óbitos por doenças do aparelho circulatório por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000 .....	80
Tabela 18	Coefficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças do aparelho circulatório em Juiz de Fora em 2000 ..	80
Tabela 19	Idades médias dos óbitos por doenças isquêmicas do coração por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000 .....	81
Tabela 20	Coefficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças isquêmicas do coração em Juiz de Fora em 2000 ....	81
Tabela 21	Idades médias dos óbitos por doenças cerebrovasculares por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000 .....	82
Tabela 22	Coefficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças cerebrovasculares em Juiz de Fora em 2000 .....	82
Tabela 23	Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	83
Tabela 24	Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	84
Tabela 25	Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	84

Tabela 26	Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	85
Tabela 27	Medidas de auto-correlação espacial para as taxas padronizadas de mortalidade por DAC por RU de Juiz de Fora em 2000 .....	99
Tabela 28	Coeficientes de correlação de Spearman entre RMP e indicadores socioeconômicos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	108
Tabela 29	Coeficientes dos modelos de regressão da relação entre RMP e IDS nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	110
Tabela 30	Coeficientes dos modelos de regressão da relação entre RMP e renda baixa nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	111
Tabela 31	Medidas da <i>deviance</i> e do AIC dos modelos de regressão da relação entre RMP e IDS nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	112
Tabela 32	Medidas da <i>deviance</i> e do AIC dos modelos de regressão da relação entre RMP e renda baixa nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	112
Tabela 33	Parâmetros de dispersão para a estimação por Quase-verossimilhança dos modelos de quase-Poisson .....	113
Tabela 34	Parâmetros Theta dos modelos binomiais negativos .....	113
Tabela 35	Percentis das distribuições de frequência dos indicadores socioeconômicos nas regiões urbanas de Juiz de Fora em 2000 .....	114
Tabela 36	Riscos relativos (RR) entre as RMP referentes ao IDS no percentil 90 e 10 nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	115
Tabela 37	Riscos relativos (RR) entre as RMP referentes ao indicador de renda baixa no percentil 90 e 10 nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	116
Tabela 38	Médias das taxas de mortalidade por DAC das RU por regiões administrativas (RA) de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 .....	130
Tabela 39	Médias dos indicadores socioeconômicos das RU por regiões administrativas (RA) do município de Juiz de Fora em 2000 .....	131
Tabela 40	Características das regiões socioeconomicamente homogêneas construídas com base em dados do censo demográfico 2000 em Juiz de Fora .....	132

## **LISTA DE ABREVIATURAS**

DAC	Doenças do aparelho circulatório (sinônimo de doenças cardiovasculares)
DCeV	Doenças cerebrovasculares
DIC	Doenças isquêmicas do coração
IDS	Índice de Desenvolvimento Social
RMP	Razão de mortalidade padronizada
RR	Risco relativo
RU	Regiões Urbanas (bairros da cidade)
RA	Regiões Administrativas
SIG	Sistema de Informações Geográficas
SIM	Sistema de Informação sobre Mortalidade
SIM/JF	Sistema de Informação sobre Mortalidade de Juiz de Fora - MG

## SUMÁRIO

<b>1.</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	20
<b>2.</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA E REFERENCIAL TEÓRICO</b>	22
2.1	EPIDEMIOLOGIA DAS DOENÇAS CARDIOVASCULARES	22
2.2	DESIGUALDADES SOCIAIS E SAÚDE	26
2.3	ESTUDOS ECOLÓGICOS	27
2.4	ANÁLISE ESPACIAL EM SAÚDE	29
<b>3.</b>	<b>OBJETIVOS</b>	32
3.1	GERAL	32
3.2	ESPECÍFICOS	32
<b>4.</b>	<b>DADOS E MÉTODOS</b>	33
4.1	JUIZ DE FORA	33
4.2	DESENHO DO ESTUDO	37
4.3	DADOS	37
4.4	MÉTODOS DE ANÁLISE	38
4.4.1	<i>Indicadores socioeconômicos</i>	42
4.4.2	<i>Mortalidade por DAC no município</i>	43
4.4.3	<i>Mortalidade por DAC por regiões urbanas</i>	43
4.4.4	<i>Modelos de regressão</i>	44
4.4.5	<i>Mortalidade por DAC por regiões administrativas</i>	49
4.4.6	<i>Mortalidade por DAC por regiões homogêneas</i>	49
<b>5.</b>	<b>RESULTADOS</b>	51
5.1	INDICADORES SOCIOECONÔMICOS	51
5.2	MORTALIDADE POR DAC NO MUNICÍPIO	75
5.3	MORTALIDADE POR DAC POR REGIÕES URBANAS	83
5.4	MODELOS DE REGRESSÃO	104
5.5	RESULTADOS POR REGIÕES ADMINISTRATIVAS	129
5.6	RESULTADOS POR REGIÕES HOMOGÊNEAS	131
<b>6.</b>	<b>DISCUSSÃO E CONCLUSÃO</b>	135
	<b>REFERÊNCIAS</b>	139

## 1. INTRODUÇÃO

As doenças do aparelho circulatório (DAC), também chamadas de doenças cardiovasculares, são a principal causa de morte no Brasil e na maioria dos países do mundo, com a exceção dos países da África. As duas mais frequentes são a doença isquêmica do coração e a doença cerebrovascular (WHO, 2008a). No Brasil a mortalidade por DAC ocorre em idades mais precoces que em países ricos e está associada a piores condições socioeconômicas (LOTUFO, 1998; ISHITANI et al., 2006).

São cada vez mais frequentes os estudos epidemiológicos que pesquisam a relação entre a distribuição geográfica desigual de doenças e seus fatores de risco com as condições socioeconômicas de grupos populacionais (CARVALHO; SOUZA-SANTOS, 2005). Um possível mecanismo pelo qual a desigualdade social gera desigualdades em saúde propõe que as diferenças de renda geram escassez de recursos para alguns indivíduos e ausência de investimentos em equipamentos comunitários de educação, transporte, saneamento, lazer, habitação, serviços de saúde e outros. Esta falta relativa de infra-estrutura comunitária influencia a saúde de toda a população daquela área e não apenas das famílias de baixa renda (BUSS; PELLEGRINI FILHO, 2007). Desta forma, o espaço socialmente construído é um mediador entre as condições de vida e as condições de saúde de uma população (BARATA, 2006).

As condições socioeconômicas dos indivíduos estão associadas a hábitos que são fatores de risco para doenças cardiovasculares, como tabagismo, sedentarismo e alimentação não saudável. Piores condições socioeconômicas de populações que vivem em uma mesma área geográfica também têm associação com maiores prevalências destes fatores de risco, mesmo para os indivíduos que têm um nível socioeconômico melhor. Desta forma, características do lugar de moradia são determinantes de saúde que se agregam aos fatores individuais, aumentando o risco de doenças e agravos à saúde e reduzindo ainda mais a qualidade de vida (LEE; CUBBIN, 2002).

O uso de geoprocessamento, principalmente com os Sistemas de Informações Geográficas (SIG), tem permitido a reunião de bancos de dados socioeconômicos, de saúde e ambientais em bases espaciais contribuindo para o entendimento do contexto em que ocorrem fatores determinantes de agravos à saúde, através de estudos de análise espacial em saúde. O uso dos SIG torna mais fácil a realização de estudos ecológicos, comparando situações de saúde de áreas geográficas distintas (BARCELLOS; BASTOS, 1996).

Estudos de análise espacial em saúde feitos em capitais de estados brasileiros mostram um maior risco de mortalidade cardiovascular nos estratos socioeconomicamente mais desfavorecidos (MELO; CARVALHO; TRAVASSOS, 2006; DRUMOND JR.; BARROS, 1999; SANTOS; NORONHA, 2001; SILVA; PAIM; COSTA, 1999; ISHITANI; FRANÇA, 2000). Nenhum destes utilizou o Índice de Desenvolvimento Social, indicador composto, construído a partir de 10 variáveis do censo demográfico. Também não foram encontrados trabalhos publicados estudando a relação entre mortalidade cardiovascular precoce e indicadores socioeconômicos em municípios de tamanho médio no Brasil. Em outros países, várias publicações também mostram maior mortalidade cardiovascular relacionada a piores condições socioeconômicas (WING et al., 1992; LEE; CUBBIN, 2002; SINGH; SIAHPUSH, 2002; LYNCH et al., 1998; TURREL; MATHERS, 2001; KILANDER et al., 2001; BORREL et al., 1999).

Em Juiz de Fora, cidade de médio porte do sudeste de Minas Gerais, estudos ecológicos de análise espacial mostraram associação entre indicadores socioeconômicos e mortalidade materna (ANGELO, 2005) e indicadores socioambientais e incidência de tuberculose (ANGELO, 2008), o que sugere que possa também haver desigualdades espaciais em outros grupos de doenças, como as cardiovasculares, o que ainda não foi estudado.

Este trabalho tem como objetivo estudar a distribuição das doenças cardiovasculares no espaço urbano de Juiz de Fora e sua possível associação com as condições socioeconômicas das áreas de moradia. Seus resultados podem auxiliar os gestores municipais no planejamento e avaliação de políticas públicas gerais e de saúde, especialmente as concernentes às doenças cardiovasculares. Também podem fornecer mais subsídios aos trabalhadores da saúde, sejam os da atenção básica, responsáveis principais pelas medidas de prevenção primária e secundária, sejam os dos serviços hospitalares e de urgência, responsáveis pelo atendimento dos eventos agudos cardiovasculares.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA E REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 EPIDEMIOLOGIA DAS DOENÇAS CARDIOVASCULARES

Para Laurenti e Buchalla (2001), existem seis idéias falsas ou mitos sobre as doenças cardiovasculares (DCV) entre os profissionais de saúde e o público leigo no Brasil: a de que elas prevalecem em países desenvolvidos, atingem mais pessoas ricas, são doenças apenas de homens e idosos, não são um problema de saúde pública e não existem medidas eficazes de prevenção na comunidade. Na verdade, dois terços das mortes por DCV no mundo ocorrem em países em desenvolvimento; a prevalência de fatores de risco cardiovascular é maior para grupos com menor nível educacional e socioeconômico; as doenças cardiovasculares em muitos países são a primeira causa de mortalidade em mulheres, embora as taxas de mortalidade sejam maiores em homens; a mortalidade cardiovascular aumenta com o aumento da idade, mas ela é uma das principais causas em adultos de 35 a 64 anos de idade. Verificou-se nas últimas décadas um declínio das taxas de mortalidade por doença isquêmica do coração em muitos países, possivelmente em consequência do melhor controle de fatores de risco cardiovascular. Apesar deste declínio, as doenças cardiovasculares ainda são a primeira causa de morte para ambos os sexos na maioria dos países, incluindo o Brasil.

Nos países desenvolvidos as doenças cardiovasculares surgiram como causa importante de mortalidade já nas primeiras décadas do século XX e se tornaram a principal causa na década de 50, principalmente a doença isquêmica do coração e a doença cerebrovascular. A mortalidade por doenças cardiovasculares começou a diminuir nos EUA no final da década de 60, sendo seguido nesse declínio pelos outros países desenvolvidos e posteriormente pelos países em desenvolvimento, como o Brasil. As razões deste declínio são discutidas, sem um consenso de qual seria a mais importante: mudanças populacionais nos estilos de vida, avanços terapêuticos ou outros fatores ainda não estudados (LAURENTI, 1986).

Nos países acompanhados pelo projeto MONICA (*Multinational monitoring of trends and determinants in cardiovascular disease*), da Organização Mundial da Saúde, detectou-se declínios nas taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares associadas a melhoras no cuidado médico e a reduções nas prevalências de tabagismo, hipertensão arterial sistêmica e hipercolesterolemia. A obesidade, por outro lado, teve aumento da prevalência nestes países (HIGGINS, 2001).

Em todo o período de 1980 a 2003 as doenças do aparelho circulatório foram a primeira causa de morte para homens e mulheres no Brasil, ocorrendo um declínio significativo das taxas de mortalidade no período, de 223 para 155 óbitos por 100.000 habitantes. A taxa de mortalidade por doença isquêmica do coração também declinou no período, de 62 para 47 óbitos por 100.000 habitantes, assim como a taxa de mortalidade por doença cerebrovascular, de 74 para 51 óbitos por 100.000 habitantes. Dentre as doenças do aparelho circulatório, a doença cerebrovascular foi a primeira causa de óbito em mulheres e a doença isquêmica do coração a primeira em homens (SOUZA et al., 2006).

Comparando as grandes regiões do Brasil, no período de 1979 a 1996, as taxas padronizadas de mortalidade por doença isquêmica do coração tiveram queda significativa nas regiões Sudeste, Sul e Norte, para todas as faixas etárias e ambos os sexos. Já nas regiões Nordeste e Centro-Oeste houve aumento nessas taxas, mostrando uma disparidade regional, embora a análise tenha sido prejudicada pela elevada proporção de causas mal-definidas de óbito nestas duas regiões (TIMERMAN et al., 2001).

Em estudo da tendência temporal da mortalidade por doenças do aparelho circulatório em Juiz de Fora, verificou-se redução da taxa padronizada de 478 para 209 óbitos por 100.000 habitantes no período de 1980 a 2005, com declínio também dos subgrupos por doenças isquêmicas do coração, de 151 para 64 óbitos por 100.000 habitantes e por doenças cerebrovasculares, de 148 para 59 óbitos por 100.000 habitantes. Apesar destas reduções importantes nas taxas de mortalidade, as doenças do aparelho circulatório permaneceram como principal grupo de causas em todo o período pesquisado, correspondendo a cerca de um terço dos óbitos (LEITE et al., 2008; NOGUEIRA et al., 2008; NUNES et al., 2008).

No Brasil, a proporção de mortes por doença cerebrovascular do total de mortes por doenças do aparelho circulatório é maior do que nos países europeus, o que parece estar relacionado a hábitos herdados de Portugal de grande consumo de sal, levando a maiores prevalência e gravidade de hipertensão arterial sistêmica, que é fator de risco mais relevante para a doença cerebrovascular do que para a doença isquêmica do coração. Portugal é o único país europeu onde a mortalidade por doença cerebrovascular supera a mortalidade por doença isquêmica do coração (LOTUFO, 1996).

Na tabela 1 são mostradas as taxas padronizadas de mortalidade por doenças cardiovasculares em alguns países selecionados no ano de 2002. Pode-se perceber que o Brasil tem uma das maiores taxas das Américas, bem superior à dos países ricos, embora inferior à dos países da Europa Oriental e da África, que têm algumas das taxas mais altas do mundo (CHOR et al., 1999; WHO, 2008b).



Tabela 1 - Taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, padronizadas por idade, de alguns países selecionados no ano 2002.

Américas		Europa		África	
País	Taxas*	País	Taxas*	País	Taxas*
Argentina	212	Alemanha	211	África do Sul	410
Brasil	341	Bélgica	162	Angola	486
Chile	165	Bulgária	554	Camarões	436
Canadá	141	Dinamarca	182	Congo	393
Cuba	215	Espanha	137	Etiópia	435
EUA	188	Hungria	364	Madagascar	430
Honduras	348	Irlanda	214	Moçambique	371
México	163	Itália	174	Nigéria	452
Uruguai	208	Suécia	176	Quênia	401

Fonte: WHO (World Health Organization), 2008. Disponível em <<http://www.who.int/whosis/indicators>>. Acesso em: 15 dez. 2008.

\* Taxas por 100.000 habitantes.

Os fatores de risco cardiovascular clássicos - hipertensão, diabetes, tabagismo, dislipidemia, obesidade e sedentarismo - foram estabelecidos a partir da década de 1950, com o início do estudo de coorte de Framingham, em um momento em que se consolidava na epidemiologia o modelo da multicausalidade, que propunha que vários fatores de risco contribuem para a determinação das doenças, sem uma organização hierárquica entre eles. Nesse modelo, a condição socioeconômica, quando era levada em conta, seria mais um fator de risco, como os outros. O estudo de Framingham possibilitou a construção de modelos preditivos de doenças cardiovasculares, em que o risco destas doenças para um determinado indivíduo é calculado de acordo com a presença e quantificação de fatores de risco. Este estudo contribuiu também para propostas de prevenção de doenças cardiovasculares de forma individualizada, através do controle dos fatores de risco modificáveis focado especialmente em indivíduos de alto risco. Em razão disto, vem sendo dada pouca importância às estratégias de prevenção populacionais, incluindo aqui modificações na estrutura socioeconômica, que ao melhorar as condições de vida da população, podem ter um impacto significativo nas prevalências dos fatores de risco cardiovascular clássicos (SOUZA et al., 2003).

Para Rose (1985), uma estratégia populacional de controle das doenças cardiovasculares pode ter maior efetividade do que as abordagens focadas em indivíduos de alto risco, pois o número destas é bem menor que as de risco moderado ou baixo e portanto o

maior número de casos de doença surgirá nestes últimos grupos. Além disso, a estratégia populacional pode atuar de uma forma mais radical, ou seja, sobre as causas da incidência da doença na população, sendo assim mais efetiva que a abordagem de alto risco, que teria uma ação mais paliativa, atuando na redução imediata do risco de alguns indivíduos selecionados. Existem estudos que mostram a efetividade de estratégias de modificação do perfil populacional de risco, com redução subsequente das taxas de doenças isquêmicas do coração e de doenças cerebrovasculares (CHOR et al., 1999; FARQUHAR et al., 1990; HJERMAN et al., 1981; KORNITZER et al., 1983; PUSKA et al., 1985).

Tendo em vista a importância de se conhecer o perfil de risco populacional, o Ministério da Saúde do Brasil produziu um inquérito telefônico nas capitais dos estados e do Distrito Federal em 2006, calculando estimativas de prevalência dos fatores de risco cardiovasculares, encontrando prevalências altas, mas com grandes variações destas medidas entre as cidades pesquisadas (BRASIL, 2007).

Vários estudos têm mostrado desigualdades espaciais na mortalidade geral ou por doenças cardiovasculares no Brasil. Em um estudo que analisou a distribuição espacial da mortalidade por infarto agudo do miocárdio na cidade do Rio de Janeiro, Melo, Carvalho e Travassos (2006) encontraram uma concentração do risco de morrer por esta doença nas áreas mais pobres da cidade, com um padrão espacial associado a forte gradiente social. Drumond Jr. e Barros (1999) verificaram distribuição desigual na mortalidade do adulto no município de São Paulo, com maiores coeficientes de mortalidade nas áreas de piores condições socioambientais. Santos e Noronha (2001) também encontraram diferenças nos indicadores de mortalidade entre grupos socioeconômicos na cidade do Rio de Janeiro: os estratos socioeconomicamente mais favorecidos tiveram menor mortalidade, sendo que a mortalidade por DAC foi uma das que mostrou maiores diferenças entre os grupos. No município de Salvador, Silva, Paim e Costa (1999) estimaram indicadores para seis estratos sociais, encontrando maiores coeficientes de mortalidade padronizados no estrato com piores condições de vida. Ishitani e França (2000) compararam indicadores de mortalidade entre bairros e favelas na região centro-sul do município de Belo Horizonte, encontrando que o risco de morrer por doenças cardiovasculares foi 3 vezes maior nas favelas do que nos bairros.

Em outros países também se verifica iniquidades em saúde relacionadas às condições socioeconômicas do local de moradia. Na cidade de Buenos Aires (Argentina), as desigualdades espaciais na mortalidade por doenças cardiovasculares foram parcialmente explicadas pelas diferenças nas proporções de adultos de mais de 25 anos com escolaridade superior nos setores censitários (DIEZ-ROUX et al., 2007). Nos EUA, em estudo conduzido

por Wing et al. (1992), constatou-se que as áreas que tiveram um declínio das taxas de mortalidade por doenças isquêmicas do coração em mulheres brancas mais precocemente - antes de 1962 - tinham maiores níveis médios de ocupação, renda e educação. Também nos EUA, Singh e Siahpush (2002) detectaram maiores taxas de mortalidade total e cardiovascular em áreas com piores condições socioeconômicas, com um aumento nas diferenças entre áreas mais e menos carentes entre 1969 e 1998, ou seja, a iniquidade aumentou entre os dois períodos. Em países da Europa (BORREL et al., 1999; KILANDER et al., 2001) e na Austrália (TURRELL; MATHERS, 2001) estudos também mostram gradientes sociais na mortalidade, sempre com taxas mais altas associadas a piores condições socioeconômicas.

## 2.2 DESIGUALDADES SOCIAIS E SAÚDE

A Constituição Federal de 1988, conhecida como "Constituição cidadã", considera que "erradicar a pobreza e a marginalização e reduzir as desigualdades sociais e regionais" são objetivos nacionais (BRASIL, 1988), com isso fazendo da diminuição das desigualdades o principal objetivo de todas as políticas públicas.

É especialmente importante a redução das desigualdades injustas, que correspondem às iniquidades, como as desigualdades em saúde consequentes às desiguais condições de vida. Mesmo nos países mais desenvolvidos, que tiveram uma redução importante da pobreza, a desigualdade em saúde permanece como diferenciais relativos entre pessoas que ocupam posições diferentes na organização social (VIANNA, 2001).

Apesar das iniquidades em saúde no Brasil serem grandes, há uma escassez relativa de pesquisas com esse tema, o que dificulta o planejamento e a definição de prioridades setoriais. A Declaração de Óbito poderia ser uma fonte de informações sobre a condição social, através da escolaridade e ocupação, mas infelizmente estes campos não são adequadamente preenchidos, tornando esta informação não confiável (VIANNA, 2001).

Desde o século XIX que pesquisadores mostram diferenças de morbimortalidade entre grupos sociais, como os estudos de Engels sobre a classe trabalhadora inglesa, o de Snow sobre a epidemia de cólera em Londres, o de Louis sobre trabalhadores de tecelagens na França e de Virchow sobre epidemias de tifo nas minas da Silésia e, já no início do século XX, o estudo de Warren e Sydenstricker sobre as diferenças entre famílias pobres e ricas nos EUA. Na América Latina os estudos de desigualdades sociais em saúde ganharam força a partir da década de 1970, em duas vertentes de pesquisa: abordagens funcionalistas de

investigação sobre a pobreza e em abordagens materialistas históricas, utilizando o conceito de classe social. Nas décadas de 80 e 90 são feitas críticas ao uso de classe social como conceito para operacionalizar o estudo das relações entre estrutura social e situação de saúde, mostrando os limites desta abordagem. Na busca de alternativas de investigação, Cristina Possas elabora mediadores entre a estrutura de classes sociais e o processo saúde-doença: (a) inserção na estrutura produtiva e (b) modo de vida, composto de condições de vida e estilo de vida. Partindo destas discussões, ganharam força, nas últimas décadas, os estudos ecológicos, que usam o conceito de espaços socialmente construídos como mediadores entre condições de vida e saúde (BARATA, 2006; SOLLA, 1996).

As várias formulações teóricas da Epidemiologia Social, principalmente a partir da década de 1960, procuraram dar sustentação teórica para a necessidade de se investigar explicitamente os determinantes sociais do processo saúde-doença. Uma destas formulações foi a teoria da Produção Social da Doença, de autores latino-americanos, tendo uma filiação ao materialismo histórico e dialético, propondo que os fatores sociais colocam limites às outras dimensões da realidade, desta forma valorizando mais os determinantes econômicos, políticos e sociais da distribuição das doenças e de seus fatores de risco nas populações. A desigualdade social é aqui colocada como o determinante fundamental das iniquidades em saúde. A operacionalização destas pesquisas epidemiológicas seguiu duas linhas principais: investigação das estruturas de classe, com muitas dificuldades metodológicas, como já mencionado no parágrafo anterior, e o uso do conceito de espaço socialmente construído, também chamado por autores de língua inglesa de estudos de vizinhança. Estes, ao usarem como unidade de análise espaços sociais concretos onde pessoas e famílias vivem, trabalham e se relacionam, têm a capacidade de captarem a estrutura social em sua complexidade, sem fragmentação em vários fatores de risco, mesmo quando se usa um indicador específico para caracterizar as condições socioeconômicas das regiões geográficas (BARATA, 2005; KRIEGER, 2001).

### 2.3 ESTUDOS ECOLÓGICOS

Para Morgenstern (2008) e Medronho (2006a), estudos ecológicos ou agregados são aqueles em que a unidade de análise é uma população ou grupo de pessoas. Quando têm como método de agrupamento as localidades geográficas são chamados de desenhos de múltiplos grupos ou análise espacial em saúde. Podem ser analíticos ou exploratórios, dependendo se a exposição de interesse é ou não mensurada e incluída no estudo. E seu objetivo mais comum

seria gerar hipóteses etiológicas sobre a ocorrência de uma doença, além de poderem avaliar a efetividade de intervenções populacionais. Quando se trata de testar hipóteses etiológicas, é dada uma grande ênfase à possibilidade da falácia ecológica, pelas dificuldades de se controlar confundimento, especialmente quando se quer fazer inferência causal sobre fenômenos individuais usando-se variáveis do nível populacional.

No entanto, outros autores vêem nos estudos ecológicos outras possibilidades, que não apenas gerar hipóteses etiológicas. Para Castellanos (1998), a epidemiologia é a disciplina básica da saúde pública, tendo como principal objetivo descrever e explicar os problemas de saúde de populações, objetivo este que é buscado principalmente em estudos ecológicos. O fato da epidemiologia ter se voltado, durante boa parte do século XX, prioritariamente para os estudos que têm como unidade de análise o indivíduo, deveu-se à hegemonia que as propostas da medicina preventiva alcançaram no âmbito da saúde pública no início do século XX.

Quando se considera que o principal objetivo de um estudo ecológico, e também da epidemiologia, seja estudar os determinantes dos problemas de saúde das populações, na realidade utiliza-se informações do nível populacional para fazer inferência para o nível populacional, ou seja, o mesmo nível de análise e de inferência, não se configurando a falácia ecológica. Susser (1994a, 1994b), em artigos que revisam o delineamento ecológico, define a falácia ecológica como a suposição de que uma associação presente em um nível de organização pode ser inferida a outro nível, chamando portanto este viés de *cross level bias* (viés de inferência cruzada), enfatizando que pode ocorrer também no sentido inverso, ou seja, quando se faz inferência para o nível populacional a partir de estudos com indivíduos como unidades de análise. Diez-Roux (1998) chama esta última situação de falácia atomística ou individualística e enfatiza que uma associação entre exposição e desfecho no nível individual pode não estar presente no nível ecológico, ou se estiver presente a magnitude e mesmo a direção da associação podem ser diferentes. Esta autora tem procurado mostrar a importância de se considerar os vários níveis da realidade para se compreender os problemas de saúde dos indivíduos e das populações. Os contextos social, cultural, econômico e ambiental afetam a saúde individual e podem ser estudados como variáveis ecológicas. Por outro lado, variáveis do nível individual podem trazer informações importantes e complementares para os estudos dos determinantes de saúde das populações. Uma forma de se trabalhar com variáveis de ambos os níveis (individual e ecológico) são os estudos multinível, que contam com métodos estatísticos especiais para integrar os vários níveis de realidade na análise.

Para Schwartz (1994), variáveis ecológicas são necessárias para se avaliar efeitos estruturais, contextuais e sociológicos no comportamento humano e no desenvolvimento de doenças, e as questões relacionadas com a inferência cruzada não são exclusivas dos estudos ecológicos, sendo melhor caracterizadas como problemas de validade interna e de validade de constructo. Em relação à validade interna, quando a análise muda de um nível para outro, pode mudar a forma como variáveis externas influenciam as variáveis dependente e independente. Já quanto à validade de constructo, pode ocorrer que uma variável com o mesmo nome nos dois níveis estejam medindo coisas distintas, levando a discrepâncias nas correlações medidas.

Susser (1994b) também discute as situações de pesquisa em que os estudos ecológicos são mandatórias, seja pelo fato das variáveis só estarem disponíveis no nível ecológico, ou por ser este o nível mais logicamente apropriado para a questão em estudo. Para este autor, a comparação de grupos é imprescindível para a compreensão dos efeitos ecológicos em indivíduos e em coletividades.

## 2.4 ANÁLISE ESPACIAL EM SAÚDE

Para Barcellos (2000), as categorias de espaço (ou lugar), tempo e pessoas, tão importantes na epidemiologia, constituem na realidade um conjunto - lugar-tempo-pessoas, sendo este conjunto também o objeto da geografia. Esta

[...] estuda a relação entre sociedade e espaço, ou seja, como, onde, em que condições e por que causas se dá o desenvolvimento humano (não propriamente equivalente ao desenvolvimento pessoal) na superfície da terra (lugares). Para isso, compreende esse processo como resultado da acumulação de forças históricas (tempo) (BARCELLOS, 2000, p. 608).

Segundo Costa e Teixeira (1999, p. 272), a geografia é uma "disciplina de síntese entre as ciências da natureza e as ciências do homem". A geografia crítica se tornou dominante na década de 1970, com a proposta de incorporar a política no discurso científico e considerar o espaço como decorrente da dinâmica de sua complexa organização e interações - o espaço geográfico humanizado pelas relações sociais. O processo de ocupação do espaço está imbricado aos determinantes das condições de vida e conseqüentemente de saúde. Por isso, o estudo do espaço e da distribuição espacial das doenças pode informar sobre relações entre a sociedade e a saúde. Com as modernas técnicas de computação eletrônica, o instrumento da

cartografia pode ser uma ferramenta auxiliar para apresentação e interpretação de informações espaciais. Os estudos ecológicos, ao utilizarem os agregados espaciais como unidades de análise, têm uma capacidade de apreender a dimensão coletiva em sua complexidade, podendo tornar evidentes processos que produzem efeitos imperceptíveis no âmbito individual.

As análises espaciais em saúde não foram muito valorizadas durante boa parte do século XX. Uma das razões foi o fato da epidemiologia do risco, predominante neste século, ter fragmentado o espaço em fatores de dano ou proteção aos indivíduos, tornando a relação entre estes e o espaço abstrata, o que dificultava a compreensão do espaço como uma totalidade integrada. As contribuições de Milton Santos para os conceitos geográficos, especialmente sobre espaço, tornaram-se importantes para a epidemiologia crítica, principalmente no Brasil, a partir da década de 1970. Ele define espaço como a relação entre sistemas de objetos e sistemas de ação, que se influenciam mutuamente, ou seja, o espaço é uma produção histórica que resulta destas relações. Os espaços são integrados, material e socialmente, em redes, que são conjuntos de centros funcionalmente articulados, e podem constituir espaços de propagação de agentes de doenças. O espaço urbano é o principal protagonista destes estudos, devido à velocidade e complexidade das transformações que aí ocorrem. Os processos sociais adquirem particularidades no nível local, embora existam influências locais e globais que interagem dialeticamente na produção do lugar (CZERESNIA; RIBEIRO, 2000).

Atualmente os estudos epidemiológicos que utilizam os agregados espaciais como unidades de análise, também chamados estudos georreferenciados, têm sido facilitados pelo uso dos Sistemas de Informações Geográficas (SIG). Os SIG têm 3 propriedades fundamentais: (a) capacidade de apresentação cartográfica de informações complexas; (b) base integrada de objetos espaciais e de seus atributos ou dados; (c) conjunto de procedimentos e ferramentas de análise espacial. Uma variável geocodificadora deve estar presente nos bancos de dados gráficos e não-gráficos, estabelecendo uma ligação entre eles. Os dados gráficos são os de localização espacial: coordenadas de pontos (nós) bi ou tridimensionais, linhas (arcos) ou áreas (polígonos). Os dados não-gráficos são características ou atributos dos pontos, linhas ou áreas, e podem ser importados de outros bancos de dados. Um SIG permite integrar dados obtidos de diversas fontes, em variados formatos, que podem ser organizados, analisados e visualizados graficamente. Uma das situações em que os SIG são especialmente úteis é no estudo de eventos de saúde em que estes e os fatores relacionados têm distribuição espacialmente condicionada (CARVALHO et al., 2000).

Segundo os tipos de dados de que dispomos, os métodos de análise espacial podem ser agrupados em: (a) distribuição de pontos (localização de casos individuais; ex.: casos de doenças); (b) geoestatística (modelagem de uma variável contínua no espaço; ex.: temperatura); (c) deslocamento (acesso e fluxo entre regiões); (d) estudos de áreas (dados agregados por áreas; ex.: taxas de mortalidade por bairros). As quatro grandes áreas de aplicação da análise espacial na saúde são: (a) mapeamento de doenças; (b) estudos ecológicos (para avaliar associações entre incidências de doenças e fatores de risco em áreas geográficas); (c) estudos de agrupamento (*cluster*) de doenças; (d) avaliação e monitoramento ambiental (BAILEY E GATRELL, 1995; BAILEY, 2001).



### **3. OBJETIVOS**

#### **3.1. GERAL**

Estudar a desigualdade na mortalidade por doenças do aparelho circulatório no espaço urbano de Juiz de Fora - MG, relacionando-a à desigualdade social existente.

#### **3.2 ESPECÍFICOS**

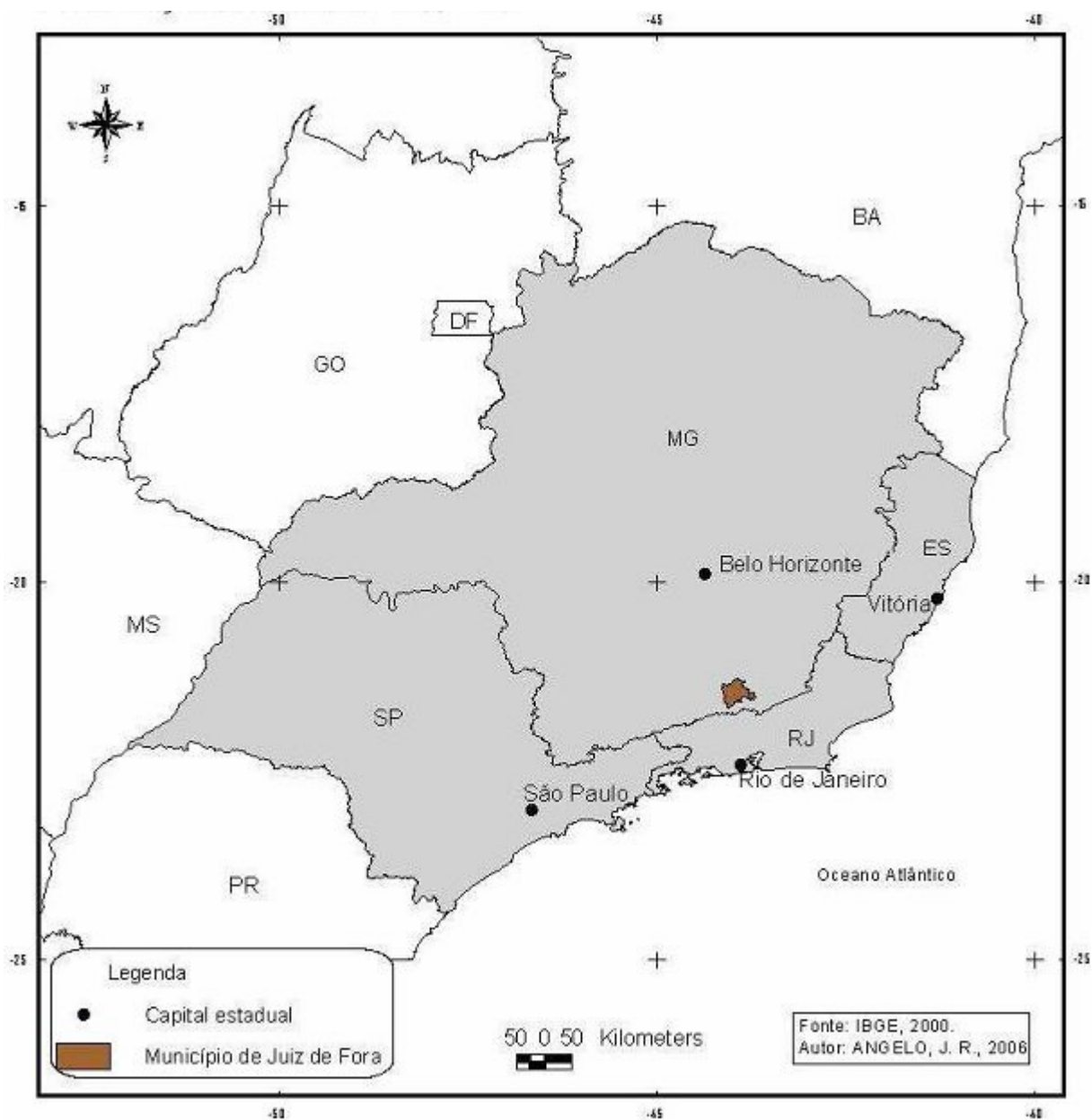
- Estudar a distribuição da mortalidade por doenças do aparelho circulatório no espaço urbano de Juiz de Fora - MG.
- Estudar a distribuição da mortalidade precoce, na faixa etária de 35 a 64 anos, por doenças do aparelho circulatório no espaço urbano de Juiz de Fora - MG.
- Analisar a associação da mortalidade por doenças do aparelho circulatório com fatores socioeconômicos no espaço urbano de Juiz de Fora - MG.

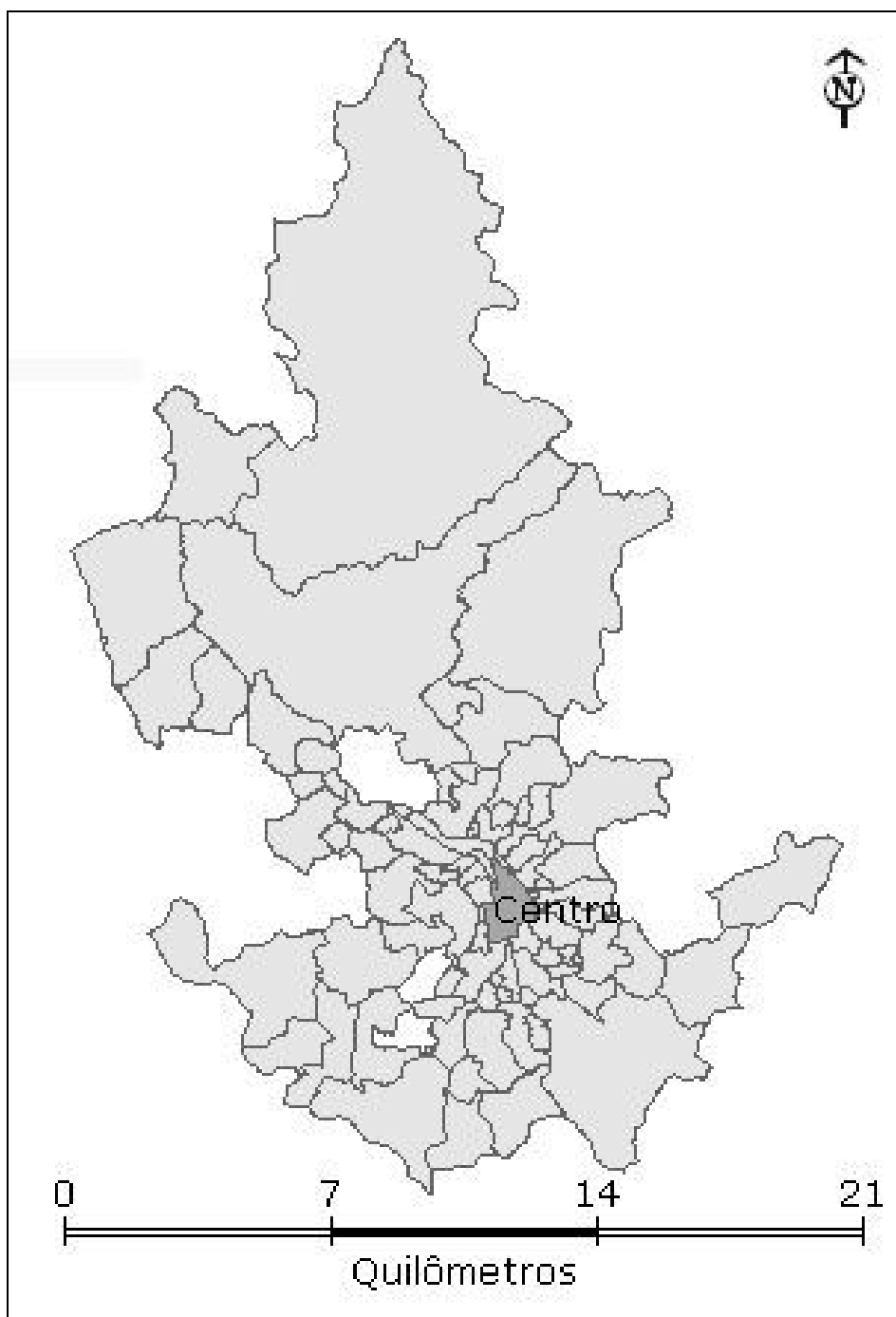
## 4. DADOS E MÉTODOS

### 4.1 JUIZ DE FORA

O município de Juiz de Fora está localizado na mesoregião geográfica da Zona da Mata Mineira, no sudeste do estado de Minas Gerais (mapa 1). Apresentava um IDH de 0,828 no ano 2000, estando no grupo de cidades de alto desenvolvimento humano (IDH maior que 0,8), mas apresentava também uma grande desigualdade social, expressa no Índice de Gini de 0,58 (TAVARES, 2006). Segundo dados do censo demográfico do IBGE, contava com uma população residente em 2000 de 456.796 habitantes, dos quais 99,17% em área urbana. Apresentava boas condições de saneamento, com 95% das residências com abastecimento de água ligada à rede geral, 92,8% com instalação sanitária ligada à rede geral de esgoto ou pluvial e 98% com coleta de lixo. A taxa de alfabetização era de 92% da população total.

Contava em 2000 com 81 regiões urbanas (RU), distribuídas em 7 regiões administrativas (RA): 16 na RA central, e 65 nas demais (mapas 2 e 3). As RU da RA central do município tinham em geral melhores condições socioeconômicas que as RU das RA periféricas no ano 2000, o que pode ser visto nos mapas de Inclusão/Exclusão Social de Juiz de Fora, publicados no Atlas Social de Juiz de Fora (TAVARES, 2006). Nesta publicação foram estudadas as distribuições espaciais de indicadores sociais no município de Juiz de Fora, calculados com base nos dados do censo demográfico do ano 2000, subdivididos nas áreas de autonomia de renda (renda média dos chefes de família), desenvolvimento humano (anos de estudo dos chefes de família, população alfabetizada de 10 a 14 anos e de 5 a 9 anos, população com 70 anos ou mais), qualidade de vida (abastecimento de água, instalação sanitária e tratamento de lixo precários, densidade populacional, presença de moradias improvisadas) e equidade (percentual de mulheres chefes de família e percentual de mulheres chefes de família não alfabetizadas). Excetuando-se a área de equidade, que nesta publicação só avaliou as diferenças de gênero, os mapas das outras três áreas mostram valores melhores dos indicadores nas RU da RA central do que das demais. Segundo o mapa de Distribuição de Equipamentos de Saúde do Atlas Social de Juiz de Fora, as unidades básicas de saúde estão espalhadas por todas as RA, mas os hospitais, clínicas especializadas e policlínicas estão quase todas na RA central.

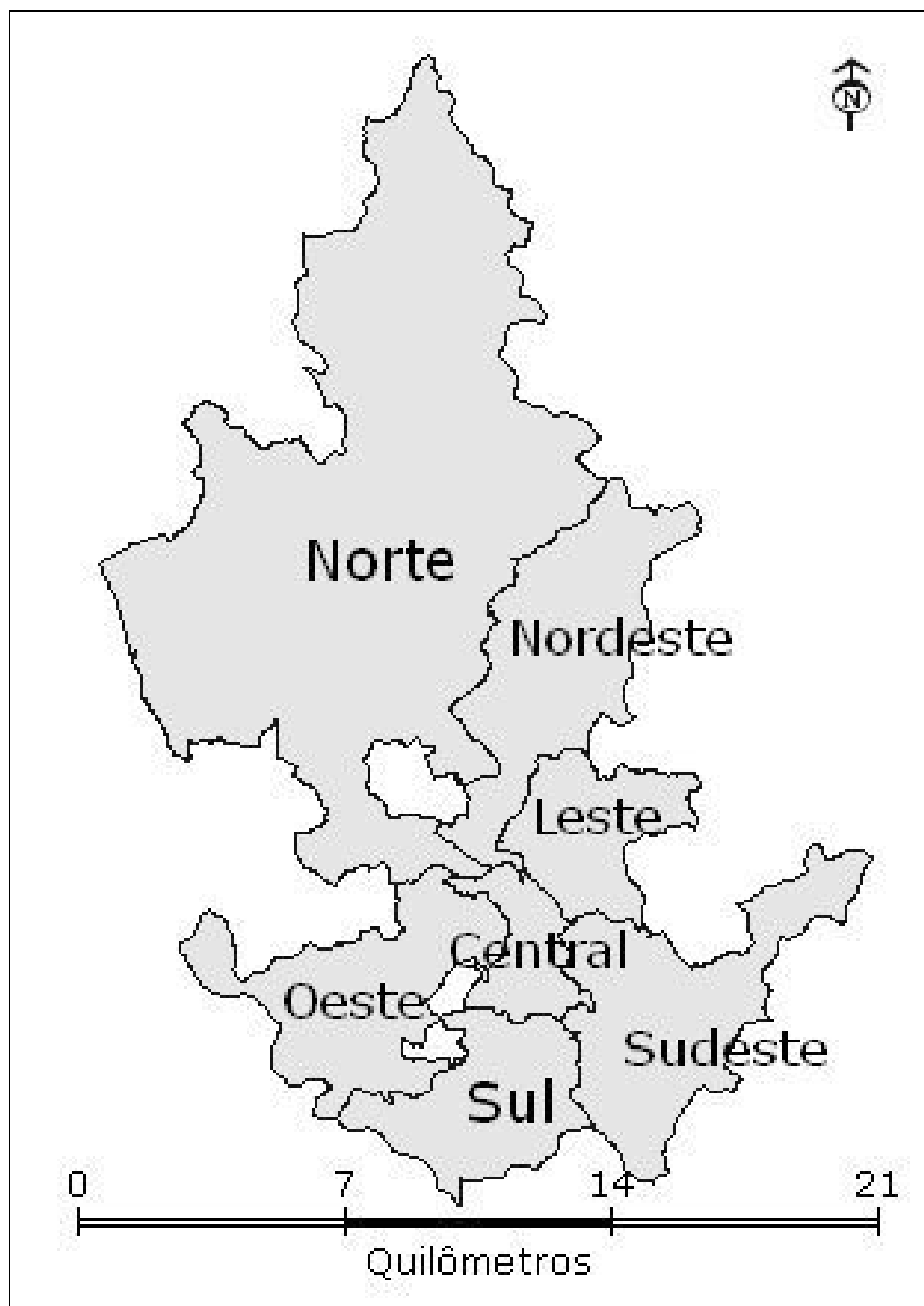




Mapa 2: Regiões urbanas (RU) do município de Juiz de Fora - MG.

Fonte: O autor (2008), utilizando base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

\* A RU centro está com preenchimento mais escuro; as 3 áreas com preenchimento branco são o campus da UFJF e 2 áreas de reserva ecológica; as demais RU estão com preenchimento cinza claro.



**Mapa 3: Regiões administrativas do município de Juiz de Fora - MG.**

Fonte: O autor (2008), utilizando base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

\* As 3 áreas com preenchimento branco são o campus da UFJF e 2 áreas de reserva ecológica.

## 4.2 DESENHO DO ESTUDO

Estudo de nível agregado (ecológico), do tipo análise espacial em saúde, também chamado de desenho de múltiplos grupos, tendo como variável dependente (desfecho) as razões de mortalidade padronizada (RMP) e as taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), geral e na faixa etária de 35 a 64 anos de idade, estratificados por sexo, do triênio 1999-2001 e como variáveis explicativas indicadores socioeconômicos, construídos com base em variáveis do censo demográfico do IBGE no ano 2000. As unidades de análise foram as 81 Regiões Urbanas (RU) do município de Juiz de Fora - MG. Para fins de comparação, as taxas de mortalidade foram padronizadas por faixa etária, tomando-se a população do município de Juiz de Fora no ano 2000 como padrão.

## 4.3 DADOS

Antes da coleta dos dados, o projeto foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal de Juiz de Fora (protocolo CEP-UFJF 1201.247.2007), tendo sido aprovado em 18 de outubro de 2007.

Foram usados dados secundários, do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Município de Juiz de Fora (Departamento de Epidemiologia da Secretaria de Saúde, Saneamento e Desenvolvimento Ambiental da Prefeitura de Juiz de Fora - MG), onde o registro de cada óbito está referido a uma RU, permitindo assim o georreferenciamento. O SIM vem melhorando progressivamente a qualidade das informações que disponibiliza desde sua criação em 1975, com diminuição do sub-registro e das causas mal-definidas e melhora do preenchimento das informações (JORGE; GOTLIEB; LAURENTI, 2002; JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007; PAES, 2007). Extraíram-se as variáveis sexo, idade, RU e causa básica do óbito. Esta última foi agrupada de acordo com a Lista de Tabulação de Mortalidade nº 1 da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde - 10ª Revisão (CID-10). As doenças do aparelho circulatório (DAC) correspondem ao seu capítulo IX, códigos I00 a I99, as doenças isquêmicas do coração (DIC) aos códigos I20 a I25 e as doenças cerebrovasculares (DCeV) aos códigos I60 a I69.

Usou-se também dados do censo demográfico do IBGE no ano 2000: população de Juiz de Fora por sexo e faixas etárias no ano 2000 e características socioeconômicas dos responsáveis pelos domicílios (renda e escolaridade) e dos domicílios (saneamento básico, tipo e posse do domicílio). Estes dados foram exportados para um Sistema de Informações

Geográficas (SIG), georreferenciados para setores censitários do IBGE e agrupados por Regiões Urbanas (RU). As RU correspondem a agregados de setores censitários contíguos: cada setor pertence a uma única RU.

As variáveis independentes foram indicadores socioeconômicos construídos com base nos dados do censo demográfico 2000. Além de indicadores simples, foi usado um indicador composto, o Índice de Desenvolvimento Social (IDS), inspirado no IDH, criado pelo Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos da Prefeitura do Rio de Janeiro e tem como finalidade medir o grau de desenvolvimento social de uma determinada área geográfica em comparação com outras de mesma natureza (CAVALLIERI; LOPES, 2008). O IDS é uma média aritmética de 10 indicadores, normalizados para que todos tenham o mesmo intervalo de variação, construídos a partir de variáveis do censo demográfico 2000 do IBGE. Os indicadores cobrem as áreas de acesso a saneamento básico (percentagem dos domicílios com serviço de abastecimento de água adequada, com serviço de esgoto adequado e com serviço adequado de coleta de lixo), qualidade habitacional (número médio de banheiros por pessoa), grau de escolaridade (percentagem de analfabetismo em maiores de 15 anos e de chefes de domicílio com menos de quatro anos de estudo e com 15 anos ou mais de estudo) e disponibilidade de renda (rendimento médio dos chefes de domicílio em salários mínimos, percentagem dos chefes de domicílio com renda até dois salários mínimos e com rendimento igual ou superior a 10 salários mínimos).

#### 4.4 MÉTODOS DE ANÁLISE

Na análise de dados espaciais deve-se ter cautela ao utilizar os procedimentos estatísticos clássicos, pois estes assumem que há independência entre os eventos e a incidência de uma doença em uma região geralmente se correlaciona à incidência nas regiões vizinhas, fenômeno que é chamado de dependência espacial. Um procedimento inicial importante, antes das análises estatísticas de dados de áreas, é a construção de uma matriz de vizinhança, que indica a relação espacial de cada área com as demais. Podem ser usados vários critérios para definição de duas áreas como vizinhas, tais como a distância entre elas, um número determinado de vizinhos mais próximos ou a contiguidade, definida como o compartilhamento de uma fronteira (MEDRONHO, 2006b; SOUZA et al., 2007). A matriz de vizinhança é utilizada como um dos parâmetros no cálculo das estatísticas espaciais a seguir.

A presença de dependência espacial pode ser avaliada pela medida da autocorrelação espacial. Esta tem como um dos principais métodos de cálculo o coeficiente I de Moran, que mede a correlação entre vizinhos de 1ª ordem, e o correlograma, que estende o teste de correlação para vizinhos de outras ordens. As medidas de autocorrelação espacial medem a correlação de uma variável com ela mesma no espaço, variando de -1 (máxima dessemelhança entre os vizinhos) a +1 (máxima semelhança entre vizinhos), enquanto o valor 0 indica inexistência de autocorrelação. Seu teste de significância estatística é feito por simulação, onde os valores do indicador são permutados entre as áreas. O coeficiente I de Moran tem como pressuposto a estacionariedade da variável, ou seja, que a mesma tenha média e variância constantes em toda a região do estudo; se este pressuposto for violado, seus resultados devem ser vistos com cautela. A estacionariedade pode ser explorada pelo correlograma: se a função de autocorrelação não se estabiliza com a distância, mas continua decrescente, é um indício de não estacionariedade de primeira ordem, ou tendência (CARVALHO et al., 2004; SOUZA et al., 2007). A equação do coeficiente I de Moran é:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\left( \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right) \left( \sum_{i \neq j} W_{ij} \right)} \quad (1)$$

Onde:

N é o número de áreas,

$W_{ij}$  é o peso atribuído de acordo com a estrutura de vizinhança; o valor de  $W_{ij}$  é 1 se a área  $A_i$  compartilha uma fronteira com  $A_j$ , e 0 caso contrário,

$y_i$  é o valor da estimativa da variável na área  $A_i$ ,

$y_j$  é o valor da estimativa da variável na área  $A_j$ ,

$\bar{y}$  é o valor médio do processo.

Outra medida da estrutura espacial é a função de autocorrelação local LISA, que compara o valor de cada área com seus vizinhos. No Sistema de Informações Geográficas (SIG) TerraView© o índice de Moran local é calculado e sua significância testada por permutação, semelhante ao índice global. As regiões com auto-correlação espacial local estatisticamente significantes podem ser visualizadas no LISAMap. São calculados também o vetor dos desvios dos valores observados (Z) e o vetor da média ponderada local (Wz), que



são usados para construir o diagrama de espalhamento de Moran, o BoxMap e o MoranMap. O diagrama de espalhamento de Moran visualiza graficamente o grau de similaridade entre os vizinhos, agrupando as áreas em quadrantes: (Q1) quando Z e Wz são positivos (valores altos e médias altas); (Q2) quando Z e Wz são negativos (valores baixos e médias baixas); (Q3) quando Z é positivo e Wz negativo (valores altos e médias baixas); (Q4) quando Z é negativo e Wz positivo (valores baixos e médias altas). O BoxMap é um mapa temático onde podem ser visualizadas as regiões que pertencem a cada quadrante e o MoranMap seleciona apenas as regiões que têm o índice de Moran local significativo ( $p < 0,05$ ), também classificadas pelos quadrantes (CARVALHO et al., 2004; INPE, 2008; SOUZA et al., 2007). A equação para o índice de Moran local é:

$$I_i = \frac{y_i \sum_{j=1}^N W_{ij} y_j}{\sum_{j=1}^N y_j^2} \quad (2)$$

Onde:

N é o número de áreas,

$W_{ij}$  é o peso atribuído de acordo com a estrutura de vizinhança

o valor de  $W_{ij}$  é 1 se a área  $A_i$  compartilha uma fronteira com  $A_j$ , e 0 caso contrário,

$y_i$  é o valor da estimativa da variável na área  $A_i$ ,

$y_j$  é o valor da estimativa da variável na área  $A_j$ .

Estas estatísticas espaciais podem ser calculadas para cada indicador, socioeconômicos ou de mortalidade. Se a autocorrelação espacial da variável dependente está presente e significativa, deve-se incluir esta estrutura espacial dos dados no modelo de regressão.

Outra dificuldade para os estudos ecológicos georreferenciados é que há uma relação contraditória entre a escala de observação e a estabilidade dos indicadores, pois quando se usa dados de pequenas áreas, que têm como vantagem maior homogeneidade interna dos grupos sob comparação, tem-se uma maior instabilidade dos dados, por tratar-se de populações menores, com números baixos de eventos (óbitos, casos de doença, etc.). Para a redução da flutuação aleatória das taxas de mortalidade podem ser empregados duas metodologias não mutuamente excludentes: (a) estimador por médias móveis temporais, que utiliza uma média das taxas em anos consecutivos, sendo mais usada a média trienal; (b) estimador bayesiano

empírico local, que é calculado ponderando as taxas de cada região usando as observações das áreas vizinhas; a estimativa da taxa passa a convergir a uma média local, ou seja, cada área tem sua taxa reestimada por uma média ponderada entre o valor medido e a taxa média local, sendo o peso inversamente proporcional à população da região, gerando taxas suavizadas (CARVALHO et al., 2004; CARVALHO; SOUZA-SANTOS, 2005; SOUZA et al., 2007). O estimador bayesiano empírico local pode ser calculado utilizando-se a biblioteca SPDEP do programa R, que é de domínio público, ou em ambiente de SIG - o TerraView© permite a construção da matriz de vizinhança e o cálculo destes estimadores. Mais informações sobre análise espacial em saúde utilizando a biblioteca SPDEP do programa R em Bivand (2008). O estimador bayesiano empírico local pode ser calculado pela equação:

$$\hat{\theta}_i = w_i t_i + (1 - w_i) \mu_i \quad (3)$$

Onde:

$w_i$  é o peso, que é tanto maior quanto maior a população na área  $A_i$ ,

$t_i$  é a taxa observada na área  $A_i$ ,

$\mu_i$  é a média da vizinhança da área  $A_i$ .

O peso  $w_i$  pode ser calculado pela equação:

$$w_i = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \frac{\mu_i}{n_i}} \quad (4)$$

Onde:

$\sigma_i^2$  é a variância,

$\mu_i$  a média,

$n_i$  o número de pessoas observadas.

Por sua vez, a variância pode ser estimada pela equação:

$$\sigma^2 = \frac{\sum n_i (t - \hat{\mu})^2}{\sum n_i} - \frac{\hat{\mu}}{\bar{n}} \quad (5)$$

E a média:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum y_i}{\sum n_i} \quad (6)$$

#### 4.4.1 Indicadores socioeconômicos

Para conhecer a situação socioeconômica das RU de Juiz de Fora, identificando desigualdades regionais existentes, fez-se inicialmente um estudo exploratório dos indicadores socioeconômicos no espaço urbano. Utilizou-se gráficos do tipo *box plot* e histogramas e mapas coropléticos de cada indicador individual e do indicador composto IDS. Para avaliar se existem semelhanças entre as áreas vizinhas, foram calculadas medidas de auto-correlação espacial - coeficiente I de Moran. Por fim, foram feitos diagramas de dispersão e calculados coeficientes de correlação entre os indicadores, para detecção de redundância de informações. Optou-se pelo coeficiente de correlação de Spearman, pelo fato de vários indicadores terem distribuições assimétricas, com valores atípicos, violando pressupostos do teste de correlação de Pearson, de normalidade da distribuição das duas variáveis (PAGANO; GAUVREAU, 2006). O coeficiente de Spearman é uma estatística não paramétrica que ordena os dois conjuntos de valores (as variáveis  $x$  e  $y$ ) separadamente e calcula um coeficiente de correlação dos postos dos valores de  $x$  e  $y$ . Seus valores variam de -1 (quando ocorre perfeita correlação negativa) a +1 (perfeita correlação positiva), enquanto o valor 0 indica ausência de correlação. É um teste menos sensível a valores atípicos. Pode ser calculada pela equação:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (7)$$

Onde:

$r_s$  é o coeficiente de correlação de Spearman,

$n$  é o número de dados na amostra,

$d_i$  é a diferença entre o posto de  $x_i$  e o de  $y_i$ .

#### 4.4.2 Mortalidade por DAC no município

Fez-se uma análise exploratória do banco de dados de mortalidade do município de Juiz de Fora nos anos 1999, 2000 e 2001, para avaliar o preenchimento dos campos das declarações de óbitos. Nesta sessão são descritos os valores absolutos e relativos de óbitos por sexo, faixa etária e causa básica.

Com a finalidade de investigar desigualdades na mortalidade cardiovascular relacionadas a características individuais, foram feitas comparações de idades médias no momento do óbito por categorias de sexo, cor da pele, estado civil e local de ocorrência dos óbitos do ano 2000. Utilizou-se para isto o teste t para comparação de médias e modelos de regressão linear.

#### 4.4.3 Mortalidade por DAC por regiões urbanas

Nesta sessão são mostradas estatísticas descritivas e gráficos de distribuição de frequência (histogramas e *box plots*) das razões de mortalidade padronizada (RMP) e dos coeficientes de mortalidade por DAC. Construíram-se mapas coropléticos destas taxas e RMP, para explorar seu padrão espacial, identificando-se desigualdades regionais. Para investigar a existência de dependência espacial, foram calculadas medidas de autocorrelação espacial: coeficientes de Moran global e local e correlograma.

As RMP foram calculadas como a razão entre a somatória dos óbitos ocorridos por RU no período 1999-2001 e a somatória dos óbitos esperados por RU no mesmo período, se o risco fosse constante no espaço. Para incorporar as diferenças de estrutura etária entre as RU, os óbitos esperados de cada RU foram calculados como a somatória dos óbitos esperados em cada faixa etária por RU, mantendo-se constante o risco por faixa etária. Quando a RMP é maior do que 1, significa que o risco de morte naquela RU é maior do que a média do município, e se for menor do que 1, que é menor do que a média. A equação para o cálculo das RMP é:

$$RMP = \frac{\sum O_o}{\sum O_e} \quad (8)$$

Onde:

$O_o$  são os óbitos observados,  
 $O_e$  são os óbitos esperados.

Além das taxas brutas de mortalidade por DAC, foram calculadas taxas padronizadas por faixa etária, tomando-se a população de Juiz de Fora no ano 2000 como padrão. Para reduzir a flutuação aleatória das taxas de mortalidade, foram empregados o estimador por médias móveis temporais e o estimador bayesiano empírico local.

No Sistema de Informações Geográficas (SIG) TerraView<sup>©</sup> (software de geoprocessamento desenvolvido pelo INPE - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais) foi feita a entrada, processamento, análise e apresentação cartográfica dos dados, além de calculado o estimador bayesiano empírico local para cada RU e a função de autocorrelação local LISA. A matriz de vizinhança utilizada foi por contiguidade (foram consideradas vizinhas as RU com uma fronteira em comum). O TerraView<sup>©</sup> também foi utilizado para construção dos mapas temáticos.

Para a análise estatística dos dados utilizou-se principalmente o programa R versão 2.6.1, que é um projeto colaborativo com contribuidores em muitos países, incluindo o Brasil (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2007). Foi também utilizado o programa estatístico SPSS<sup>®</sup> versão 11.0.

#### *4.4.4 Modelos de regressão*

Para avaliar se a mortalidade por DAC no período de 1999 a 2001 apresentou associação com a condição socioeconômica da região urbana (RU) de residência no município de Juiz de fora, procurou-se ajustar modelos de regressão, com indicadores socioeconômicos como variáveis independentes ou explicativas, as RMP como variáveis dependentes ou resposta e as RU como unidades de análise.

Os modelos de regressão têm dois componentes: (a) relação matemática proposta entre o valor médio da variável resposta e os valores das variáveis explicativas; (b) pressupostos sobre a forma da distribuição de probabilidade para a variável resposta, ou seja, a distribuição do erro. Os pressupostos de uma regressão linear são: (a) o valor médio da variável resposta ser uma função linear das variáveis explicativas; (b) a distribuição do erro ser normal com variância constante; (c) independência das observações. Se dependência espacial estiver presente, deve ser incorporada ao modelo. A equação da regressão linear é:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

Onde:

$Y$  é a variável dependente, vetor ( $n \times 1$ ) de observações nas  $n$  áreas,

$X$  é uma matriz ( $n \times k$ ) com  $(k - 1)$  variáveis explicativas nas  $n$  áreas,

$\beta$  é o vetor ( $k \times 1$ ) de coeficientes da regressão,

$\varepsilon$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de erros aleatórios, ou resíduos do modelo.

Quando a variável resposta são dados de contagem (casos de óbitos), a distribuição do erro geralmente não é normal e a variância de sua distribuição está relacionada com o valor médio, o que rompe com os pressupostos da regressão linear. Nestes casos, pode-se utilizar modelos lineares generalizados com distribuição de Poisson. Os modelos lineares generalizados são modelos gerais para distribuições de probabilidade pertencentes à família exponencial e têm dois componentes: (a) distribuição do erro da variável resposta da família exponencial; (b) função de ligação monotônica. Eles também têm como pressuposto básico a independência entre as observações; por isso, a dependência espacial deve ser testada e incorporada ao modelo, se presente. No caso da distribuição de Poisson, a função de ligação é logarítmica (BAILEY; GATRELL, 1995; CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2007). A equação para o modelo linear generalizado é:

$$g(\mu) = X\beta + \varepsilon \quad (10)$$

Onde:

$g$  é a função de ligação,

$\mu$  é a média da variável aleatória dependente,

$X$  é uma matriz ( $n \times k$ ) com  $(k - 1)$  variáveis explicativas nas  $n$  áreas,

$\beta$  é o vetor ( $k \times 1$ ) de coeficientes da regressão,

$\varepsilon$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de erros aleatórios, ou resíduos do modelo.

E a função de ligação para o modelo de Poisson:

$$g(\mu) = \log(\mu) \quad (11)$$

A qualidade do ajuste dos modelos lineares generalizados é dada pela *deviance*, que quanto menor indica um melhor ajuste, o que pode ser usado para se comparar diferentes modelos com o mesmo conjunto de dados. A equação da *deviance* é:

$$S_p = 2(\hat{\ell}_n - \hat{\ell}_p) \quad (12)$$

Onde:

$\hat{\ell}_n$  é o máximo do logaritmo da função de verossimilhança para o modelo saturado e

$\hat{\ell}_p$  é o máximo do logaritmo da função de verossimilhança para o modelo sob pesquisa.

Outra forma de se avaliar o ajuste dos modelos lineares generalizados é pelo AIC (critério de informação de Akaike). O modelo melhor ajustado é o que tem o menor AIC. A equação para seu cálculo é:

$$AIC = -2\ell(\mu, y) + 2m \quad (13)$$

Onde:

$\ell(\mu, y)$  é o logaritmo da verossimilhança e

$m$  é o número de parâmetros estimados.

Quando a variabilidade dos dados é maior do que a média, o que pode ser detectado pela razão entre a *deviance* e os graus de liberdade do modelo maior do que 1, tem-se a presença de super-dispersão, que causa subestimação do erro padrão dos estimadores do modelo de Poisson, pois este assume que a variância é igual à média e portanto o parâmetro de dispersão é fixado em 1. Os graus de liberdade são o número de observações menos o número de parâmetros do modelo. Quando se tem super-dispersão, as opções mais comuns são: (a) regressão de quase-Poisson, que estima os parâmetros pelo método da Quase-verossimilhança e adiciona ao modelo um fator de dispersão diferente da unidade, que pode ser estimado dos dados ou (b) regressão binomial negativa, que estima os parâmetros pelo método da máxima verossimilhança mas assume que os parâmetros são variáveis aleatórias com uma distribuição de probabilidade, a distribuição Gama. Mais detalhes sobre aspectos teóricos dos modelos lineares generalizados aplicáveis a dados de contagem podem ser

obtidos em Mendes (2007) e a implementação destes modelos no programa R em Zeileis, Kleiber e Jackman (2008).

Os modelos foram desenvolvidos no programa R com as seguintes formulações:

- Modelo Poisson:  $> \text{glm}(\text{formula} = \text{óbitos ocorridos} \sim \text{indicador socioeconômico}, \text{family} = \text{"poisson"}, \text{data} = \text{dados}, \text{offset} = \log(\text{óbitos esperados}))$
- Modelo quasi-Poisson:  $> \text{glm}(\text{formula} = \text{óbitos ocorridos} \sim \text{indicador socioeconômico}, \text{family} = \text{"quasipoisson"}, \text{data} = \text{dados}, \text{offset} = \log(\text{óbitos esperados}))$
- Modelo binomial negativo:  $> \text{glm.nb}(\text{formula} = \text{óbitos ocorridos} \sim \text{indicador socioeconômico} + \text{offset}(\log(\text{óbitos esperados})), \text{link} = \log, \text{data} = \text{dados})$

O uso do logaritmo dos óbitos esperados como variável *offset* transforma a variável resposta no logaritmo da razão entre óbitos ocorridos e esperados, ou seja, no logaritmo da RMP. Desta forma, a equação da regressão pode ser interpretada como:

$$\log(RMP) = \beta_0 + \beta_1 X_1 \quad (14)$$

Na análise do ajuste dos modelos lineares generalizados também é importante a construção dos seguintes gráficos dos resíduos: (a) resíduos padronizados (pelo menos 95% dos resíduos devem estar entre -2 e +2, com variância constante); (b) *normal Q-Q plot* (os pontos da distribuição dos resíduos do modelo devem estar próximos ou sobre a reta de distribuição esperada); (c) *leverage* (valores maiores que 2 indicam pontos influentes no modelo); (d) distância de Cook (informação conjunta de *leverage* e resíduo). A distância de Cook avalia a influência do "iésimo" caso sobre os demais. Seu valor deve ser analisado em função da probabilidade deste na função de distribuição F, com os graus de liberdade dados pelo número de parâmetros no modelo (numerador) e o número de observações menos o número de parâmetros (denominador). As observações com o valor da distância de Cook menor que o percentil 20 da distribuição F exercem pouca influência no modelo; por outro lado, se for maior que o percentil 50 exerce grande influência. A equação para o cálculo da distância de Cook é:

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{Y}_j - \hat{Y}_{j(i)})^2}{p \cdot MSE} \quad (15)$$



Onde:

$\hat{Y}_j$  é o valor previsto da "jésima" observação;

$\hat{Y}_{j(i)}$  é o valor previsto da "jésima" observação usando uma nova equação para a regressão, após excluir a "iésima" observação;

$\rho$  é o número de parâmetros no modelo e

MSE é o "mean square error" (erro quadrático médio).

Com a finalidade de se comparar as RMP em áreas com condições socioeconômicas opostas, foram calculados riscos relativos (RR) entre as RMP correspondentes aos percentis 90 e 10 dos indicadores socioeconômicos, utilizando os coeficientes estimados pelos modelos. Para calcular os RR, usou-se a seguinte equação:

$$\frac{RMP_{x=a}}{RMP_{x=b}} = \exp(\beta(a - b)) \quad (16)$$

Onde:

$RMP_{x=a}$  é a razão de mortalidade padronizada quando o indicador  $x$  tem o valor  $a$  (correspondente ao percentil 90 da distribuição do respectivo indicador social),

$RMP_{x=b}$  é a razão de mortalidade padronizada quando o indicador  $x$  tem o valor  $b$  (correspondente ao percentil 10 da distribuição do respectivo indicador social),

$\beta$  é o coeficiente do indicador socioeconômico no modelo de regressão,

$a$  é o valor do indicador socioeconômico no percentil 90 e

$b$  é o valor do indicador socioeconômico no percentil 10.

Para calcular um intervalo de confiança de 95% para o RR, acrescentou-se na equação o erro padrão do coeficiente  $\beta$  do indicador socioeconômico no respectivo modelo de regressão. Desta forma, o limite inferior ficou:

$$LI = \exp(\beta(a - b) - 1,96EP) \quad (17)$$

E o limite superior:

$$LS = \exp(\beta(a - b) + 1,96EP) \quad (18)$$

Onde, para as equações 17 e 18:

LI é o limite inferior,

LS é o limite superior e

EP é o erro padrão do coeficiente  $\beta$  do indicador socioeconômico no modelo de regressão.

#### 4.4.5 Mortalidade por DAC por regiões administrativas

Procurou-se investigar se as RU mais centrais do município tinham indicadores de mortalidade diferentes das RU mais periféricas. Para isso, as RU foram separadas em dois grandes grupos: (a) as que compõem a região administrativa (RA) central (15 RU) e (b) as demais (66 RU). Foram comparadas as médias das taxas de mortalidade por DAC e de indicadores socioeconômicos entre os dois grupos. Usou-se na comparação taxas brutas, padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000 e estimadores bayesianos empíricos locais das taxas, de ambos os sexos. Para a análise estatística, foram feitos o teste t para comparação entre as médias e o teste não-paramétrico de Mann-Whitney, que faz uma ordenação dos casos e usa seus postos para comparação entre os grupos. Optou-se por fazer também o teste de Mann-Whitney pelo fato deste ser mais robusto que o teste t, quando os dados violam os pressupostos de distribuição normal e variância constante (PAGANO; GAUVREU, 2006).

#### 4.4.6 Mortalidade por DAC por regiões homogêneas

Para a investigação de desigualdades regionais na mortalidade por DAC e nas condições socioeconômicas no espaço urbano, como as fronteiras político-administrativas são às vezes estabelecidas de forma artificial, separando áreas semelhantes e deixando juntas áreas díspares do ponto de vista social, fez-se uma divisão do município em grandes regiões socioeconomicamente homogêneas, com base em indicadores do censo demográfico 2000 do IBGE. Para isso, utilizou-se a análise classificatória multivariada pelo método *k-means*. Os métodos de classificação multivariada buscam discriminar grupos de pessoas, regiões ou outros objetos utilizando critérios baseados em distâncias, que são medidas matemáticas de similaridade. O método *k-means* tem bom desempenho quando o número de grupos é pequeno

em relação ao de elementos (CARVALHO; CRUZ; NOBRE, 1997). Para a construção destas áreas homogêneas foram usados indicadores representativos dos seguintes temas: a) estrutura e inserção do domicílio (proporção de domicílios com 5 ou mais moradores e de domicílios alugados); b) escolaridade (proporção de responsáveis analfabetos e com escolaridade superior ou maior); c) renda (renda média mensal do responsável de 3 a 5 salários mínimos). Estes indicadores foram selecionados de forma a maximizar as diferenças inter-grupos e minimizar as diferenças intra-grupos. Com base nestes cinco indicadores, as 81 RU de Juiz de Fora foram agrupadas em 3 grandes regiões com perfis socioeconomicamente homogêneos.

As taxas de mortalidade por DAC por RU nas 3 regiões homogêneas foram comparadas por análise de variância com um fator, que testa a hipótese nula de igualdade entre as médias dos grupos. Devido ao fato da análise de variância ter como pressupostos que os grupos são amostras aleatórias de uma população normal, com igualdade de variâncias, foi utilizado também o teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, que não tem as mesmas restrições (PAGANO; GAUVREU, 2006). Para a análise de variância, a estatística F é calculada pela equação:

$$F = \frac{S_E^2}{S_D^2} \quad (19)$$

Onde:

$S_E^2$  é a medida da variabilidade entre os grupos, sendo calculada pela equação:

$$S_E^2 = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{k - 1} \quad (20)$$

E  $S_D^2$  é a medida da variabilidade dentro dos grupos, calculada pela equação:

$$S_D^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2}{n - k} \quad (21)$$

Para as equações 20 e 21:

$n$  é o número de observações,

$(\bar{x}_i - \bar{x})^2$  são os desvios elevados ao quadrado das médias da amostra da média global e

$s_i^2$  é a variância de cada amostra.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. INDICADORES SOCIOECONÔMICOS

Esta sessão apresenta uma análise exploratória dos indicadores socioeconômicos feitos com dados do censo demográfico 2000 do IBGE. Além de mostrar as distribuições de frequência dos indicadores, procurou-se identificar padrões espaciais de desigualdades socioeconômicas.

A tabela 2 apresenta um resumo da distribuição do Índice de Desenvolvimento Social (IDS) e dos indicadores utilizados na sua construção nas regiões urbanas (RU) e o gráfico 1 diagramas de dispersão das mesmas variáveis. A tabela 3 traz os coeficientes de correlação de Spearman entre os indicadores. A tabela 4 mostra os coeficientes I de Moran, medida da auto-correlação espacial, destes indicadores.

As variáveis das tabelas 2, 3 e 4 e do gráfico 1 são as seguintes:

IDS: Índice de Desenvolvimento Social.

AGU: Proporção dos domicílios com rede pública de água.

ESG: Proporção dos domicílios com rede pública de esgoto.

LIX: Proporção dos domicílios com coleta de lixo.

BAN: Número médio de banheiros por pessoas.

ANA: Proporção de pessoas com mais de 15 anos analfabetas.

E03: Proporção dos responsáveis pelo domicílio com escolaridade até 3 anos.

E15: Proporção dos responsáveis pelo domicílio com escolaridade igual ou maior que 15 anos.

RSM: Renda média mensal dos responsáveis pelo domicílio em salários mínimos.

R02: Proporção dos responsáveis pelo domicílio com renda mensal até 2 salários mínimos.

R10: Proporção dos responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior ou igual a 10 salários mínimos.

O IDS teve alta correlação positiva com indicadores de alta renda e escolaridade e um pouco menor com indicadores de saneamento básico e alta correlação negativa com indicadores de baixa renda e escolaridade; alta renda e escolaridade tiveram alta correlação positiva entre si, assim como baixa renda e escolaridade; o indicador de analfabetismo em maiores de 15 anos foi o que teve menor correlação com as outras variáveis (tabela 3 e gráfico 1).

Tabela 2 - Resumo da distribuição dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS nas RU de Juiz de Fora em 2000.

	Indicadores**										
	IDS	AGU	ESG	LIX	BAN	ANA	E03	E15	RSM	R02	R10
Mínimo	0.11	6.8%	1.2%	60.2%	0.2	0.0%	0.0%	0.0%	1.8	1.2%	0.2%
Q1*	0.48	95.9%	92.3%	99.0%	0.3	2.7%	6.5%	2.5%	3.2	23.3%	4.4%
Q2*	0.54	99.0%	98.5%	99.8%	0.4	4.1%	10.8%	6.3%	4.6	35.7%	8.3%
Média	0.57	94.1%	91.9%	98.0%	0.5	6.8%	10.8%	12.4%	6.5	33.8%	16.2%
Q3*	0.63	99.9%	99.8%	100.0%	0.5	5.9%	15.1%	17.2%	8.0	48.1%	23.5%
Máximo	0.91	100.0%	100.0%	100.0%	2.1	97.9%	24.2%	47.6%	24.4	75.2%	68.1%

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Quartis (Q1 = percentil 25; Q2 = mediana; Q3 = percentil 75).

\*\* Nomes dos indicadores na p. 51.

Tabela 3 - Matriz de correlação\*\* entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS por RU de Juiz de Fora em 2000.

	Indicadores***										
	IDS	AGU	ESG	LIX	BAN	ANA	E03	E15	RSM	R02	R10
IDS	1	0.73*	0.75*	0.76*	0.81*	-0.16	-0.95*	0.80*	0.84*	-0.94*	0.83*
AGU	0.73*	1	0.85*	0.79*	0.50*	-0.25*	-0.73*	0.51*	0.51*	-0.63*	0.50*
ESG	0.75*	0.85*	1	0.77*	0.51*	-0.27*	-0.73*	0.52*	0.52*	-0.67*	0.51*
LIX	0.76*	0.79*	0.77*	1	0.58*	-0.16	-0.71*	0.56*	0.54*	-0.63*	0.54*
BAN	0.81*	0.50*	0.51*	0.58*	1	0.01	-0.80*	0.87*	0.88*	-0.83*	0.87*
ANA	-0.16	-0.25*	-0.27*	-0.16	0.01	1	0.12	0.02	0.04	0.11	0.04
E03	-0.95*	-0.73*	-0.73*	-0.71*	-0.80*	0.12	1	-0.80*	-0.84*	0.94*	-0.83*
E15	0.80*	0.51*	0.52*	0.56*	0.87*	0.02	-0.80*	1	0.97*	-0.83*	0.97*
RSM	0.84*	0.51*	0.52*	0.54*	0.88*	0.04	-0.84*	0.97*	1	-0.89*	0.99*
R02	-0.94*	-0.63*	-0.67*	-0.63*	-0.83*	0.11	0.94*	-0.83*	-0.89*	1	-0.87*
R10	0.83*	0.50*	0.51*	0.54*	0.87*	0.04	-0.83*	0.97*	0.99*	-0.87*	1

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Alcançaram significância estatística ao nível de 0,05.

\*\* Coeficientes de correlação de Spearman.

\*\*\* Nomes dos indicadores na p. 51.

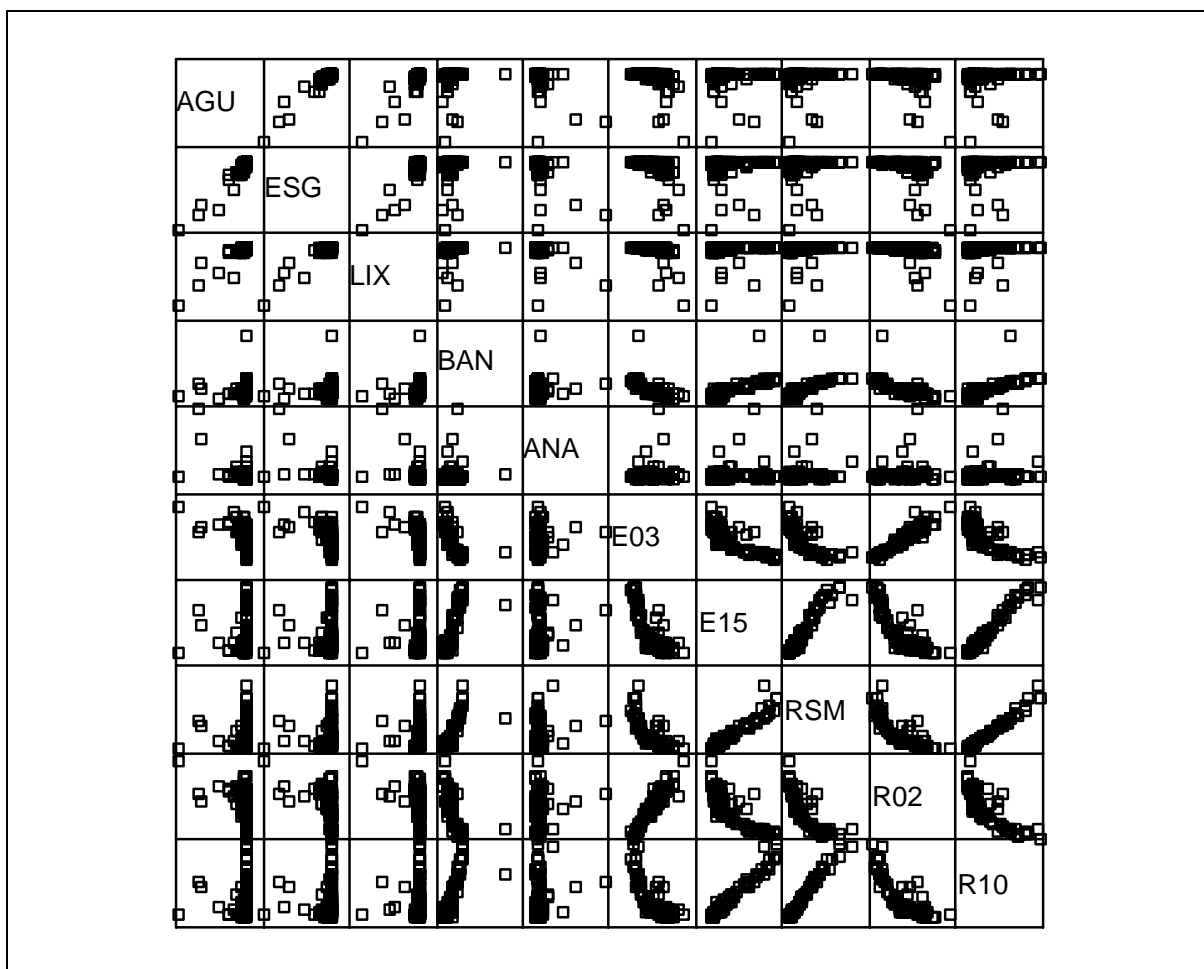


Gráfico 1: Diagrama de espalhamento dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção do IDS por RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Nomes dos indicadores na p. 51.

A auto-correlação espacial esteve presente para quase todos os indicadores, com coeficientes  $I$  positivos e estatisticamente significantes, exceto pelo indicador coleta de lixo, o que indica similaridade das condições de vida entre os vizinhos (tabela 4).

A seguir, os gráficos 2 a 12 mostram histogramas e *boxplots* destes indicadores e os mapas 4 a 14 mostram os gradientes das distribuições dos indicadores nas RU da cidade. Na construção destes mapas temáticos as RU foram agrupadas em quintis da distribuição do indicador, exceto para as variáveis relativas ao saneamento básico (rede de água e de esgoto e coleta de lixo), que foram divididos em 2 grupos apenas, usando como ponto de corte ter no mínimo 95% dos domicílios com o referido serviço público, pelo fato da maioria das RU terem estes indicadores próximos de 100% e pela proporção de maiores de 15 anos analfabetos, também divididos em 2 grupos (até 10% e mais que este valor), porque a proporção de analfabetos é muito pequena na maioria das RU.

Tabela 4 - Medidas de autocorrelação espacial do IDS e dos indicadores socioeconômicos utilizados na sua construção por RU de Juiz de Fora em 2000.

Indicadores*	Coefficiente I de Moran	p-valor
IDS	0,44	0,000
AGU	0,11	0,023
ESG	0,12	0,021
LIX	0,01	0,352
BAN	0,22	0,000
ANA	0,08	0,000
E03	0,50	0,000
E15	0,43	0,000
RSM	0,34	0,000
R02	0,43	0,000
R10	0,38	0,000

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Nomes dos indicadores na p. 51.

O IDS apresentou distribuição aproximadamente simétrica nas RU, com média muito próxima da mediana (gráfico 2). No mapa 4 verifica-se que os bairros da região central da cidade tiveram IDS mais altos (melhores condições socioambientais), com diminuição progressiva em direção aos bairros mais periféricos. Os serviços públicos de saneamento básico são prestados a mais de 95% dos domicílios em quase todas as RU, com exceção de alguns bairros mais distantes do centro (gráficos 3, 4 e 5 e mapas 5, 6 e 7). O número médio de banheiros por pessoa apresentou 1 valor atípico muito alto e valores em geral mais altos nas RA central e oeste e mais baixos nas RA norte e sul (gráfico 6 e mapa 8). A proporção de analfabetos entre os maiores de 15 anos foi baixa na maioria das RU, embora um pouco mais altas na RA oeste (gráfico 7 e mapa 9). As distribuições de escolaridade e renda baixas dos responsáveis pelo domicílio foram aproximadamente simétricas, com valores mais baixos no centro e mais altos principalmente nas RA norte, sul e sudeste (gráficos 8 e 11 e mapas 10 e 13). A escolaridade e renda altas dos responsáveis pelo domicílio também apresentaram distribuições semelhantes, embora bastante assimétricas positivas e com proporções mais altas nas RA central e oeste (gráficos 9 e 12 e mapas 11 e 14). Por fim, a renda média mensal dos responsáveis pelo domicílio teve uma distribuição assimétrica positiva e valores maiores nas RA central e oeste (gráfico 10 e mapa 12).



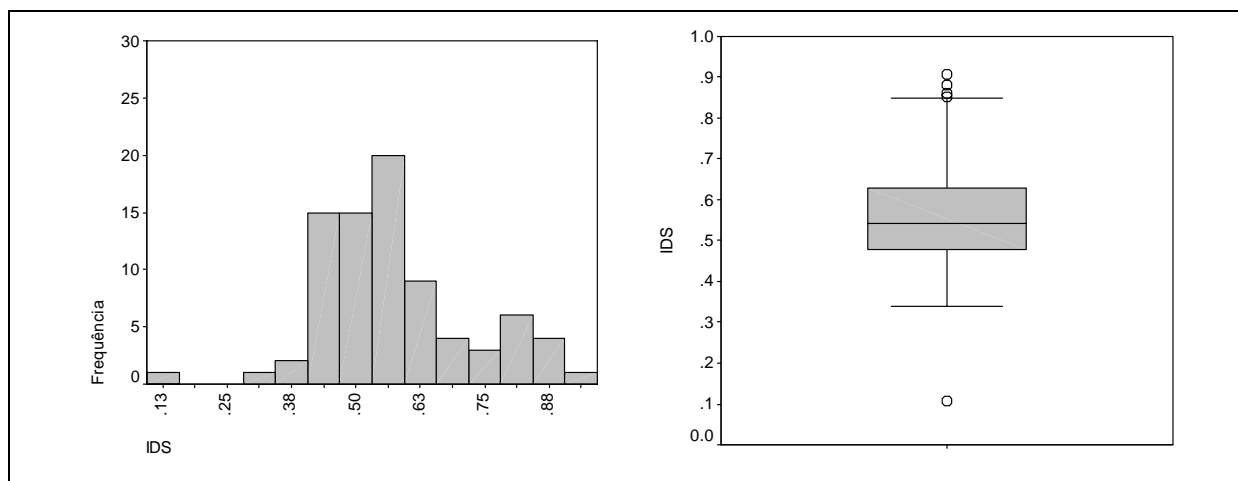
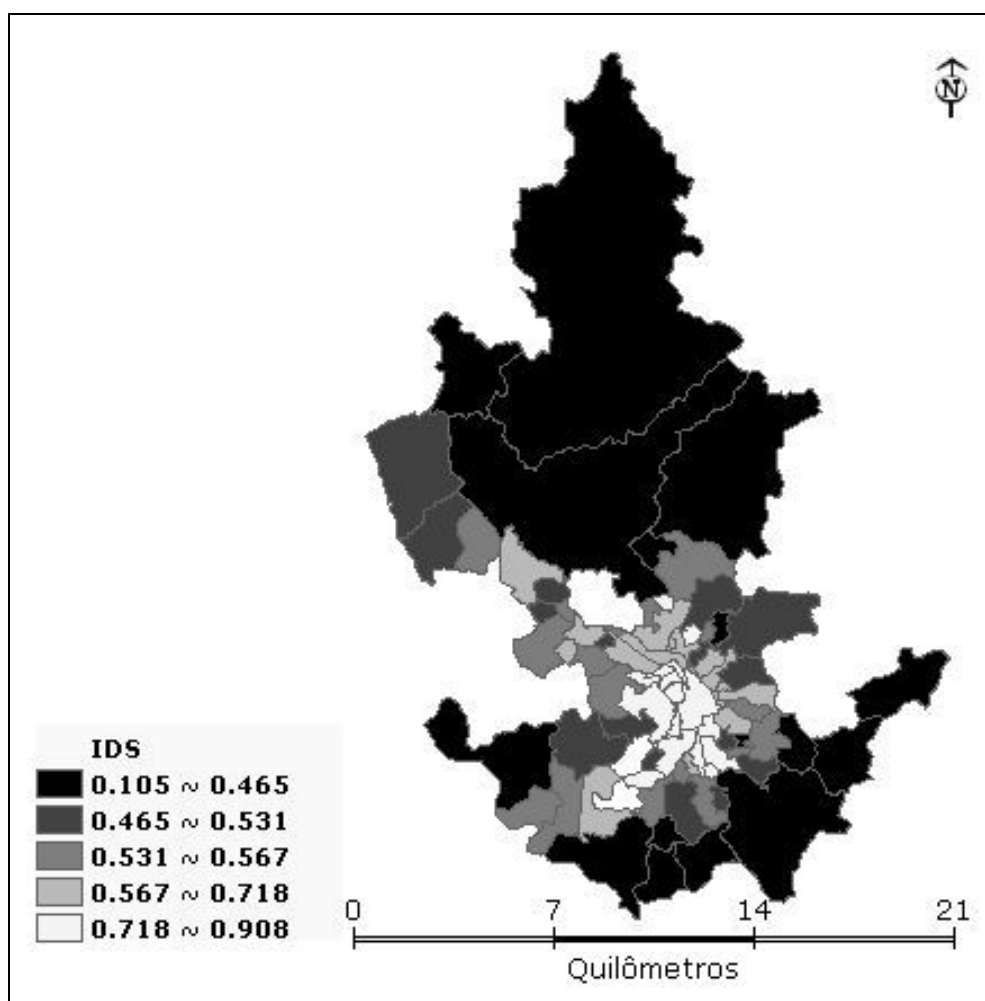


Gráfico 2: IDS das RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 4: IDS das RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

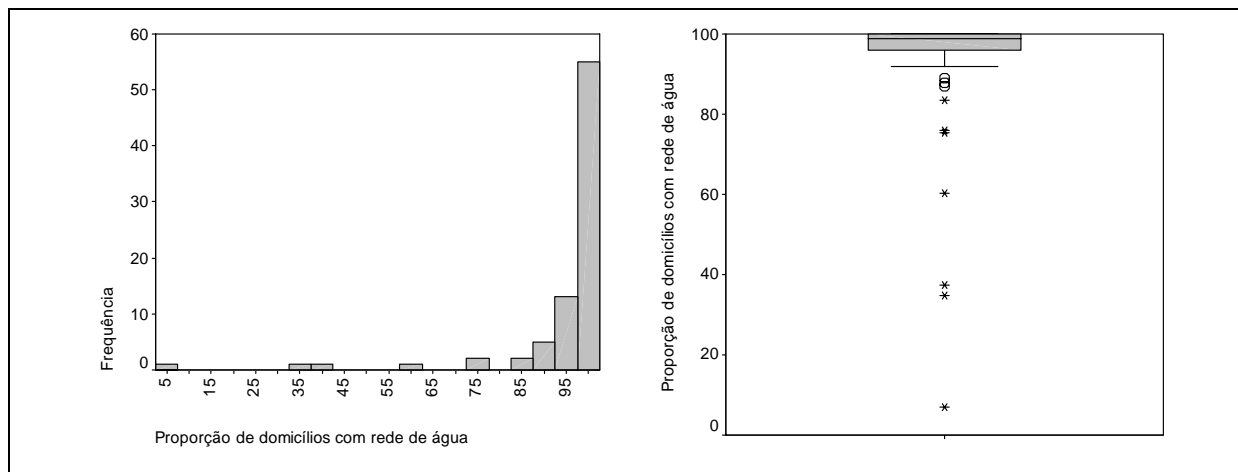
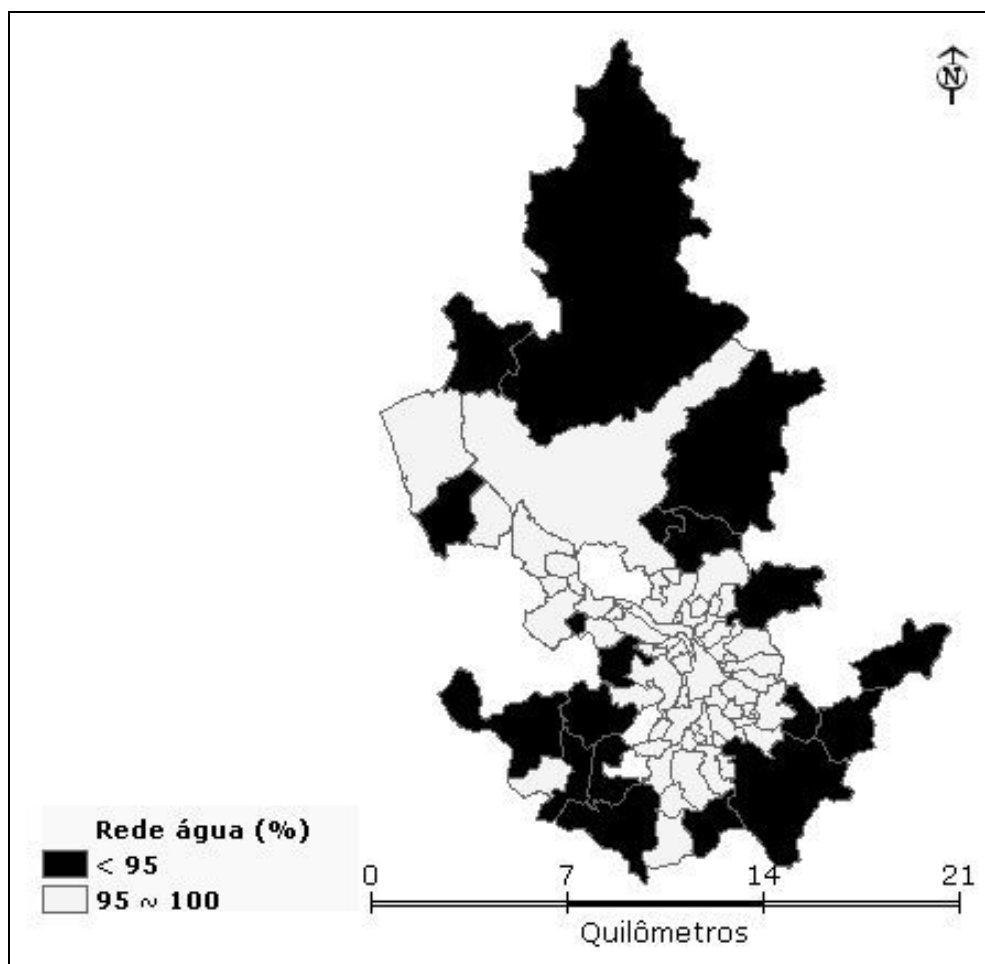


Gráfico 3: Proporção dos domicílios com rede pública de água nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 5: Proporção dos domicílios com rede pública de água nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

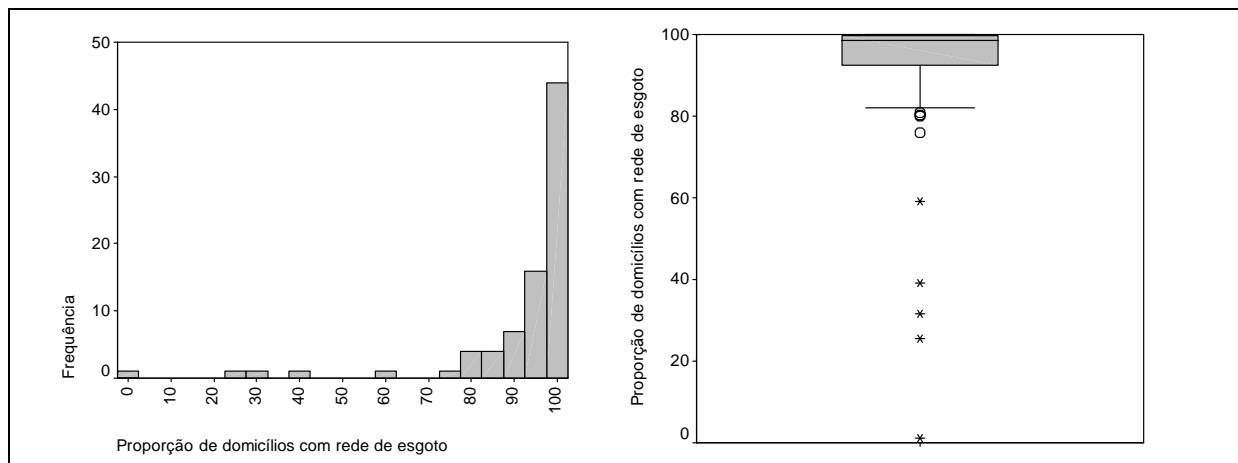
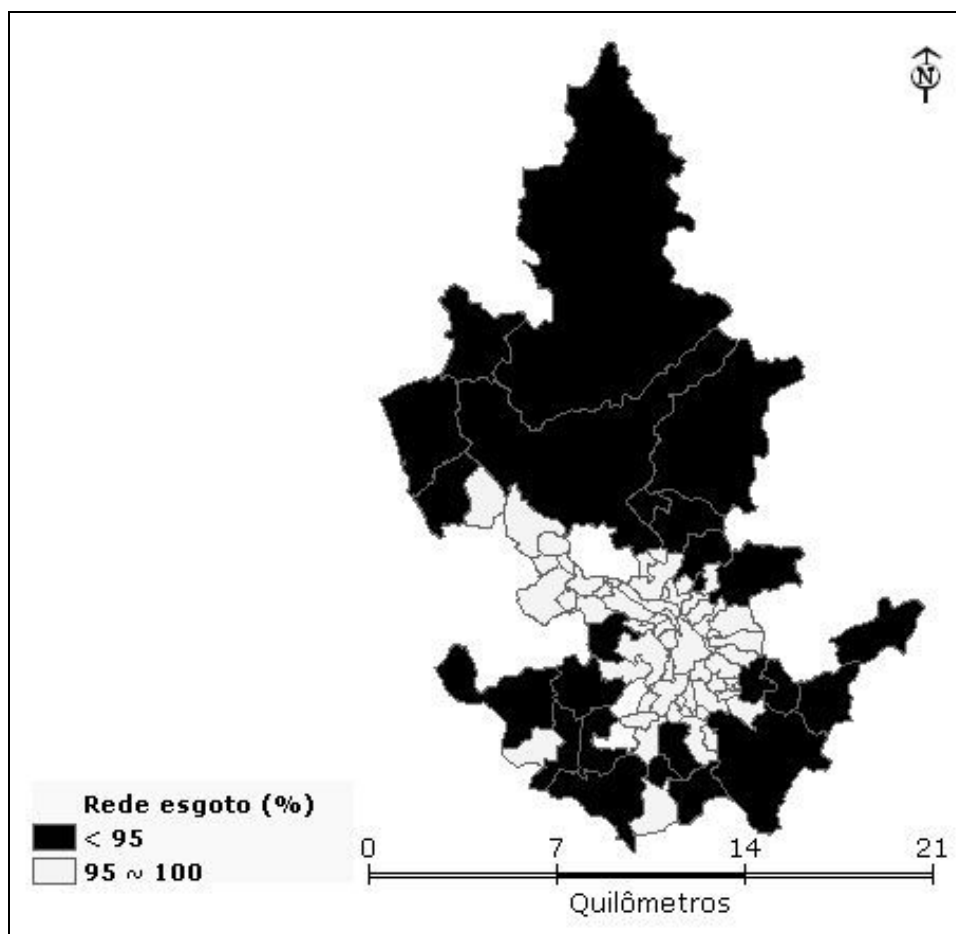


Gráfico 4: Proporção dos domicílios com rede pública de esgoto nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 6: Proporção dos domicílios com rede pública de esgoto nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

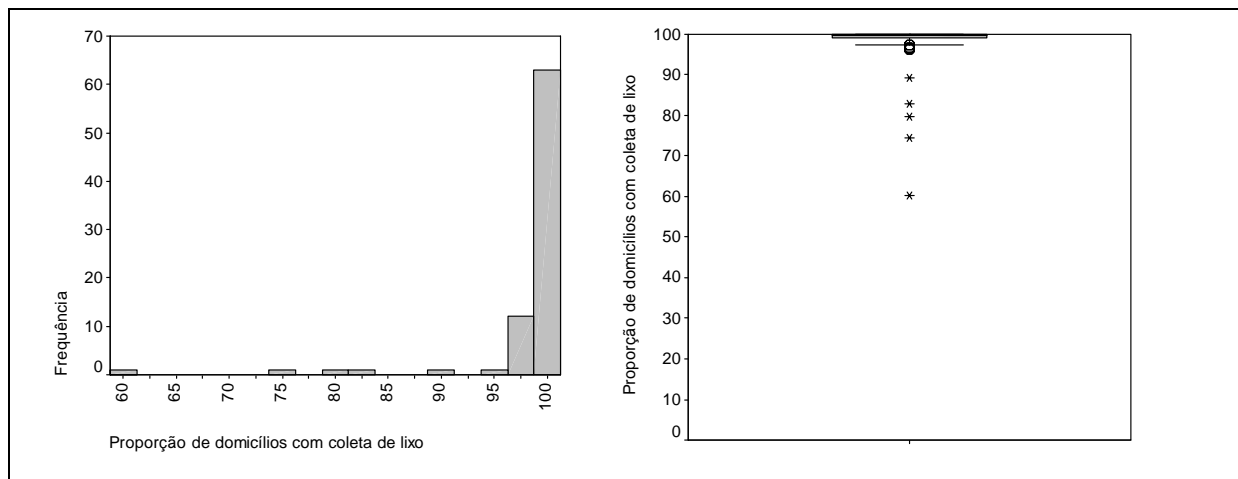
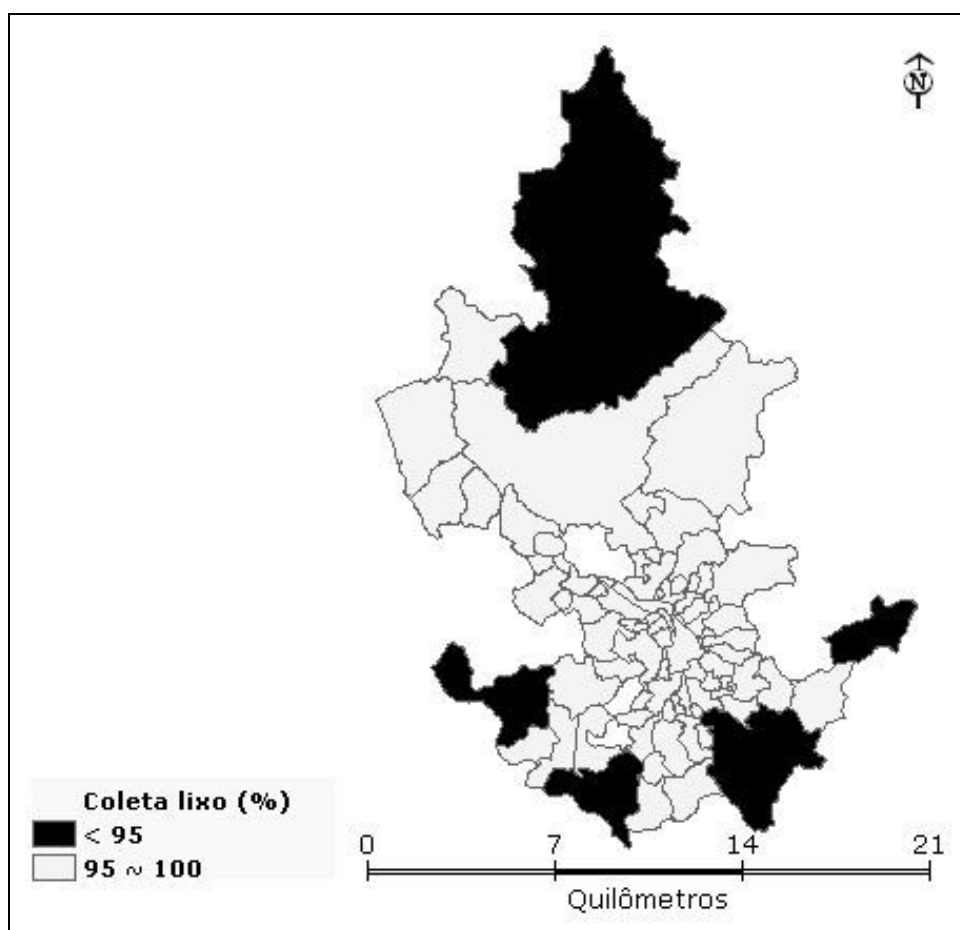


Gráfico 5: Proporção dos domicílios com coleta de lixo nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 7: Proporção dos domicílios com coleta de lixo nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

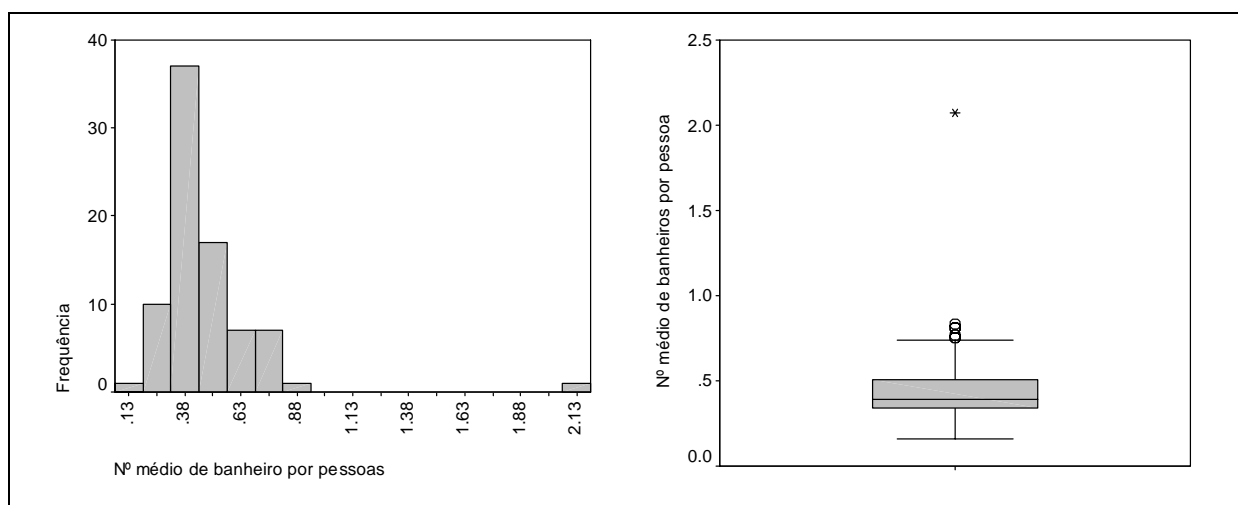
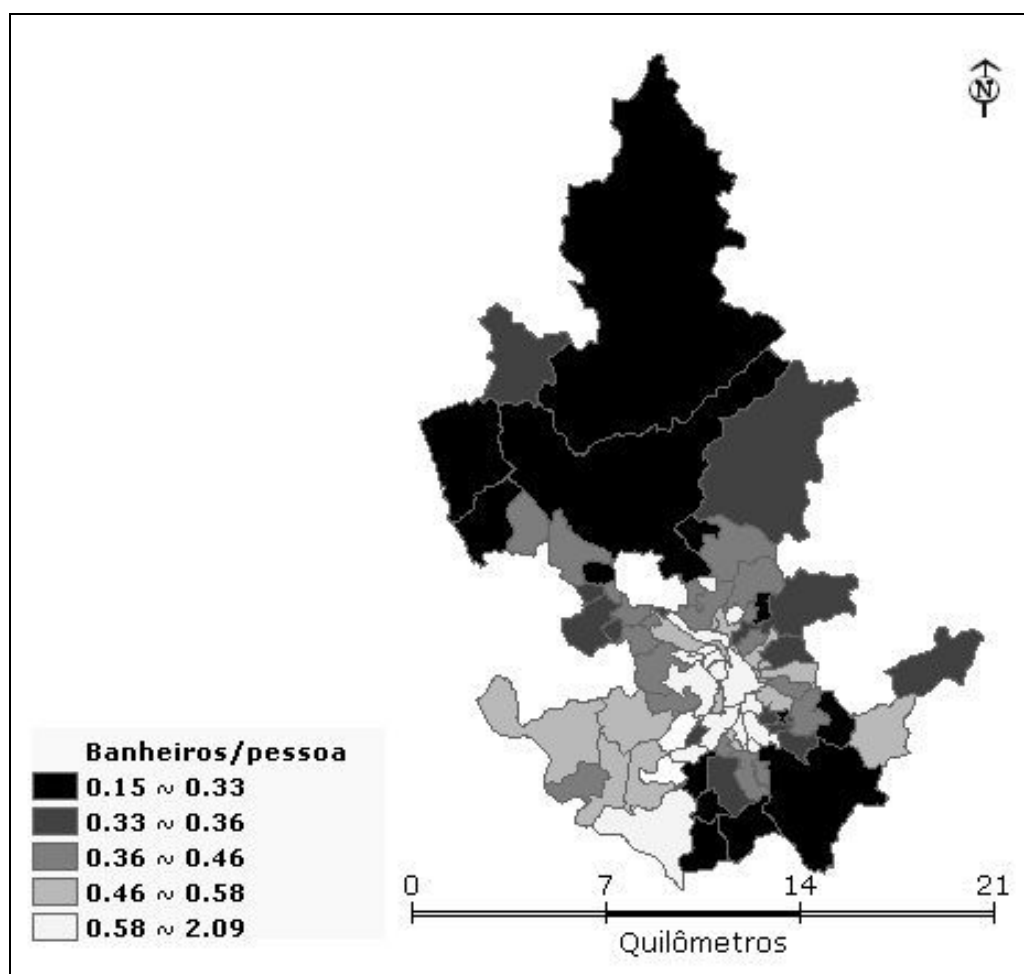


Gráfico 6: Número médio de banheiros por pessoa nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 8: Número médio de banheiros por pessoa nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

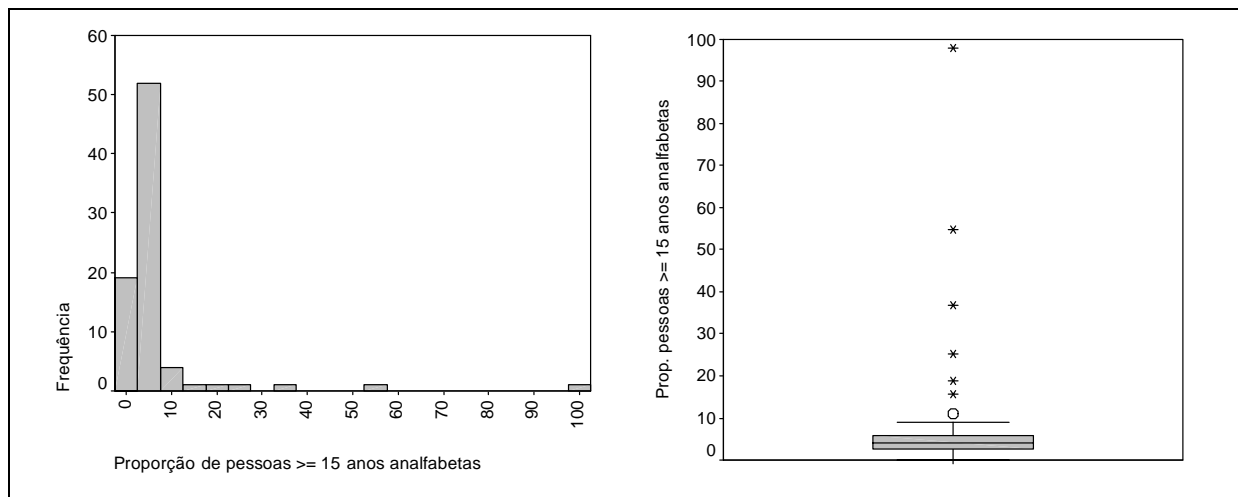
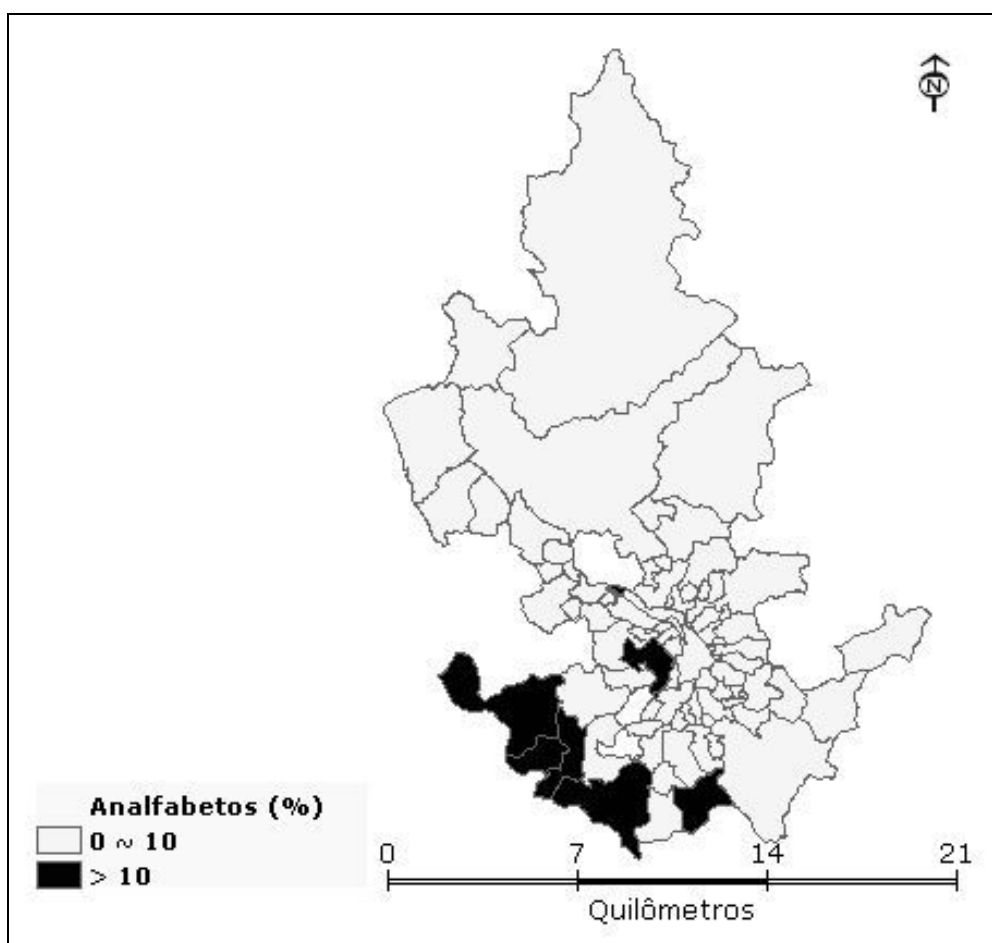


Gráfico 7: Proporção de pessoas com 15 ou mais anos analfabetas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 9: Proporção de pessoas com 15 ou mais anos analfabetas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

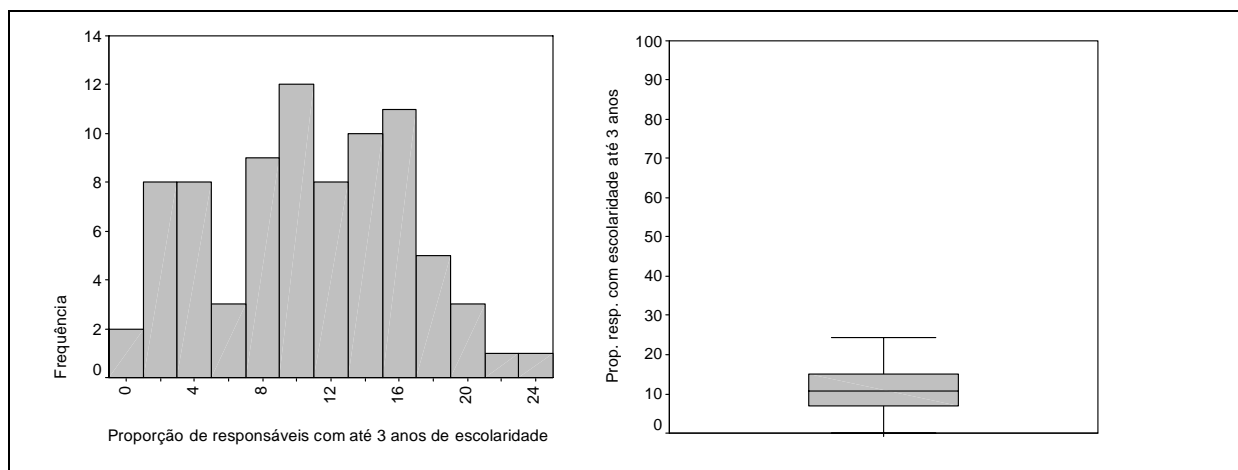
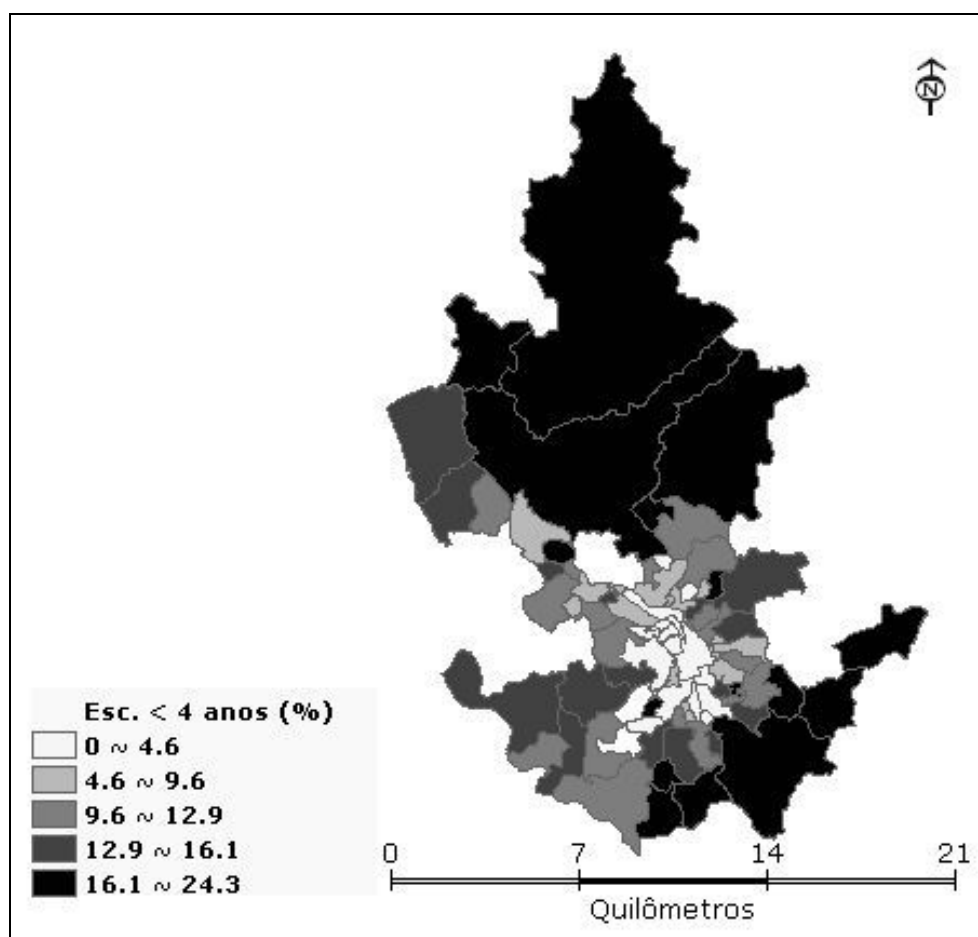


Gráfico 8: Proporção de responsáveis pelo domicílio com menos de 4 anos de escolaridade nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 10: Proporção de responsáveis pelo domicílio com menos de 4 anos de escolaridade nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

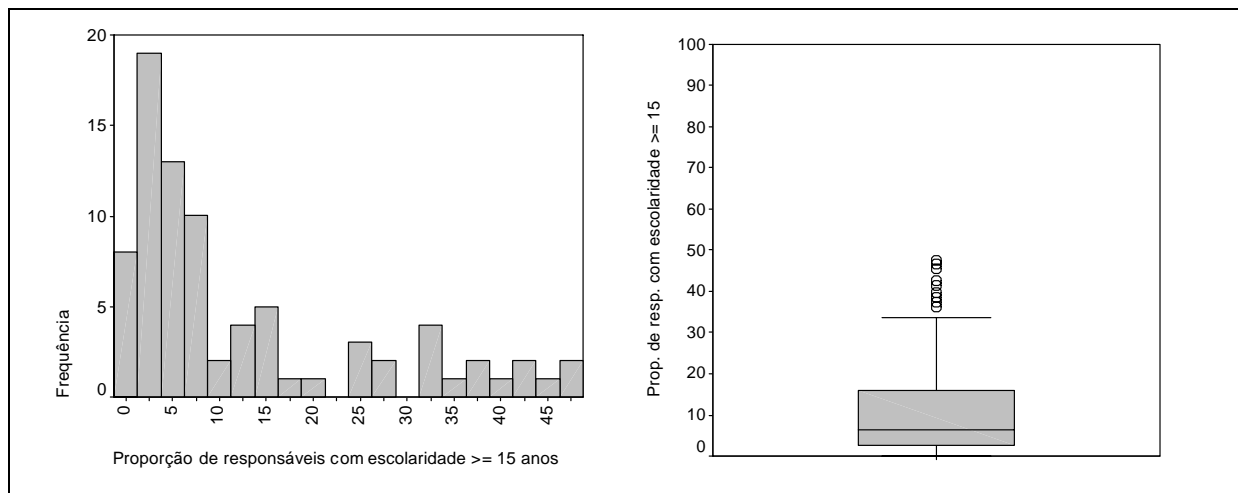
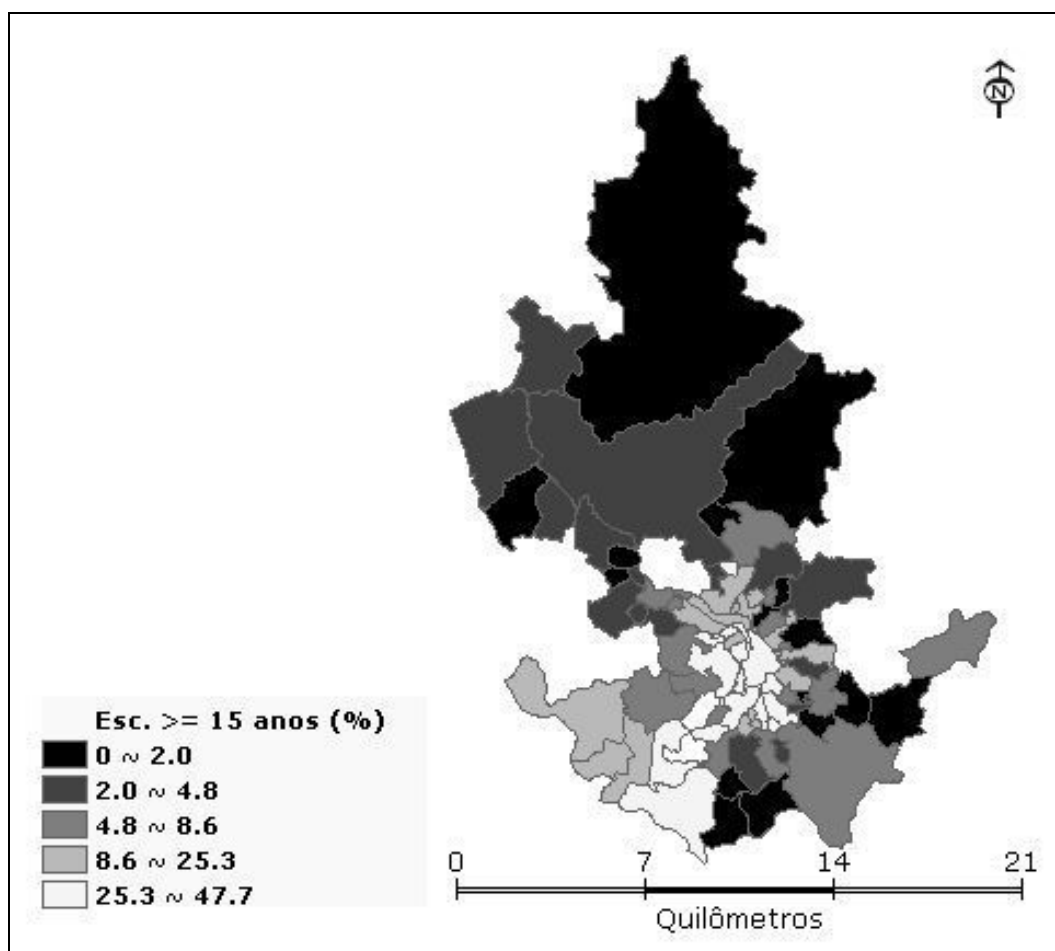


Gráfico 9: Proporção de responsáveis pelo domicílio com 15 anos ou mais de escolaridade nas RU de Juiz de Fora - MG em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 11: Proporção de responsáveis pelo domicílio com 15 anos ou mais de escolaridade nas RU de Juiz de Fora - MG em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.



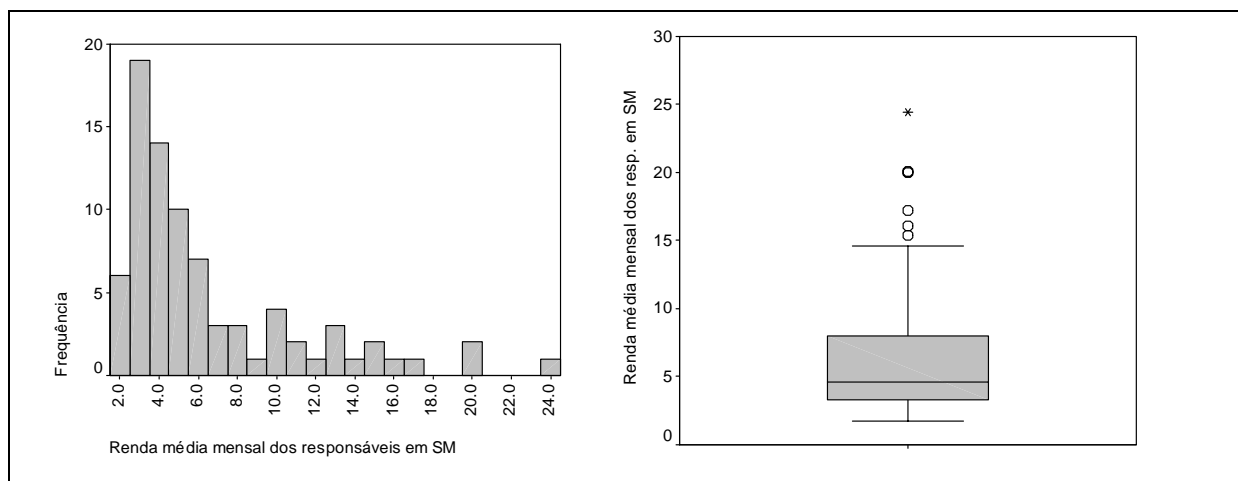
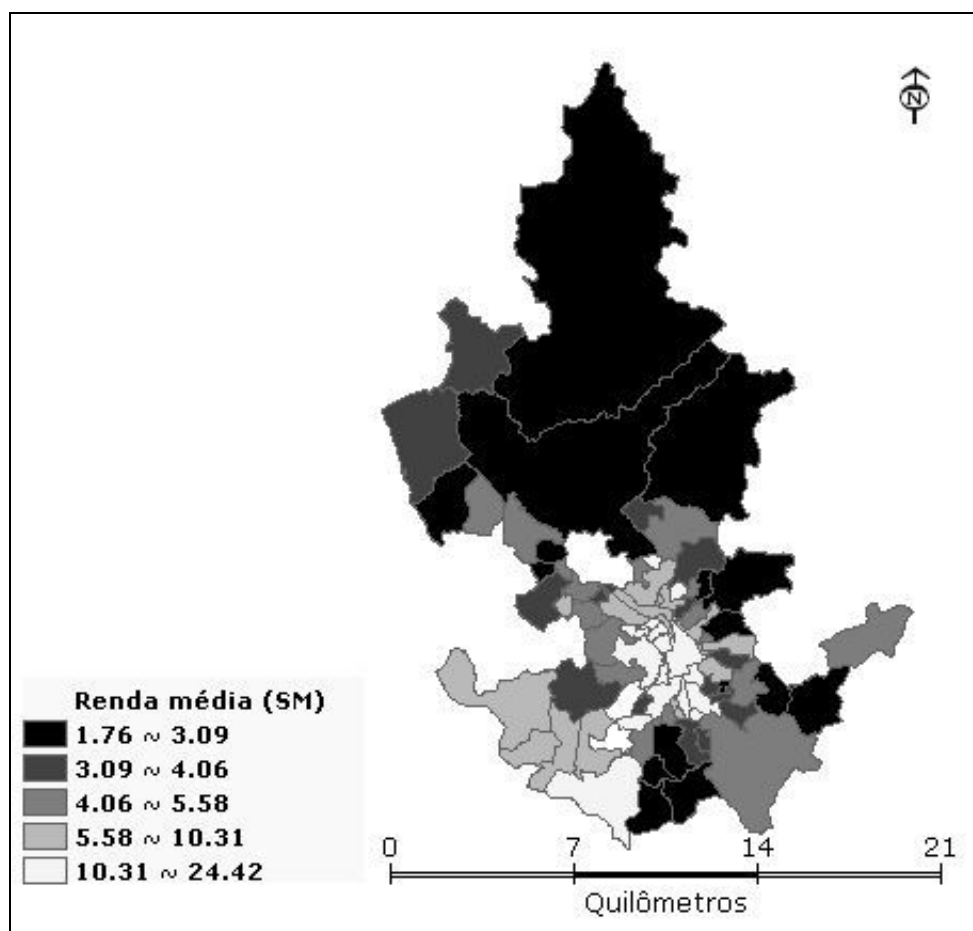


Gráfico 10: Renda média mensal em salários mínimos dos responsáveis pelos domicílios nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 12: Renda média mensal em salários mínimos dos responsáveis pelos domicílios nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

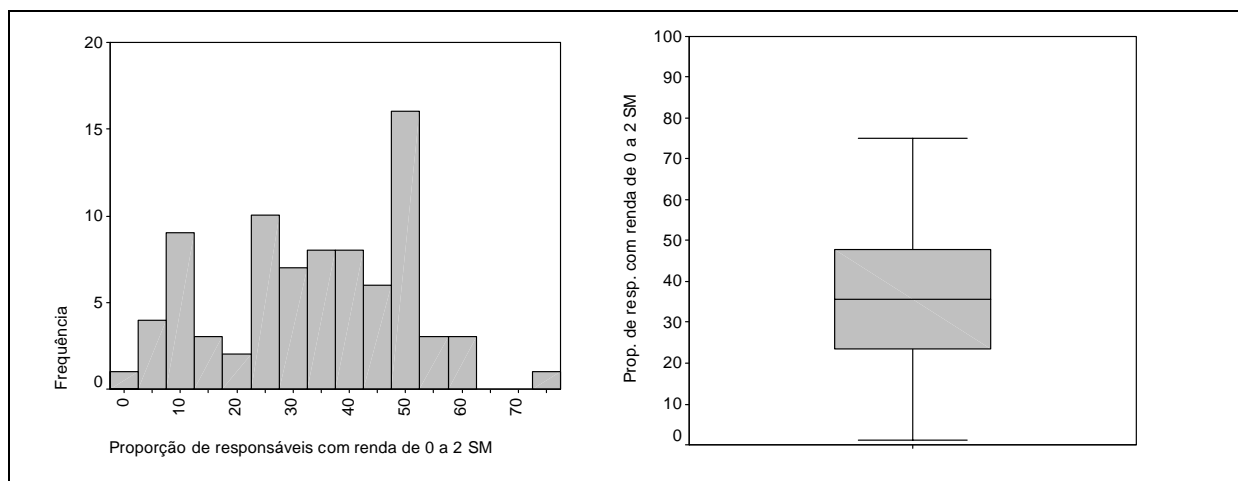
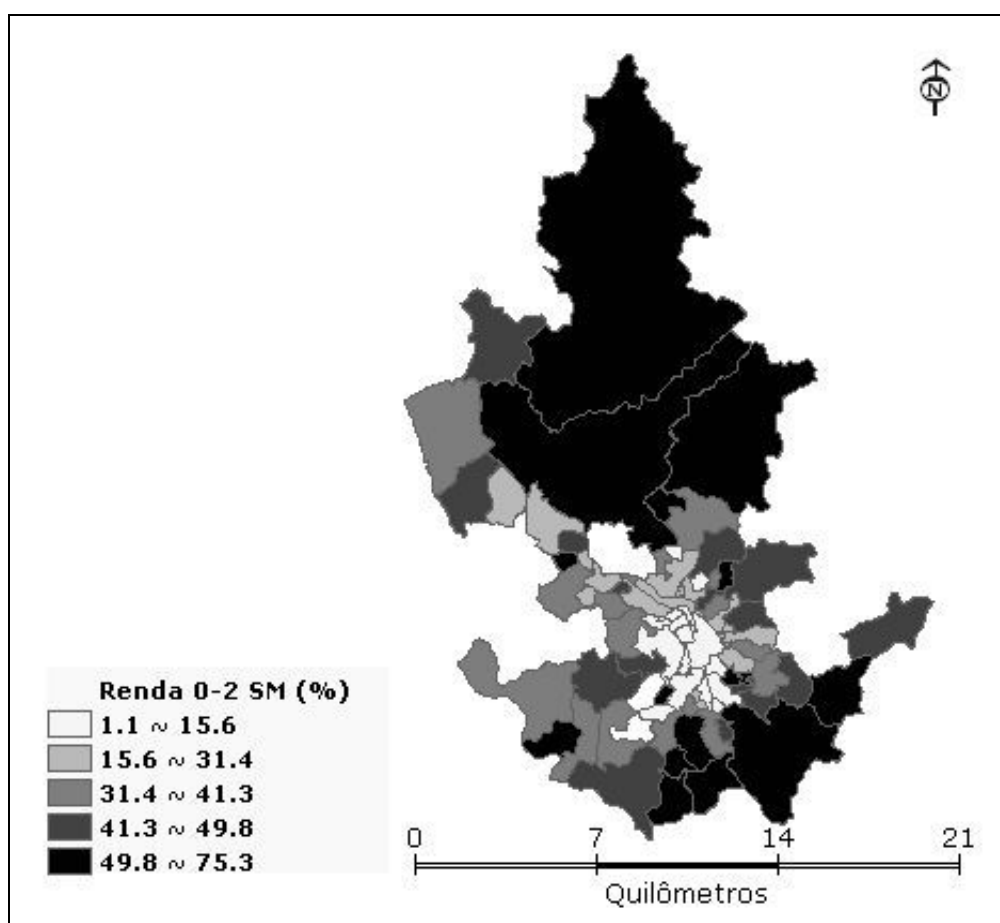


Gráfico 11: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal até 2 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 13: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal até 2 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

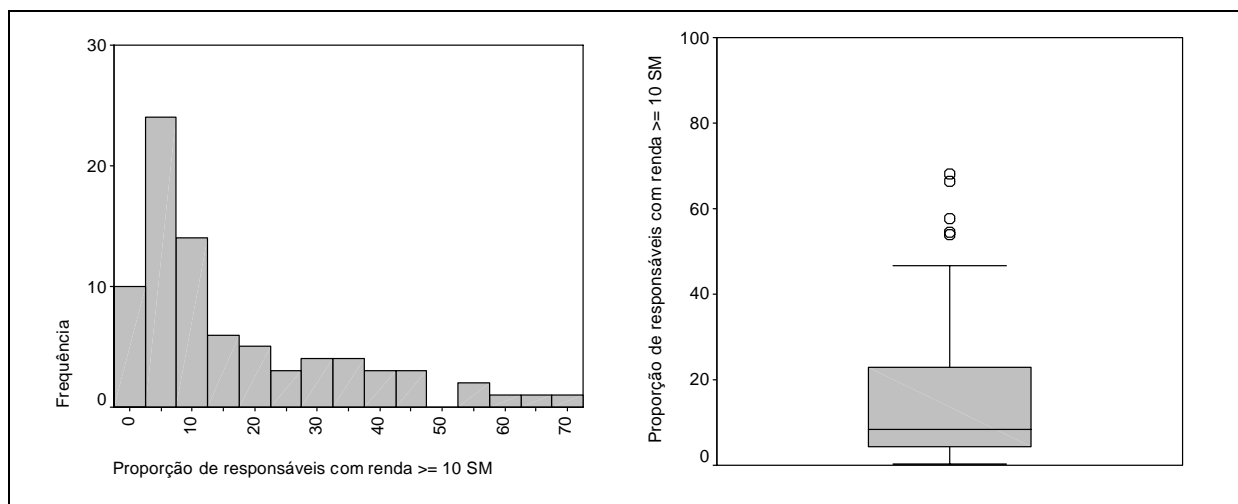
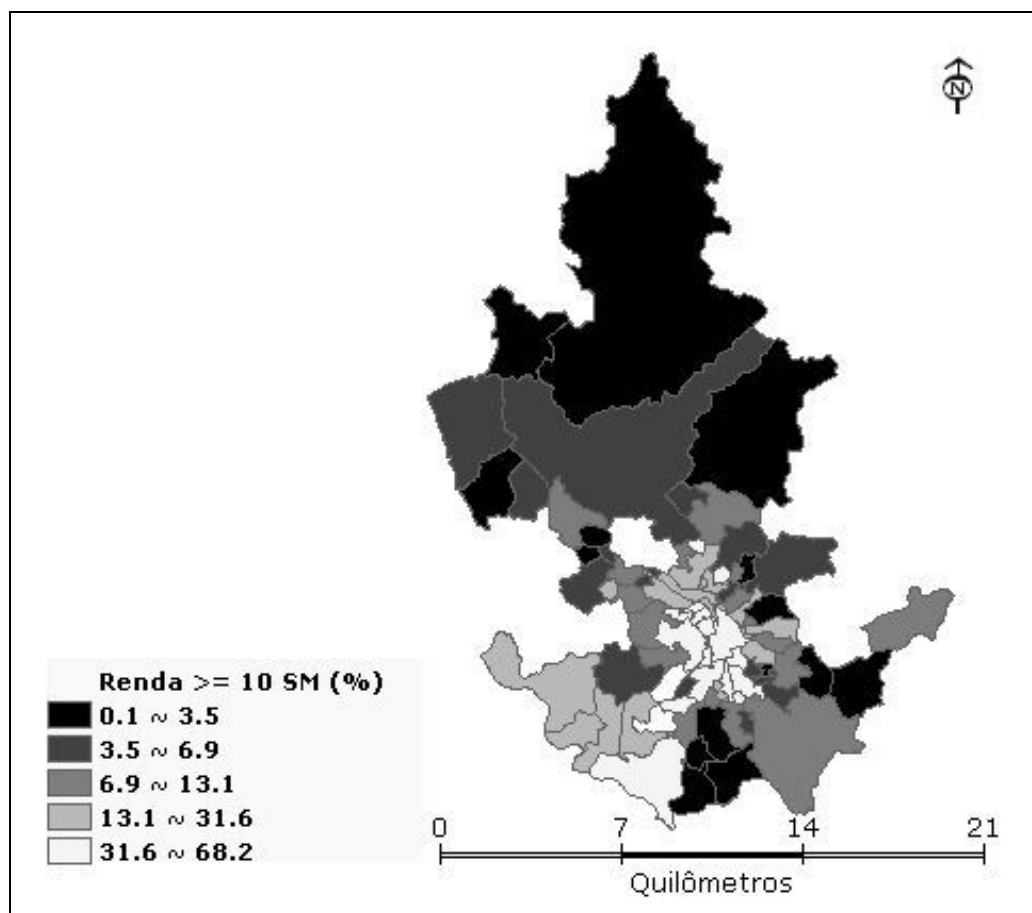


Gráfico 12: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior ou igual 10 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 14: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior ou igual 10 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

A tabela 5 apresenta um resumo da distribuição dos indicadores utilizados na construção das regiões socioeconomicamente homogêneas. A análise exploratória da correlação entre os indicadores socioeconômicos é mostrada no diagrama de espalhamento (gráfico 13) e na matriz de correlações (tabela 6). Na tabela 7 são mostrados os coeficientes I de Moran para estes indicadores.

Os nomes das variáveis das tabelas 5, 6 e 7 e do gráfico 13 são os seguintes:

R\_AN: Proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos.

R\_ES: Proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade superior ou maior.

R\_R3A5: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal de 3 a 5 salários mínimos.

D\_5M: Proporção de domicílios com 5 ou mais moradores.

D\_AL: Proporção de domicílios alugados.

Os indicadores proporção de responsáveis com escolaridade superior ou maior e proporção de responsáveis analfabetos tiveram alta correlação negativa, como também os dois indicadores de domicílio; os demais indicadores tiveram uma correlação entre si moderada, com exceção do indicador de renda do responsável de 3 a 5 salários mínimos, que só apresentou correlação significativa com proporção de domicílios alugados. Os coeficientes de auto-correlação espacial foram positivos e estatisticamente significantes para todos os 5 indicadores, o que indica similaridade socioeconômica entre os vizinhos (tabela 7).

Tabela 5 - Resumo da distribuição dos indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

	Indicadores*				
	R_AN	R_ES	R_R3A5	D_5M	D_AL
Mínimo	0%	0,6%	2,4%	7,9%	2,1%
1º Quartil	1,6%	3,6%	12,5%	18,2%	13,5%
Mediana	4,6%	8,3%	15,6%	23,4%	20,6%
Média	5,6%	15,3%	15,0%	22,6%	20,4%
3º Quartil	8,4%	22,3%	17,8%	26,5%	27,2%
Máximo	29,2%	54,9%	24,1%	35,9%	45,1%

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Nomes dos indicadores na p. 67.

Tabela 6 - Matriz de correlação\*\* entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Indicadores***	R_AN	R_ES	R_R3A5	D_5M	D_AL
R_AN	1	-0.79*	-0.11	0.68*	-0.68*
R_ES	-0.79*	1	-0.21	-0.65*	0.44*
R_R3A5	-0.11	-0.21	1	-0.16	0.38*
D_5M	0.68*	-0.65*	-0.16	1	-0.78*
D_AL	-0.68*	0.44*	0.38*	-0.78*	1

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Alcançaram significância estatística ao nível de 0,05.

\*\* Coeficientes de correlação de Spearman.

\*\*\* Nomes dos indicadores na p. 67.

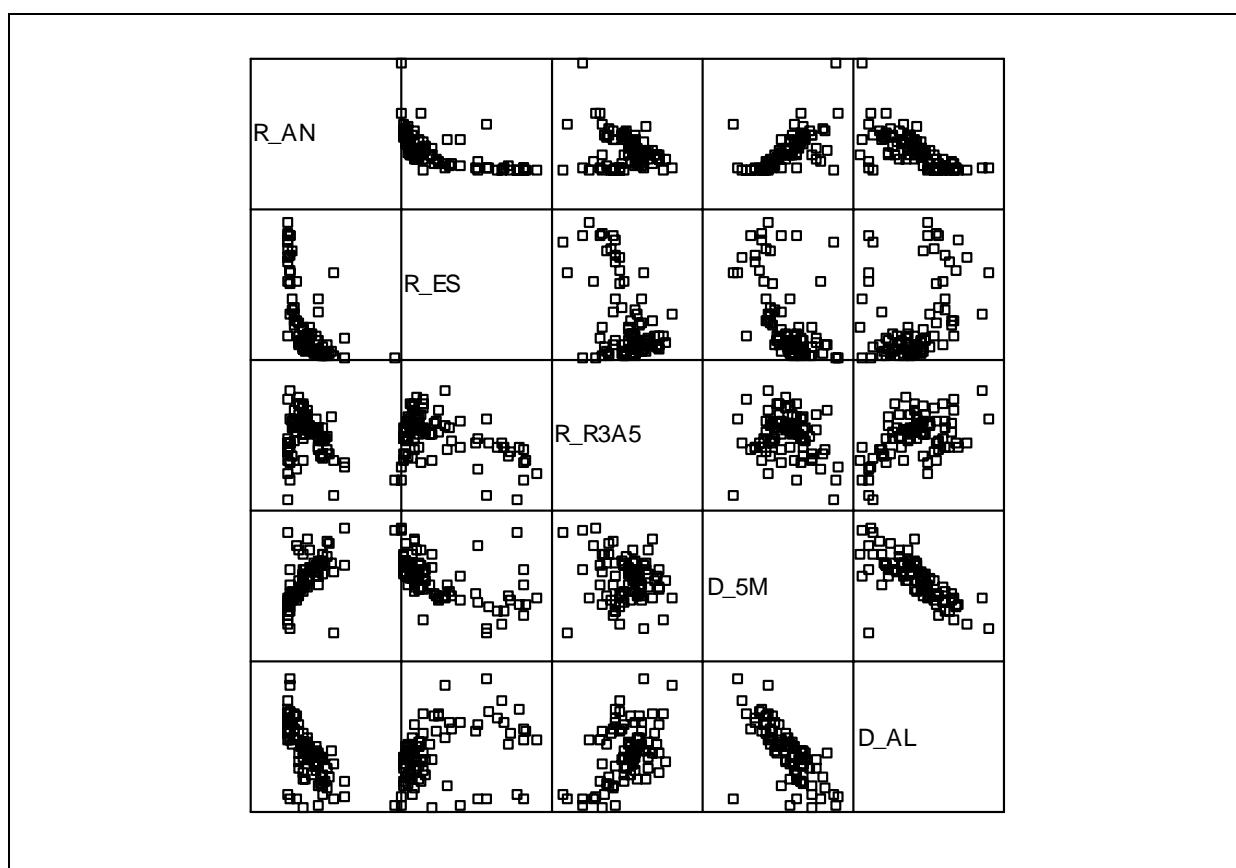


Gráfico 13: Diagrama de espalhamento entre os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Nomes dos indicadores na p. 67.

Tabela 7 - Medidas de auto-correlação espacial para os indicadores socioeconômicos utilizados na construção das regiões homogêneas nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Indicadores*	Coefficiente I	p-valor
R_AN	0,39	0,000
R_ES	0,46	0,000
R_R3A5	0,27	0,000
D_5M	0,28	0,000
D_AL	0,49	0,000

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Nomes dos indicadores na p. 67.

A seguir são mostrados os gráficos do tipo histograma e *boxplot* (gráficos 14 a 18) e os mapas temáticos destes indicadores (mapas 15 a 19).

A proporção de analfabetismo entre os responsáveis pelos domicílios foi baixa na maioria das RU, com uma média de 5,6%, tendo sido maior nas RU mais periféricas (mapa 15); já em relação à escolaridade superior ou maior, houve uma proporção mais elevada, com média de 15,3% e algumas RU das RA central e oeste com mais da metade dos responsáveis pelo domicílio com no mínimo ensino superior (mapa 16). A proporção de responsáveis com renda de 3 a 5 salários mínimos teve valores mais altos principalmente em RU das RA norte e leste (mapa 17). A proporção de domicílios com 5 ou mais moradores foi mais baixa na RA central e mais alta na RA norte (mapa 18). Já a proporção de domicílios particulares permanentes alugados teve maiores percentuais nas RU da RA central, com diminuição em direção à periferia (mapa 19).

Em relação à forma da distribuição destes indicadores, a proporção de domicílios alugados e com 5 ou mais moradores e de responsáveis pelos domicílios com renda de 3 a 5 salários mínimos foram aproximadamente simétricas, ao passo que os outros tiveram distribuição assimétrica positiva (gráficos 14 a 18).

Da análise conjunta da distribuição destes 16 indicadores nas RU de Juiz de Fora percebe-se uma desigualdade das condições socioeconômicas entre as RU mais centrais e as RU mais periféricas, com estas últimas com piores indicadores de renda e escolaridade. Os serviços de saneamento básico são oferecidos para a grande maioria da população, mas especialmente a rede pública de esgoto tem várias RU mais distantes do centro com menos de 95% dos domicílios atendidos.

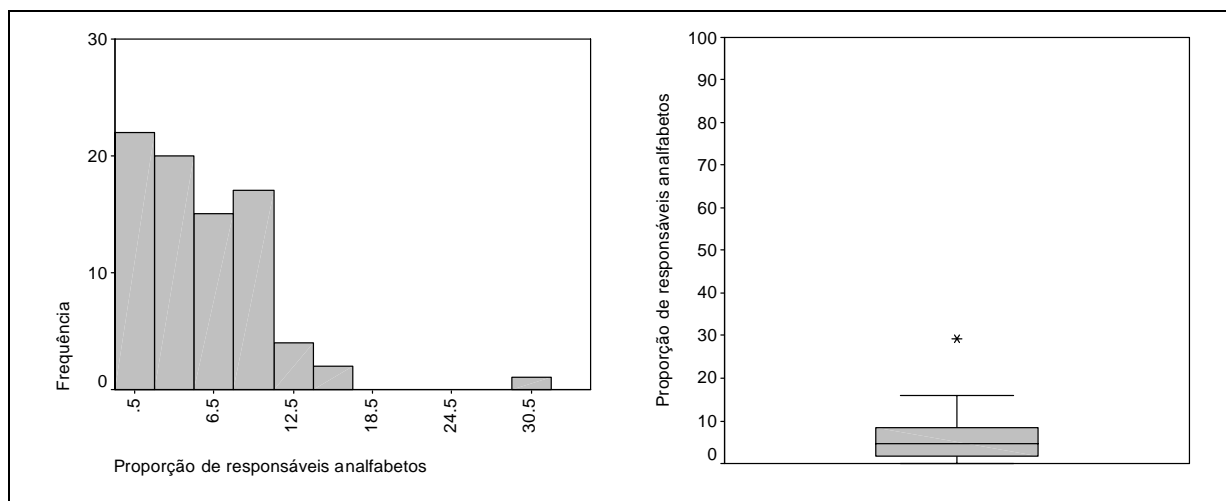
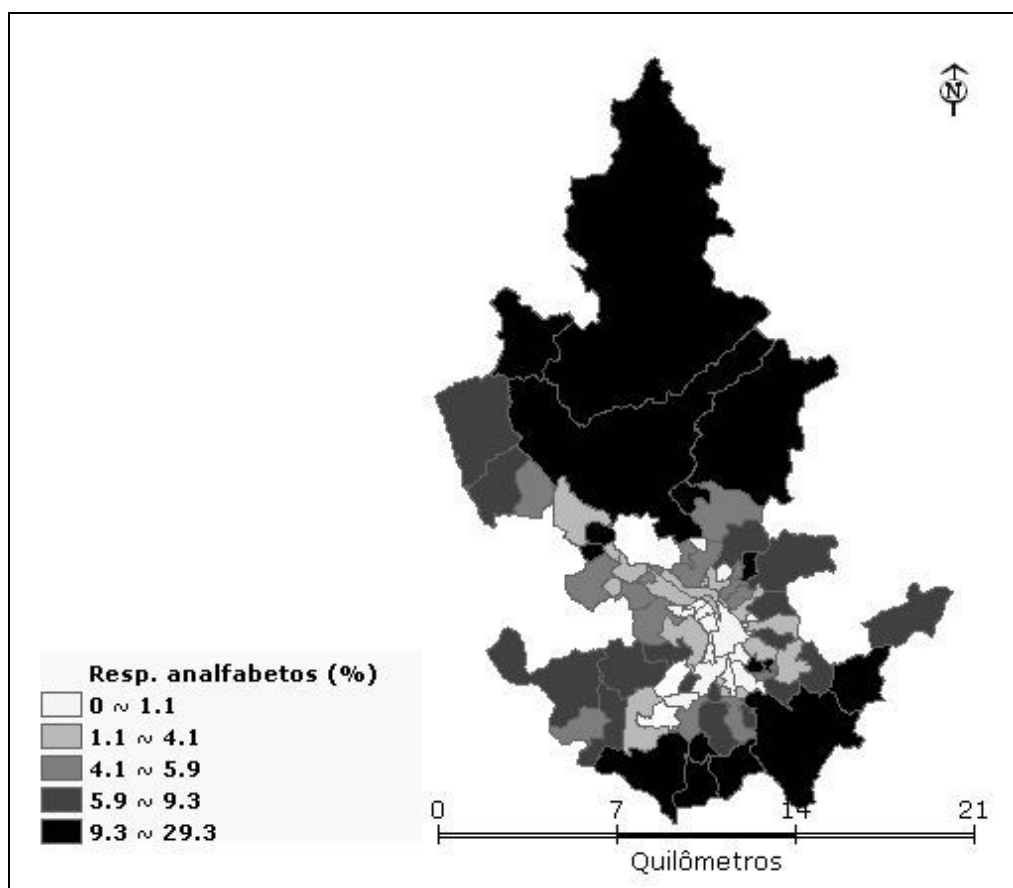


Gráfico 14: Proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 15: Proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

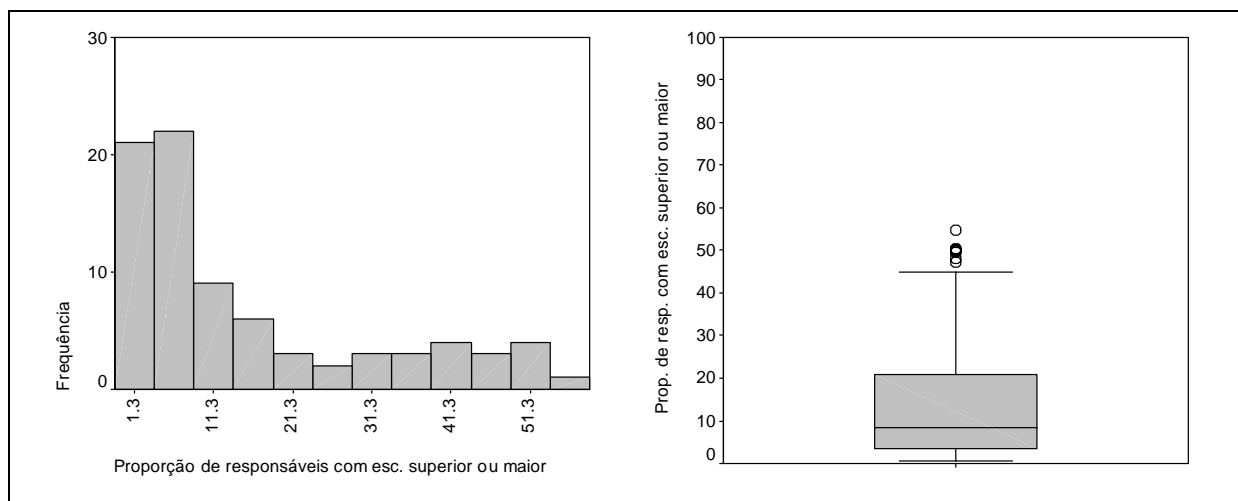
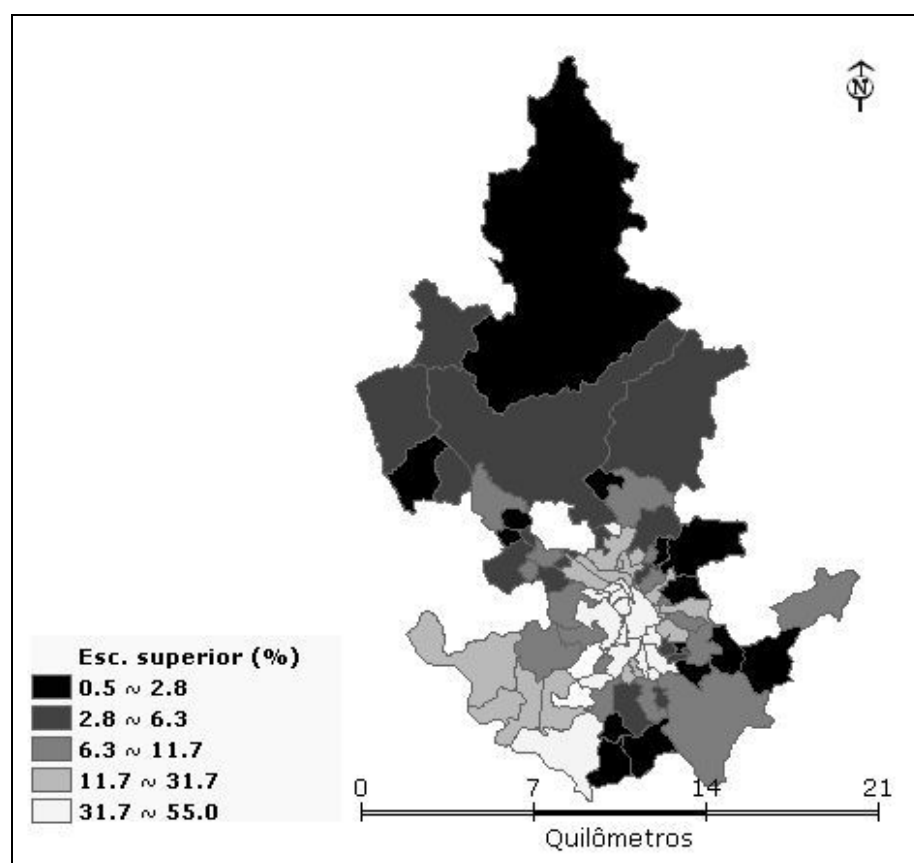


Gráfico 15: Proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade superior ou maior nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 16: Proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade superior ou maior nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.



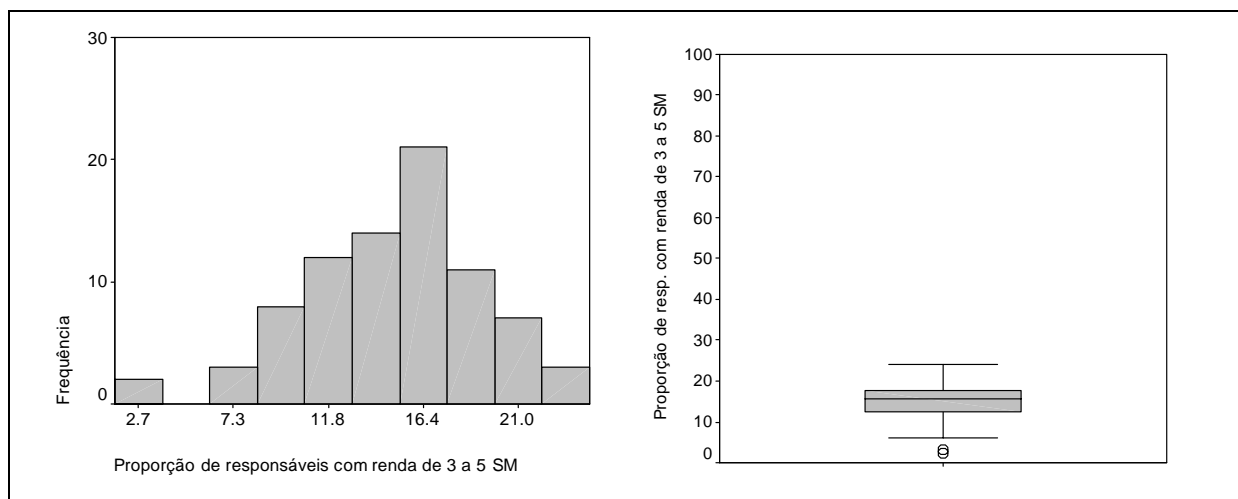
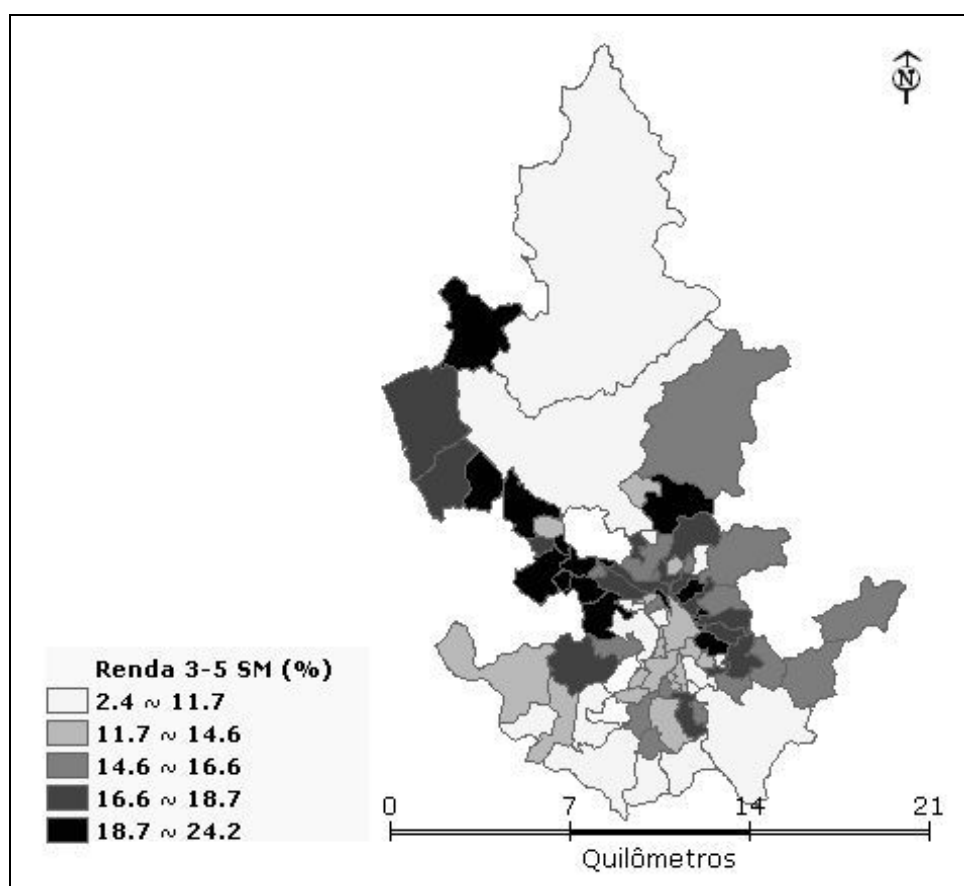


Gráfico 16: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior que 3 até 5 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 17: Proporção de responsáveis pelo domicílio com renda mensal maior que 3 até 5 salários mínimos nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

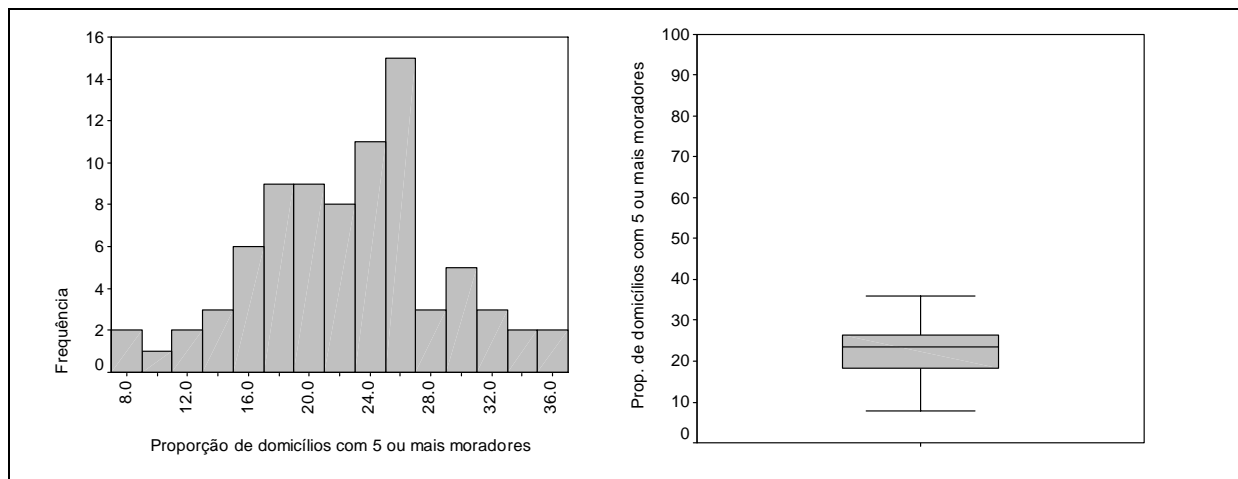
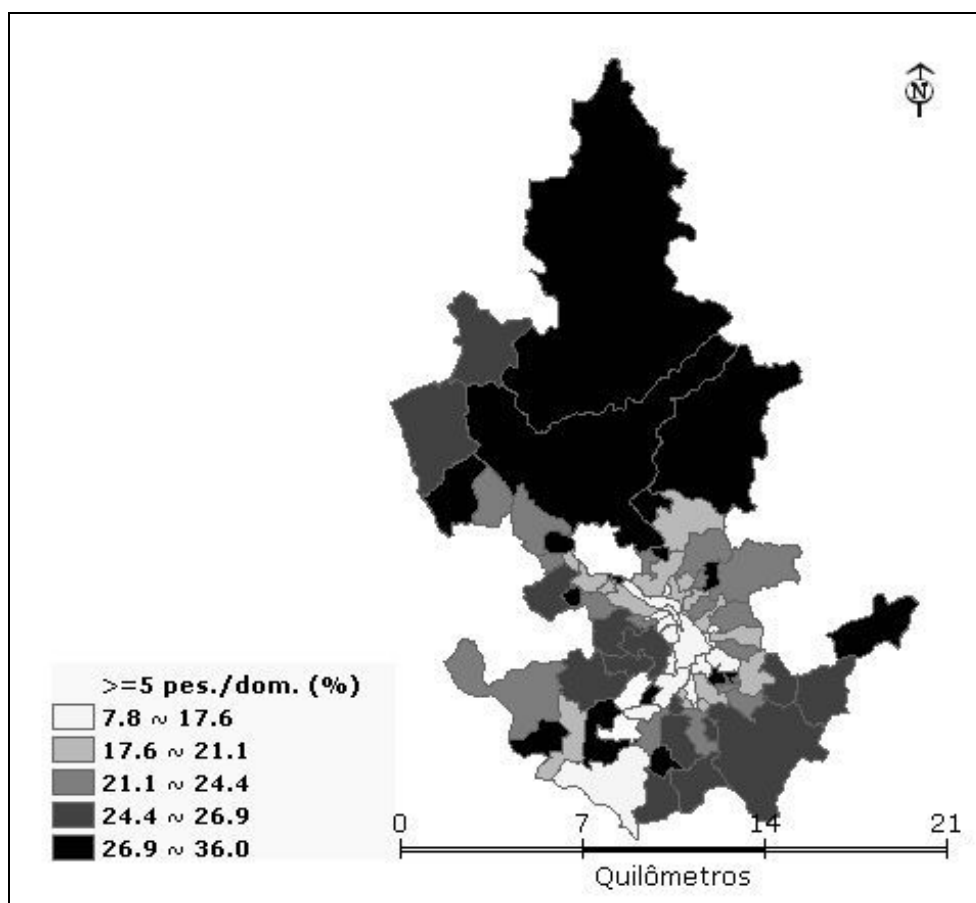


Gráfico 17: Proporção de domicílios particulares permanentes com 5 ou mais moradores nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 18: Proporção de domicílios particulares permanentes com 5 ou mais moradores nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

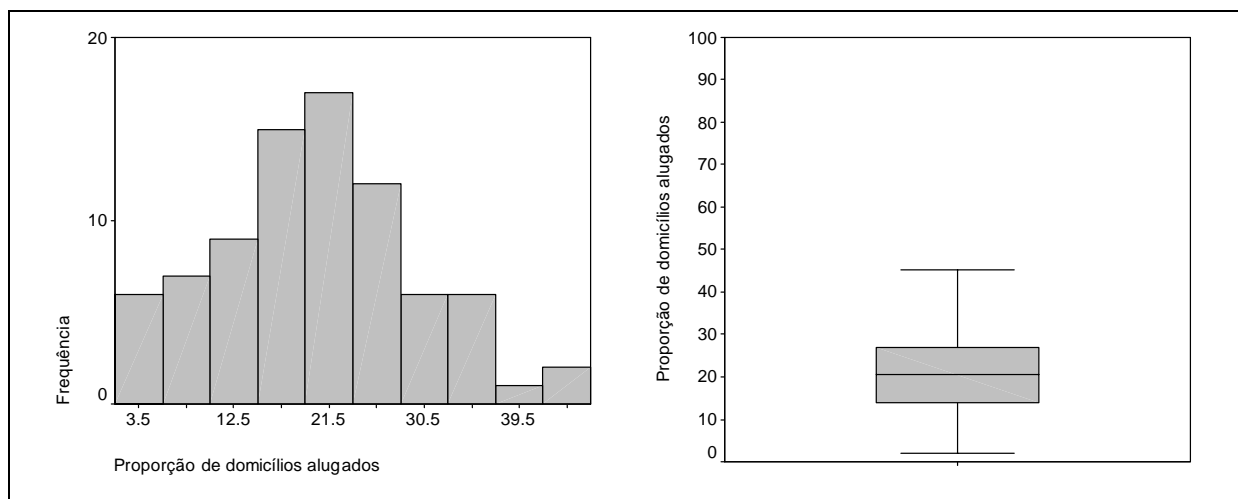
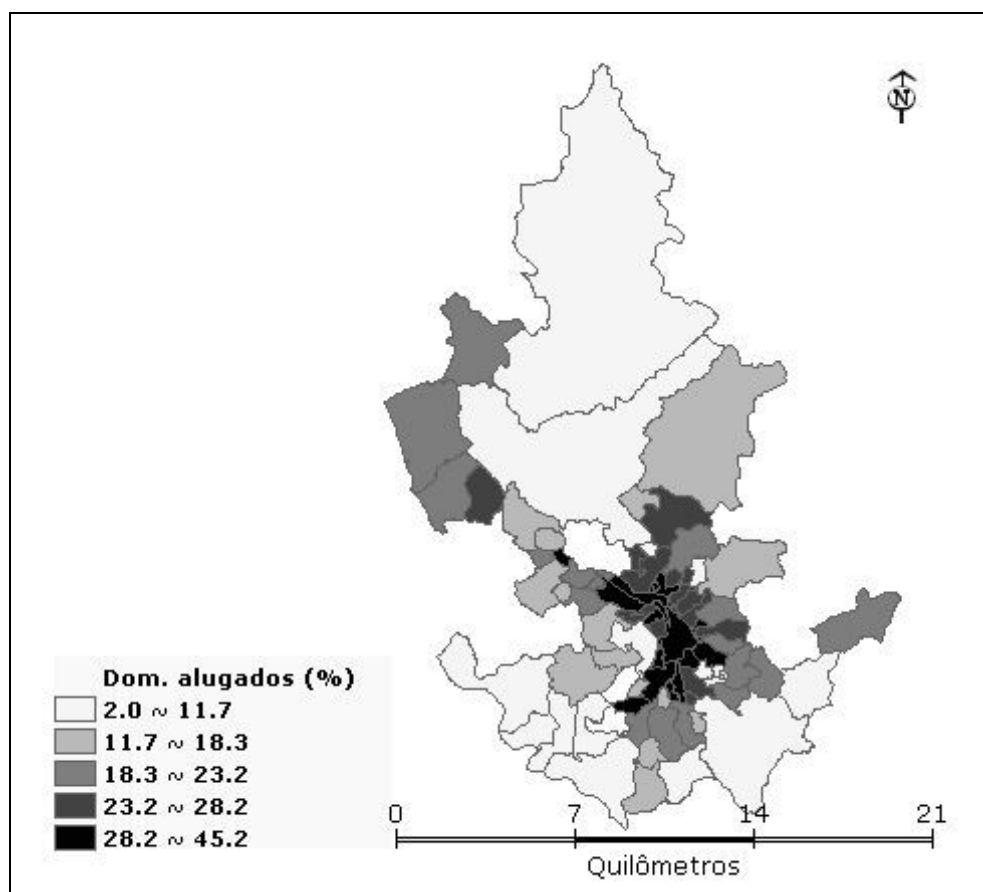


Gráfico 18: Proporção de domicílios particulares permanentes alugados nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.



Mapa 19: Proporção de domicílios particulares permanentes alugados nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

## 5.2. MORTALIDADE POR DAC NO MUNICÍPIO

Procurou-se avaliar a qualidade dos dados de mortalidade de Juiz de Fora, no que tange à completude de preenchimento dos campos das declarações de óbitos usadas para esta pesquisa e à proporção de causas mal-definidas. Também fez-se uma caracterização da mortalidade por DAC no município quanto ao sexo, faixa etária e subtipos de doenças cardiovasculares.

De acordo com os dados do Sistema de Informações de Mortalidade do Departamento de Vigilância Epidemiológica da Secretaria de Saúde, Saneamento e Desenvolvimento Ambiental da Prefeitura de Juiz de Fora (SIM/JF), o total de óbitos de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 foi de 9.710 (tabela 8), dos quais 3.203 (33%) ocorreram em indivíduos na faixa etária de 35 a 64 anos (tabela 9).

A proporção de óbitos por causas mal-definidas nos anos utilizados para o presente estudo foi inferior a 3% para ambos os sexos (tabela 8). Quando se analisa apenas a faixa etária de 35 a 64 anos, os valores foram também próximos a 3% (tabela 9).

Tabela 8 - Mortalidade proporcional para os principais grupos de causas básicas de óbito (capítulos do CID-10) em Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Grupos de causas	Geral		Masculino		Feminino	
	N	%	N	%	N	%
Ap. circulatório	3.243	33,4%	1.715	31,9%	1.525	35,2%
Neoplasias	1.408	14,5%	726	13,5%	689	15,9%
Ap. respiratório	1.253	12,9%	704	13,1%	546	12,6%
Perinatais	689	7,1%	366	6,8%	329	7,6%
Externas	651	6,7%	495	9,2%	152	3,5%
Endócrinas	602	6,2%	258	4,8%	347	8,0%
Ap. digestivo	515	5,3%	328	6,1%	182	4,2%
Infeciosas	466	4,8%	285	5,3%	182	4,2%
Mal-definidas	252	2,6%	156	2,9%	95	2,2%
Outras	631	6,5%	344	6,4%	286	6,6%
Total	9.710	100%	5.377	100%	4.333	100%

Fonte: SIM/JF.

Tabela 9 - Mortalidade proporcional por grupos de causas básicas de óbito (capítulos do CID-10) em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 na faixa etária de 35 a 64 anos.

Grupos de causas	Geral		Masculino		Feminino	
	N	%	N	%	N	%
Ap. circulatório	1.156	36,1%	708	34,9%	447	38,1%
Neoplasias	573	17,9%	309	15,2%	264	22,5%
Ap. respiratório	304	9,5%	193	9,5%	112	9,5%
Ap. digestivo	256	8,0%	191	9,4%	65	5,5%
Externas	247	7,7%	199	9,8%	47	4,0%
Endócrinas	205	6,4%	114	5,6%	91	7,8%
Infeciosas	186	5,8%	126	6,2%	61	5,2%
Mal-definidas	90	2,8%	67	3,3%	25	2,1%
Outras	186	5,8%	128	6,4%	61	5,2%
Nº óbitos	3.203	100%	2.030	100%	1.173	100%

Fonte: SIM/JF.

As doenças do aparelho circulatório (DAC) foram o principal grupo de causas de óbito para ambos os sexos, com mortalidade proporcional por (DAC) ainda maior na faixa etária de 35 a 64 anos (tabelas 8 e 9). A mortalidade proporcional por grupo de causas mostrou semelhanças entre os sexos, com destaque para as causas externas no sexo masculino e as causas endocrinológicas no sexo feminino. Ocorreram mais óbitos por DAC no sexo masculino do que no feminino, com a diferença se acentuando na faixa etária de 35 a 64 anos (tabela 10).

Tabela 10 - Mortalidade proporcional por sexo dos óbitos por DAC de residentes em Juiz de Fora nos anos 1999-2001.

Sexo	Geral	35 a 64 anos
Masculino	53,0%	61,2%
Feminino	47,0%	38,8%

Fonte: SIM/JF.

A mortalidade precoce por DAC foi elevada no triênio para ambos os sexos, mas principalmente para o sexo masculino, com 41,3% dos óbitos na faixa etária de 35 a 64 anos (tabela 11).

Tabela 11 - Mortalidade proporcional por faixa etária de óbitos por doenças do aparelho circulatório de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Faixa etária	Geral		Masculino		Feminino	
	N	%	N	%	N	%
35 a 64 anos	1.156	35,6%	709	41,3%	447	29,3%
Outras	2.086	64,4%	1.008	58,7%	1.078	70,7%
Total	3.242	100%	1.717	100%	1.525	100%

Fonte: SIM/JF.

Em relação aos subtipos de doenças cardiovasculares, as doenças isquêmicas do coração predominaram no sexo masculino, embora no sexo feminino elas tenham tido quase a mesma proporção que as doenças cerebrovasculares (tabela 12). Na faixa etária de 35 a 64 anos as doenças isquêmicas do coração predominaram para ambos os sexos (tabela 13).

Tabela 12 - Mortalidade proporcional por causa básica dos óbitos por DAC de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Causa do óbito	Geral		Masculino		Feminino	
	N	%	N	%	N	%
DIC*	1.044	32,2%	661	38,5%	480	31,5%
DCeV*	924	28,5%	464	27,0%	460	30,2%
Outras	1.274	39,3%	592	34,5%	585	38,3%
Total	3.242	100%	1.717	100%	1.525	100%

Fonte: SIM/JF.

\* DIC: doença isquêmica do coração. DCeV: doença cerebrovascular.

Tabela 13 - Mortalidade proporcional por causa básica dos óbitos por DAC de residentes em Juiz de Fora na faixa etária de 35 a 64 anos no triênio 1999-2001.

Causa do óbito	Geral		Masculino		Feminino	
	N	%	N	%	N	%
DIC*	451	39,0%	299	42,2%	152	34,1%
DCeV*	302	26,1%	184	26,0%	118	26,4%
Outras	403	34,9%	226	31,8%	177	39,5%
Total	1.156	100%	709	100%	447	100%

Fonte: SIM/JF.

\* DIC: doença isquêmica do coração. DCeV: doença cerebrovascular.

As taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares foram maiores para o sexo masculino do que para o feminino, mas a diferença foi menor para a mortalidade por doenças cerebrovasculares. As doenças isquêmicas do coração alcançaram valores maiores das taxas padronizadas do que as doenças cerebrovasculares, exceto para o sexo feminino considerando todas as idades combinadas, com taxas quase iguais (tabelas 14 e 15).

Tabela 14 - Taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), doenças isquêmicas do coração (DIC) e doenças cerebrovasculares (DCeV) de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

	Taxas gerais*	Taxas masculinas*	Taxas femininas*
DAC	245	271	222
DIC	86	104	70
DCeV	70	73	67

Fonte: SIM/JF.

\* Taxas por 100.000 habitantes, padronizadas pela população de Juiz de Fora em 2000.

Tabela 15 - Taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), doenças isquêmicas do coração (DIC) e doenças cerebrovasculares (DCeV) de residentes em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 na faixa etária de 35 a 64 anos.

	Taxas gerais*	Taxas masculinas*	Taxas femininas*
DAC	253	336	182
DIC	99	142	62
DCeV	66	87	48

Fonte: SIM/JF.

\* Taxas por 100.000 habitantes, padonizadas pela pop. de Juiz de Fora em 2000.

Em relação ao preenchimento dos campos das declarações de óbitos (DO) por DAC de mais interesse para a saúde, naturalidade, idade, sexo e local de ocorrência tiveram quase 100% de preenchimento e estado civil e raça/cor tiveram em média mais de 95% de preenchimento. Escolaridade teve baixas proporções de preenchimento, inferiores a 30%, assim como assistência médica durante a doença que ocasionou a morte, com preenchimento variando em torno de 50% a 70%. Desta forma, optou-se por não utilizar estas duas variáveis na análise. O preenchimento da região urbana de residência (RU), utilizada para georreferenciamento dos óbitos, foi feito no banco de dados de mortalidade do município no momento da digitação das DO e foi acima de 97% nos anos de 1999 a 2001, para os óbitos por DAC (tabela 16).

Tabela 16 - Proporções de preenchimento dos campos das declarações de óbitos (DO) por doenças do aparelho circulatório no município de Juiz de Fora nos anos 1999-2001.

Campos da DO	1999	2000	2001
Naturalidade	99,5%	99,9%	100%
Idade	100%	99,5%	100%
Sexo	100%	100%	100%
Raça/cor	92%	98,4%	99%
Estado civil*	98,2%	96,1%	97,8%
Escolaridade*	22,3%	29,6%	28,4%
Região urbana de residência	97%	100%	99,6%
Local de ocorrência*	99,4%	99,8%	99,7%
Assistência médica *	69,2%	52,1%	55,8%

Fonte: SIM/JF.

\* Para estes campos a opção de resposta "ignorado" foi computada como não preenchimento nesta tabela.

Com a finalidade de se investigar desigualdades na mortalidade por DAC em Juiz de Fora relacionadas com características individuais, foram feitas análises comparativas das médias de idade no momento do óbito por subgrupos de sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito, para os dados de mortalidade por DAC no ano 2000. As idades médias dos pacientes no momento do óbito tiveram diferenças estatisticamente significantes para os sexos, com o feminino tendo idade média maior; para a cor, com a cor branca tendo idade média maior e para estado civil, com os casados tendo idade média menor; em relação ao local de ocorrência do óbito, a diferença não foi estatisticamente significativa (tabela 17). Para verificar se a associação entre a idade no momento do óbito e cada uma das variáveis (sexo, cor e estado civil) permaneceriam estatisticamente significantes após controlar pelas demais, foi ajustado um modelo de regressão linear, tendo a idade como variável dependente. As três variáveis continuaram tendo associação estatisticamente significativa com a idade (tabela 18).



Tabela 17 - Idades médias dos óbitos por doenças do aparelho circulatório por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000.

Variáveis		N	Idades Médias	Desvio Padrão	Teste t	Valor p
Sexo	Masc.	560	64,9	15,6	4,445	0,000
	Fem.	508	69,4	17,4		
Cor	Branca	709	70	14,9	8,042	0,000
	Outras	359	61,1	18,1		
Estado civil	Casado	481	65,4	13,3	-3,059	0,002
	Outros	587	68,4	18,8		
Local	Hospital	699	67,3	16,4	0,879	0,380
	Outros	369	66,4	16,9		

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF.

Tabela 18 - Coeficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças do aparelho circulatório em Juiz de Fora em 2000.

Variáveis (referência)	Coefficiente	Estatística t	Valor p
Intercepto	70,4	26,63	0,000
Cor (branca)	-9,1	-8,80	0,000
Sexo (masculino)	3,8	3,71	0,000
Est. civil (casado)	2,4	2,33	0,020
Local (hospital)	-0,5	-0,47	0,642

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF.

\* Modelo:  $R^2$  ajustado = 0,085. Estatística F = 25,6 (p=0,000).

Para a mortalidade por doenças isquêmicas do coração (DIC) no ano 2000, o sexo feminino e a cor branca continuaram tendo maiores idades médias no momento do óbito, o estado civil casado idade teve idade média menor e o local de ocorrência do óbito também alcançou significância estatística, com idade média maior para óbitos no hospital (tabela 19). Em um modelo de regressão linear, cor, estado civil e local de ocorrência tiveram associação estatisticamente significativa com a idade, mas o sexo não alcançou significância estatística (tabela 20).

Tabela 19 - Idades médias dos óbitos por doenças isquêmicas do coração por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000.

Variáveis		N	Idades Médias	Desvio Padrão	Teste t	Valor p
Sexo	Masc.	213	64,6	13,8	-2,55	0,011
	Fem.	145	68,5	15,0		
Cor	Branca	260	68,4	13,5	4,95	0,000
	Outras	98	60,3	15,0		
Estado civil	Casado	176	64,1	13,1	-2,71	0,007
	Outros	182	68,2	15,3		
Local	Hospital	174	68,3	12,9	2,73	0,007
	Outros	184	64,2	15,4		

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF.

Tabela 20 - Coeficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças isquêmicas do coração em Juiz de Fora em 2000.

Variáveis (referência)	Coeficiente	Teste t	Valor p
Intercepto	72,0	18,09	0,000
Cor (branca)	-7,68	-4,69	0,000
Sexo (masculino)	2,25	1,45	0,147
Est. civil (casado)	3,7	2,41	0,015
Local (hospital)	-3,1	-2,15	0,032

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF.

\* Modelo:  $R^2$  ajustado = 0,095. Estatística F = 10,3 (p=0,000).

Já em relação à mortalidade por doenças cerebrovasculares (DCeV) no ano 2000, as quatro variáveis (sexo, cor, estado civil e local de ocorrência) tiveram associação estatisticamente significativa com idade no momento do óbito. As mulheres e as pessoas de cor branca tiveram idades médias maiores e os casados e os que morreram no hospital idades médias menores no momento do óbito (tabela 21). Em um modelo de regressão linear, cor, estado civil e local de ocorrência tiveram associação estatisticamente significativa com a idade, mas o sexo ficou próximo do nível de significância estatística (tabela 22).

Tabela 21 - Idades médias dos óbitos por doenças cerebrovasculares por sexo, cor, estado civil e local de ocorrência do óbito em 2000.

Variáveis		N	Idades Médias	Desvio Padrão	Teste t	Valor p
Sexo	Masc.	149	66,7	15,1	-3,01	0,003
	Fem.	166	72,1	16,5		
Cor	Branca	212	72,7	13,9	4,83	0,000
	Outras	103	63,0	18,1		
Estado civil	Casado	127	65,8	13,4	-3,68	0,000
	Outros	188	72,1	17,2		
Local	Hospital	271	68,3	15,8	-3,48	0,001
	Outros	44	77,2	15,7		

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF.

Tabela 22 - Coeficientes do modelo de regressão linear das idades médias dos óbitos por doenças cerebrovasculares em Juiz de Fora em 2000.

Variáveis (referência)	Coeficiente	Teste t	Valor p
Intercepto	61,9	12,68	0,000
Cor (branca)	-9,3	-5,18	0,000
Sexo (masculino)	3,1	1,73	0,084
Est. civil (casado)	4,9	2,66	0,008
Local (hospital)	6,5	2,64	0,009

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF.

\* Modelo:  $R^2$  ajustado = 0,14. Estatística F = 13,8 (p=0,000).

Da análise dos dados referidos nos parágrafos anteriores, verifica-se que no período 1999-2001 os homens morreram de doenças cardiovasculares em idade mais precoce que as mulheres, as pessoas de cor preta ou parda morreram mais precocemente em relação às de cor branca e os casados morreram em média com idades menores em relação às outras situações de estado civil. As maiores diferenças na idade estiveram relacionadas à cor da pele, o que pode estar relacionado às desigualdades socioeconômicas, já que no Brasil há importantes diferenças sociais entre pessoas de pele branca e pessoas de pele preta ou parda. Dados diretos de renda ou escolaridade no nível individual não estão disponíveis para confirmar esta hipótese.

### 5.3 MORTALIDADE POR DAC POR REGIÕES URBANAS

Nesta sessão estão os resultados da análise exploratória das taxas e razões de mortalidade padronizadas por DAC nas RU de Juiz de Fora. Foram feitas tabelas com estatísticas básicas e histogramas, para identificação da forma da distribuição destas variáveis, para o planejamento dos modelos de regressão mais adequados para os dados. Mapas temáticos foram construídos, com as RU agrupadas por quintis das distribuições das taxas de mortalidade, com a finalidade de identificar desigualdades regionais na mortalidade por DAC.

As tabelas 23 e 24 mostram as distribuições das taxas de mortalidade por DAC nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001 para os sexos masculino e feminino. Para ambos os sexos, as taxas brutas e padronizadas tiveram maior coeficiente de variação, ao passo que os estimadores bayesianos empíricos locais tiveram a menor variabilidade, devido à suavização da flutuação aleatória. As tabelas 25 e 26 trazem os mesmos indicadores para a faixa etária de 35 a 64 anos. A variabilidade das taxas nesta faixa etária foi muito maior, com o coeficiente de variação chegando a quase 100% no sexo feminino, mas novamente com grande suavização pelo estimador bayesiano empírico local.

Nos gráficos 19 e 20 são mostrados histogramas dos números de óbitos e das razões de mortalidade padronizada (RMP) nas RU nos sexos masculino e feminino. Todos estes indicadores tiveram distribuições assimétricas positivas.

Tabela 23 - Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Medidas	Taxas brutas*	Taxas padronizadas*	Estimadores bayesianos*
Mínimo	0	0	48
Máximo	873	710	614
Mediana	262	266	262
Média	255	268	272
Desvio-padrão	147	156	77
Coeficiente de variação	58%	58%	28%

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Taxas por 100.000 habitantes.

Tabela 24 - Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Medidas	Taxas brutas*	Taxas padronizadas*	Estimadores bayesianos*
Mínimo	0	0	97
Máximo	797	811	626
Mediana	186	219	219
Média	204	220	230
Desvio-padrão	127	133	72
Coeficiente de variação	62%	60%	32%

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Taxas por 100.000 habitantes.

Tabela 25 - Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Medidas	Taxas brutas*	Taxas padronizadas*	Estimadores bayesianos*
Mínimo	0	0	77
Máximo	1.493	1.441	816
Mediana	314	305	312
Média	322	320	329
Desvio-padrão	251	244	120
Coeficiente de variação	78%	76%	37%

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Taxas por 100.000 habitantes.

Tabela 26 - Estatísticas básicas das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Medidas	Taxas brutas*	Taxas padronizadas*	Estimadores bayesianos*
Mínimo	0	0	54
Máximo	1.042	1.241	383
Mediana	167	170	170
Média	195	202	182
Desvio-padrão	190	197	70
Coefficiente de variação	97%	98%	39%

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Taxas por 100.000 habitantes.

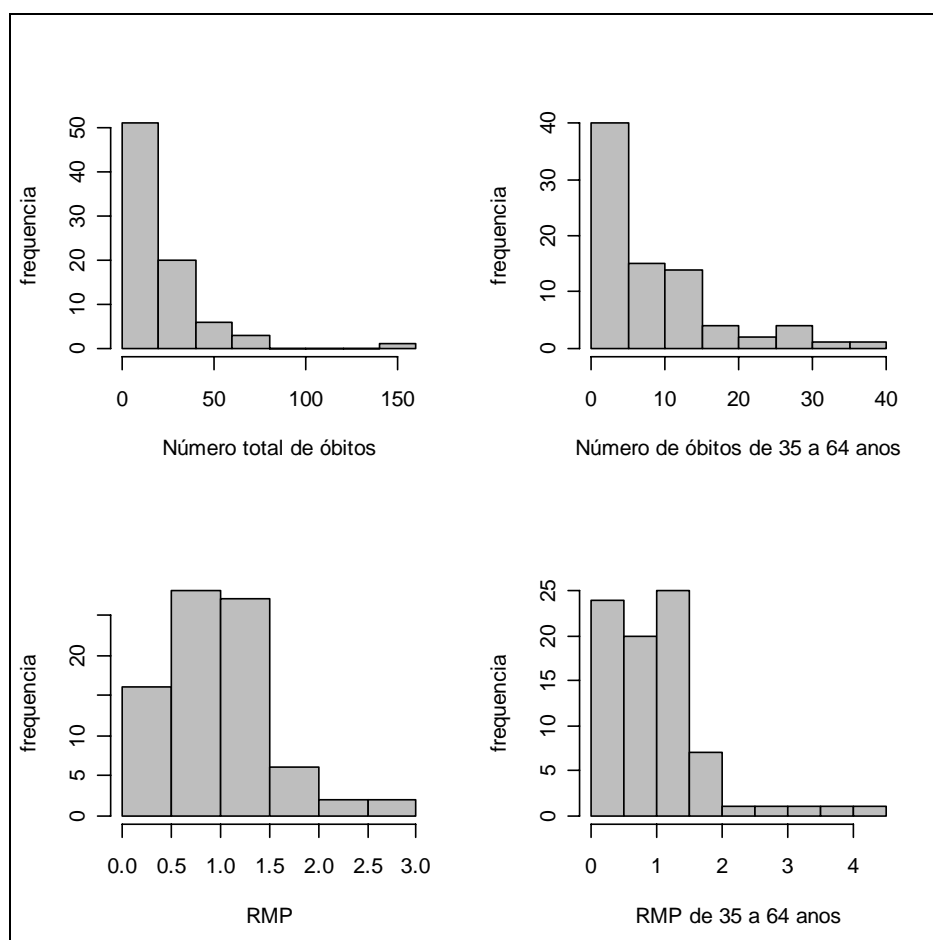


Gráfico 19: Histogramas do número de óbitos e das razões de mortalidade padronizada (RMP) por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.

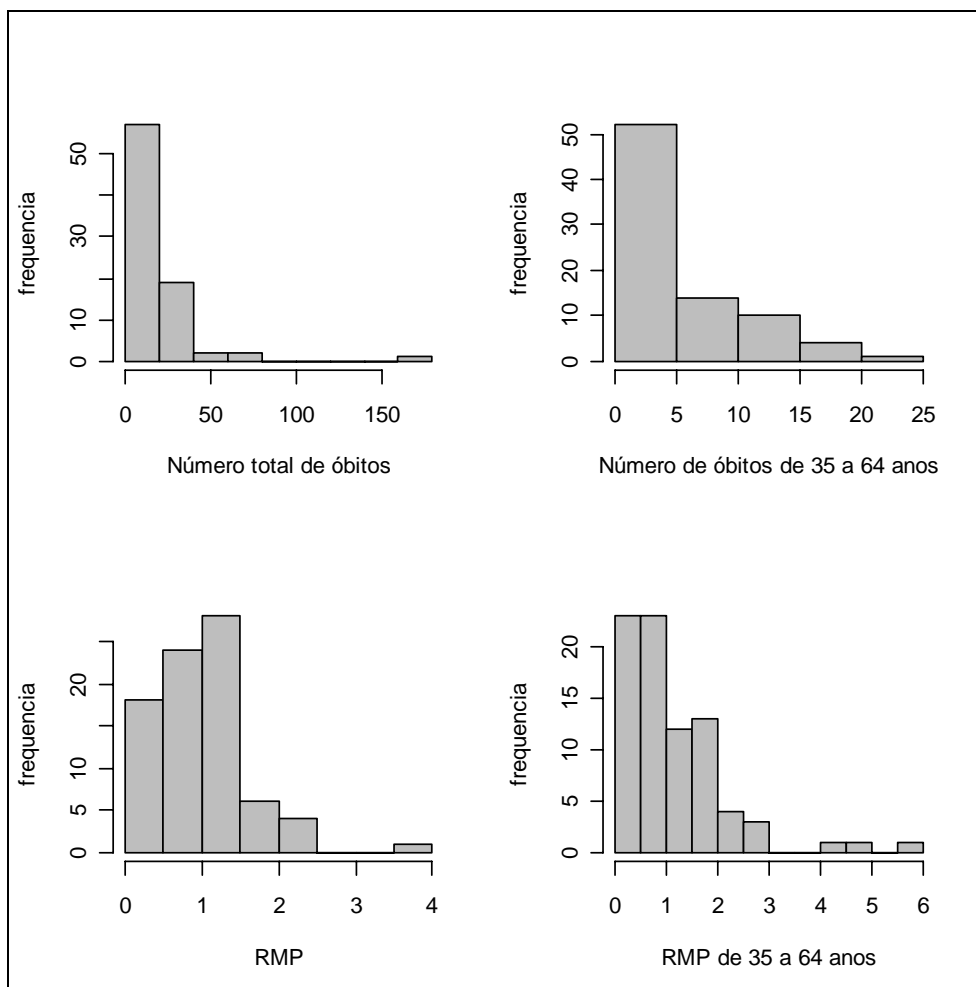
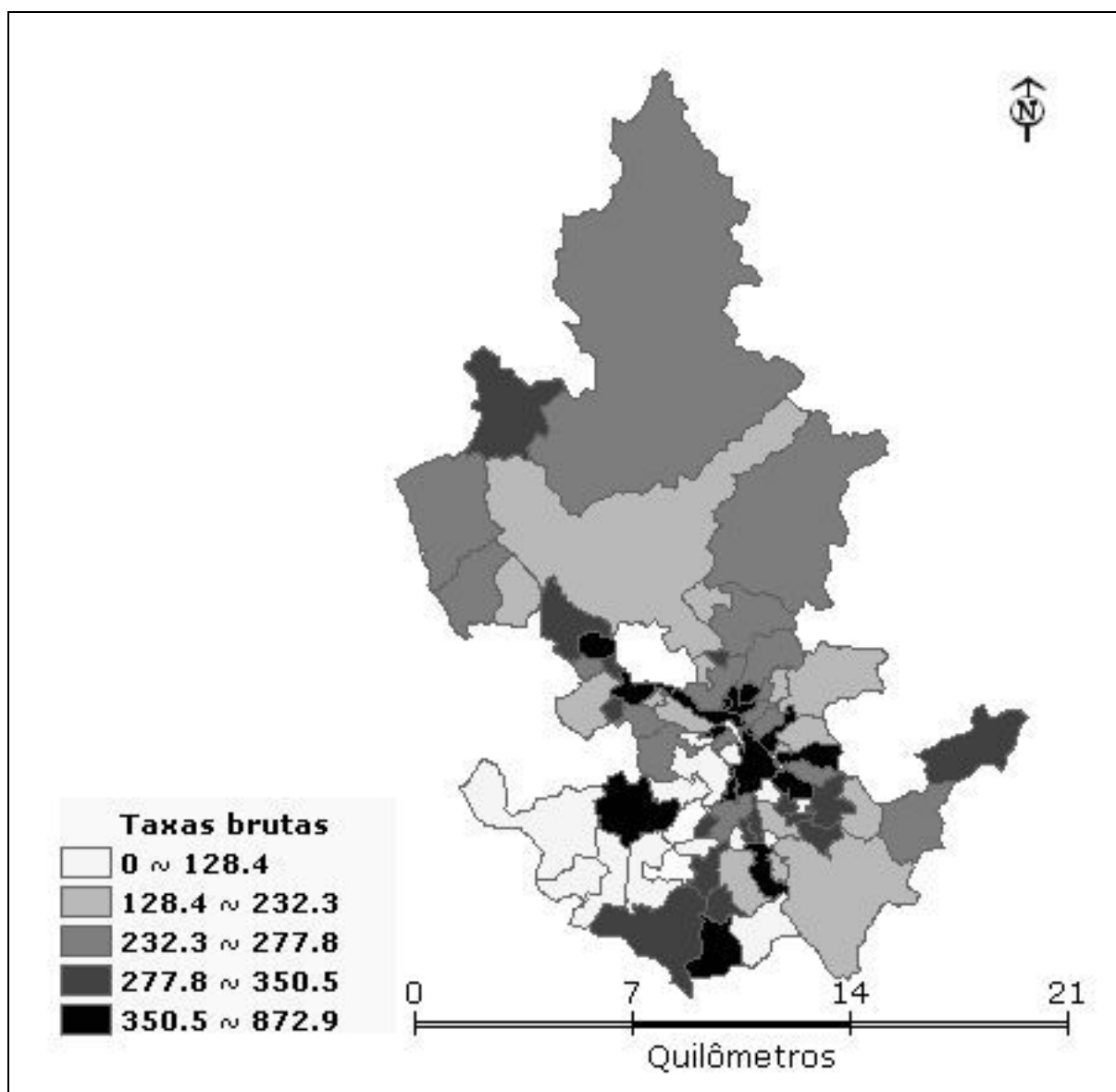


Gráfico 20: Histogramas do número de óbitos e das razões de mortalidade padronizada (RMP) por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.

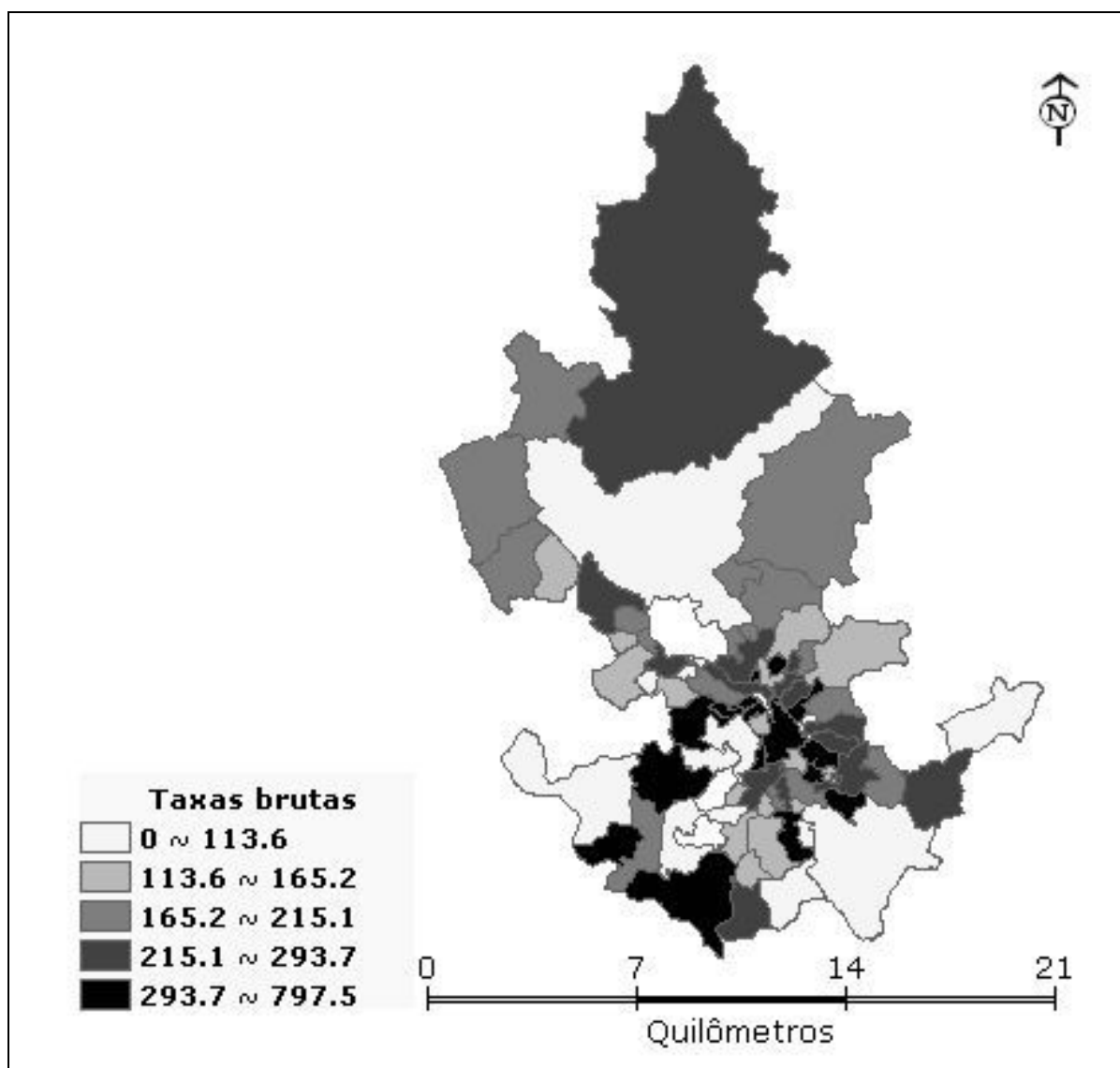
Os mapas temáticos mostram que as taxas brutas (mapas 20, 21, 22 e 23) não tiveram uma região administrativa (RA) de predomínio, ao passo que as taxas padronizadas por idade (mapas 24, 25, 26 e 27) e os estimadores bayesianos empíricos locais (mapas 28, 29, 30 e 31) foram maiores nas RU fora da região administrativa central. Esta desigualdade entre RA central e RA periféricas é mais nítida nos mapas dos estimadores bayesianos que, ao reduzirem a flutuação aleatória, tornaram os vizinhos mais semelhantes.



Mapa 20: Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

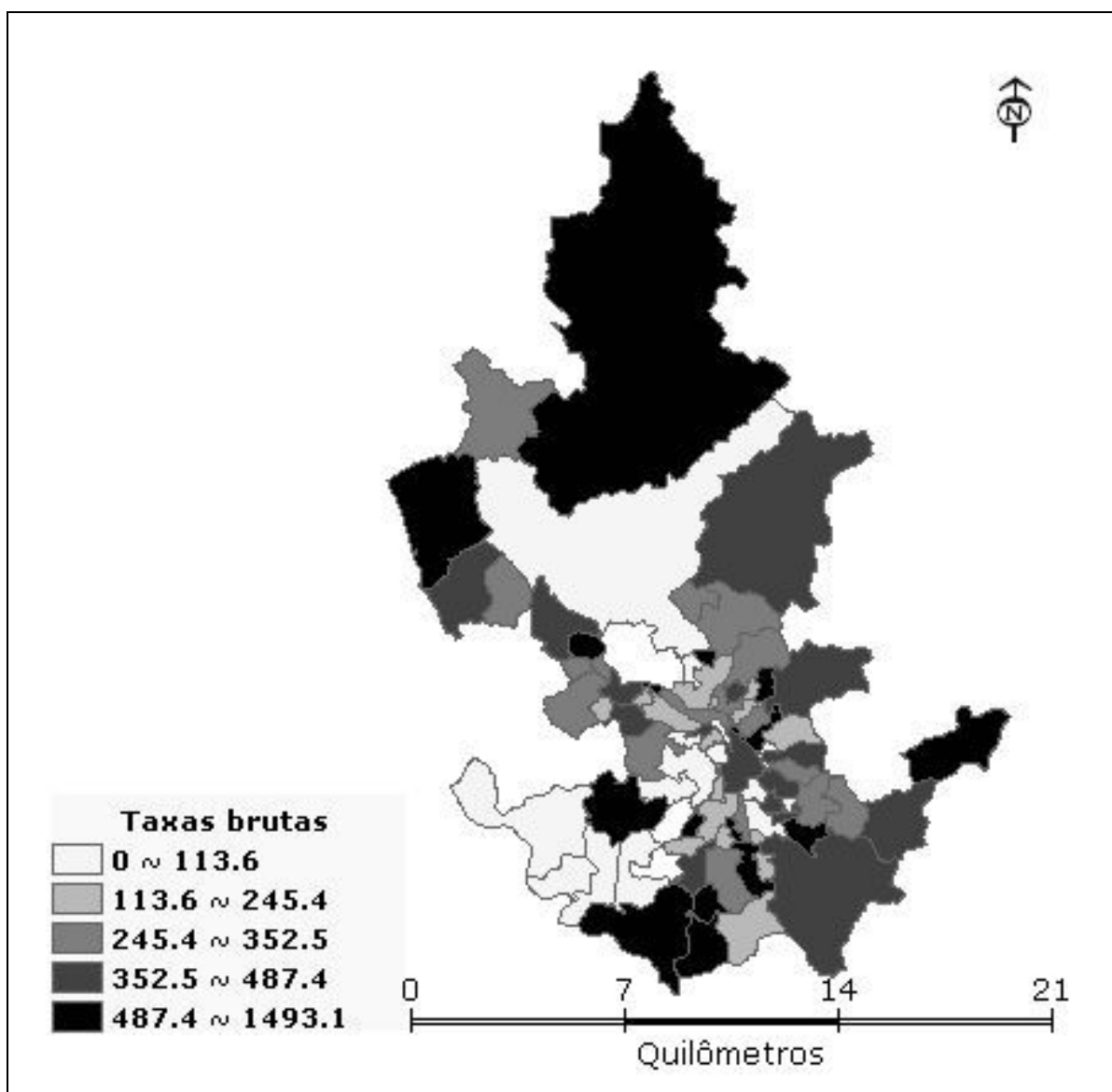
Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.





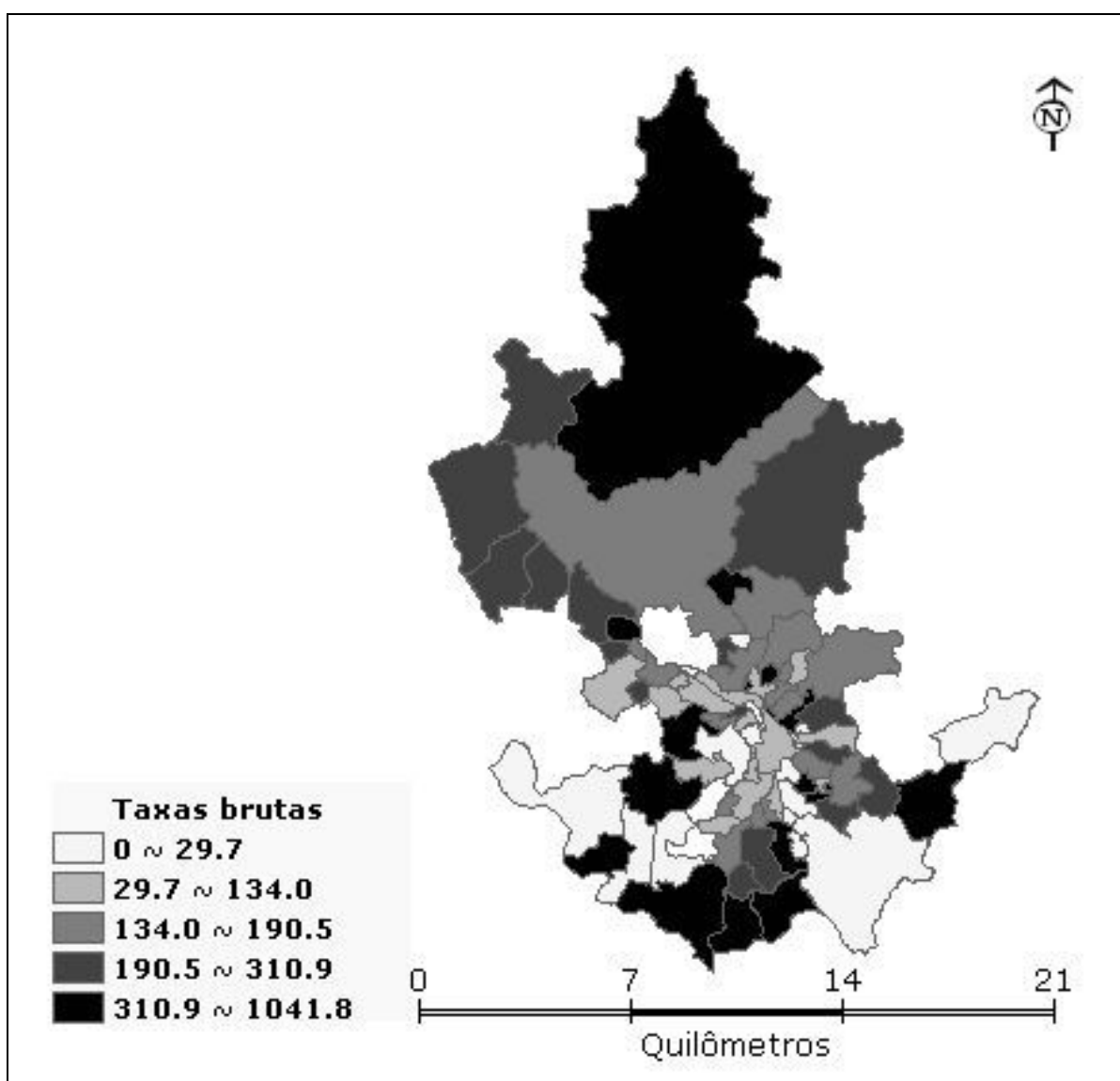
Mapa 21: Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.



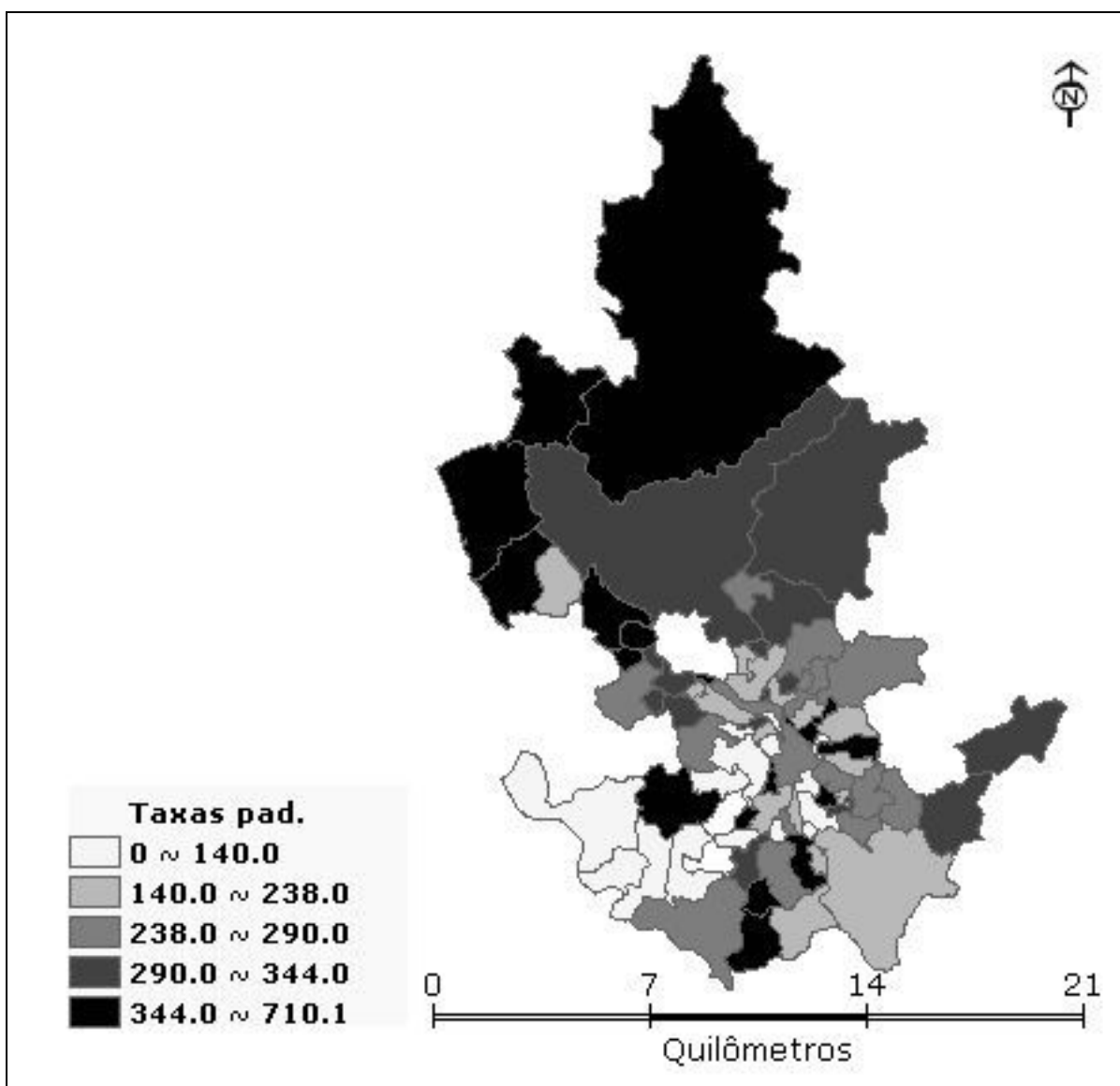
Mapa 22: Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.



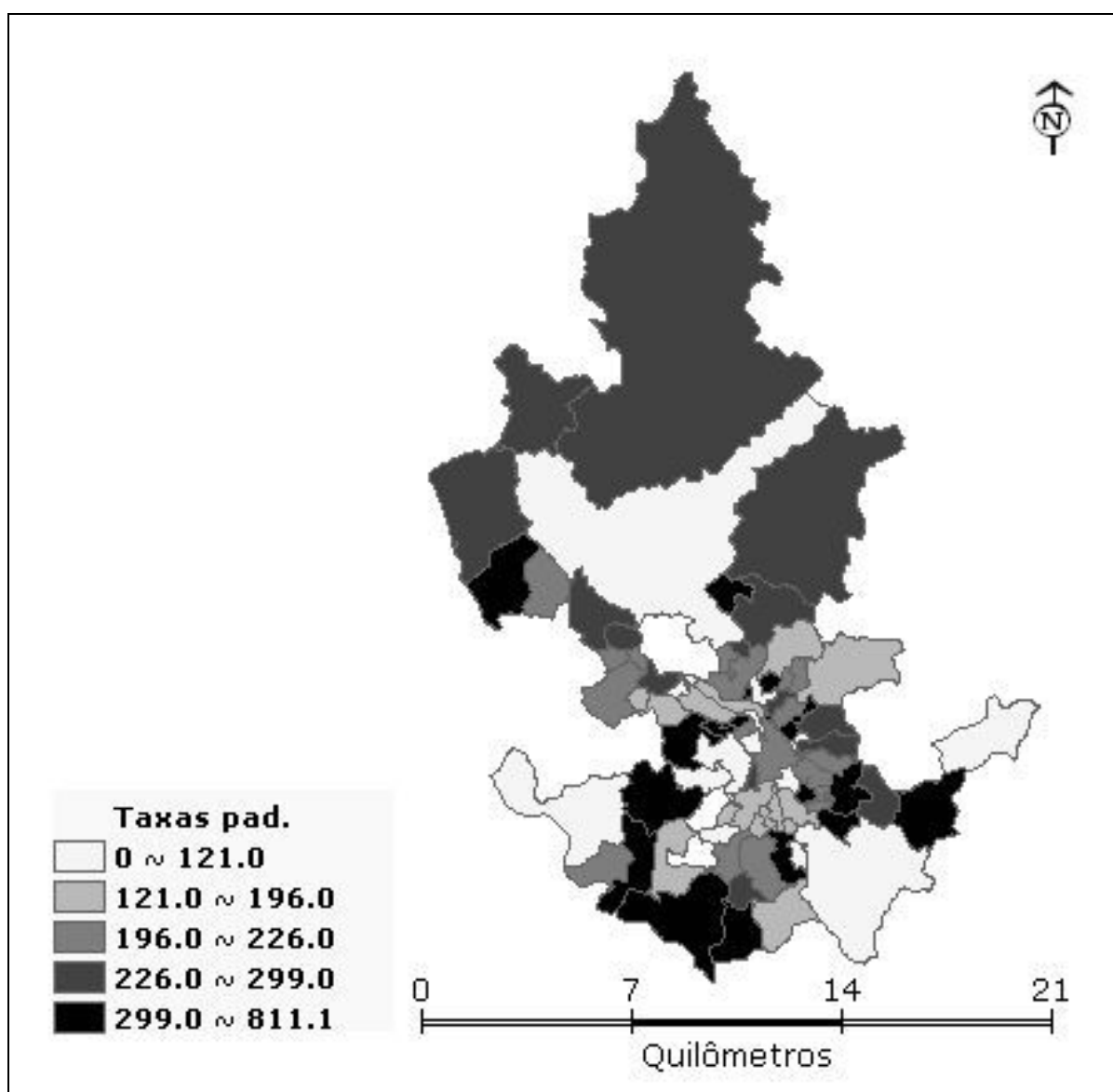
Mapa 23: Taxas brutas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.



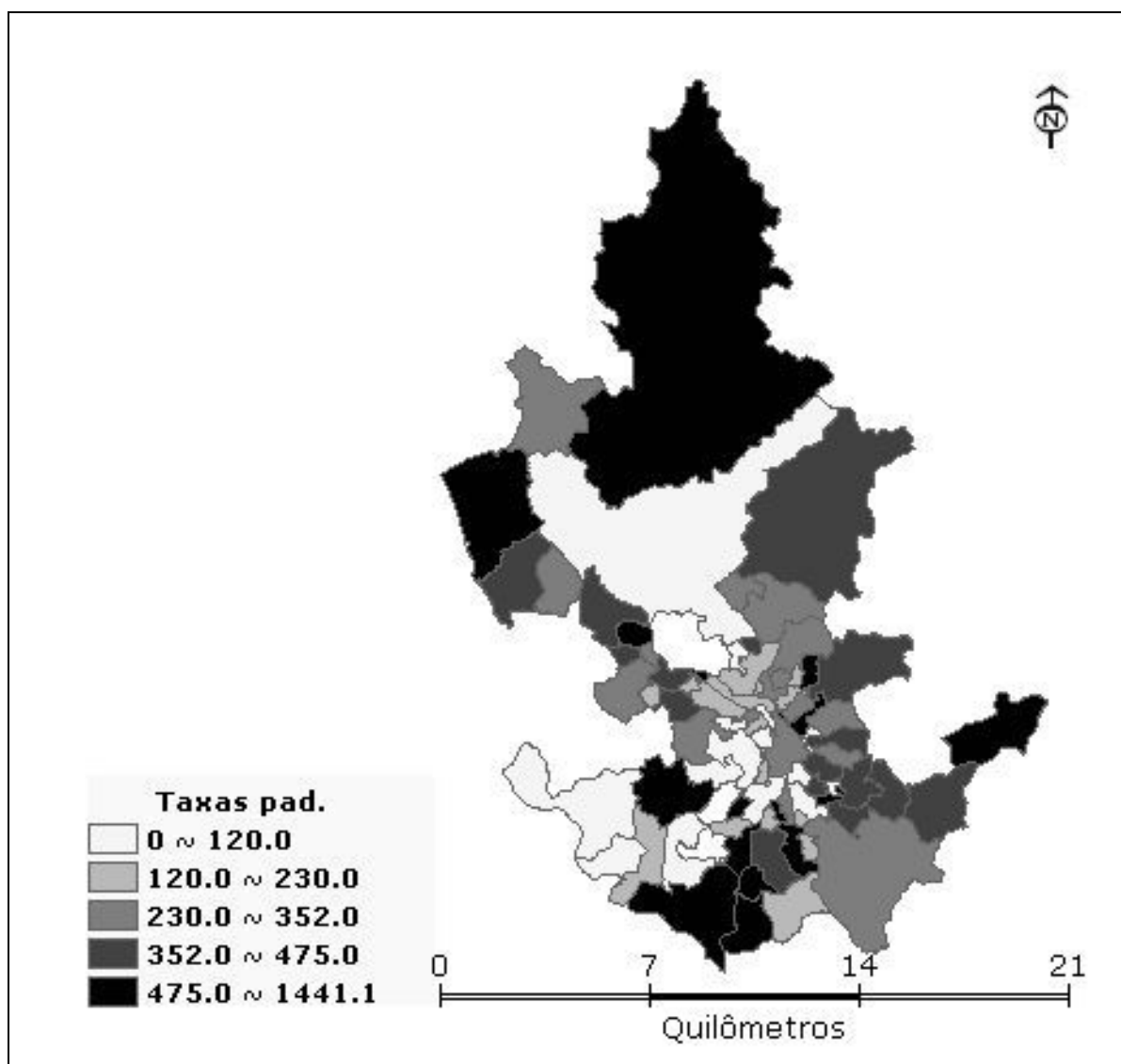
Mapa 24: Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab., padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.



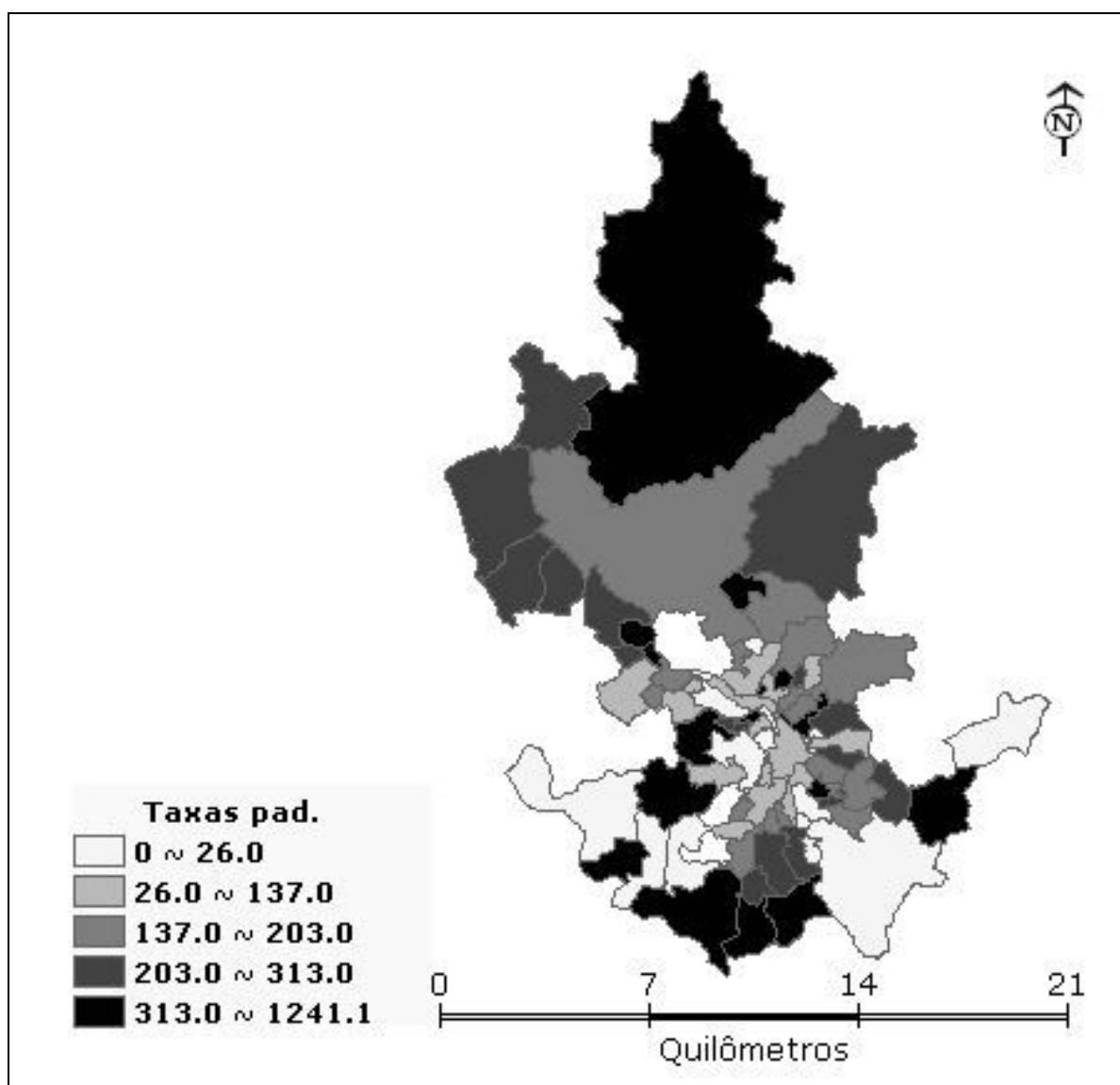
Mapa 25: Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab., padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.



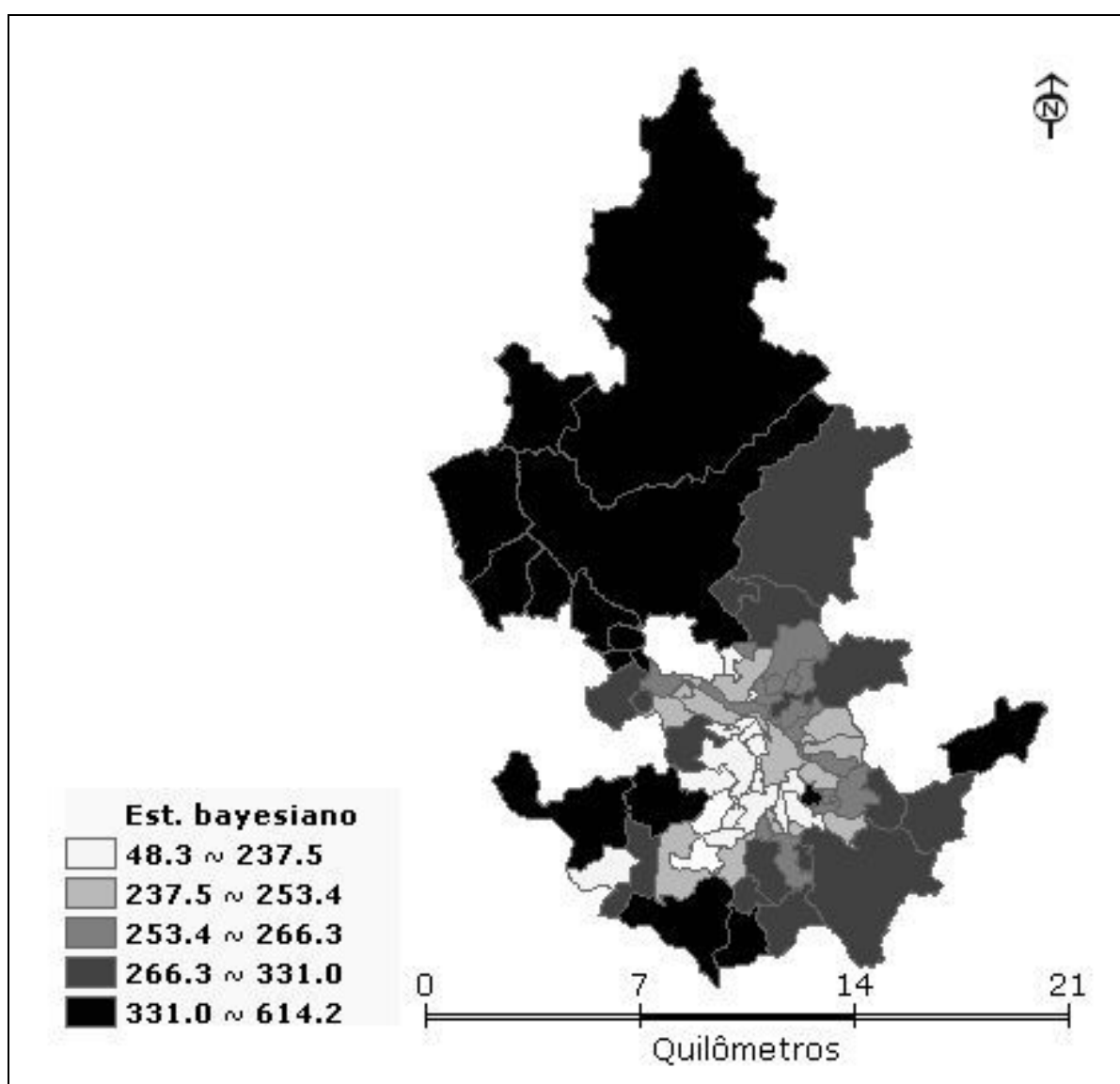
Mapa 26: Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab., padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.



Mapa 27: Taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

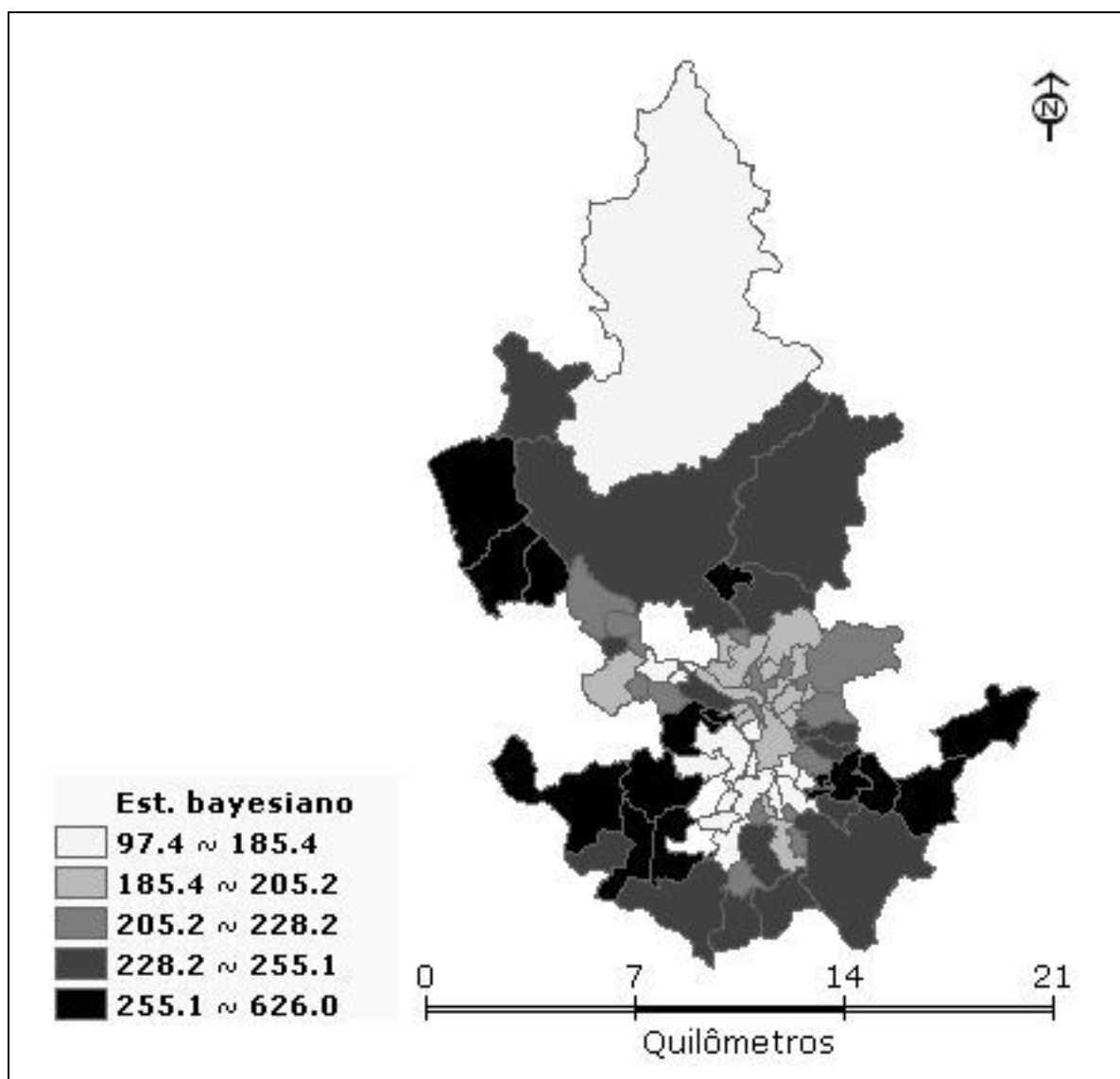
Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab., padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.



Mapa 28: Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

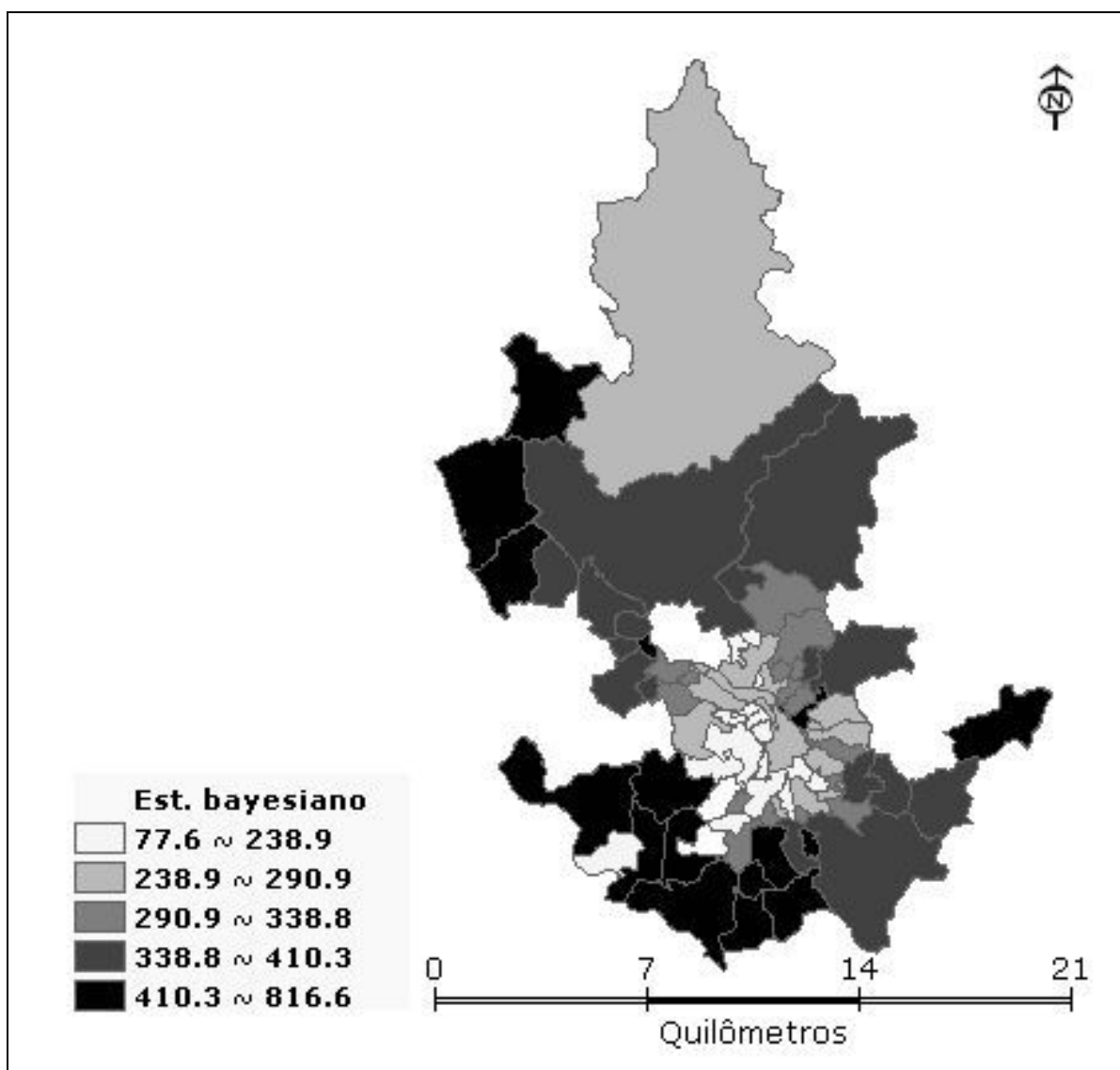
Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.





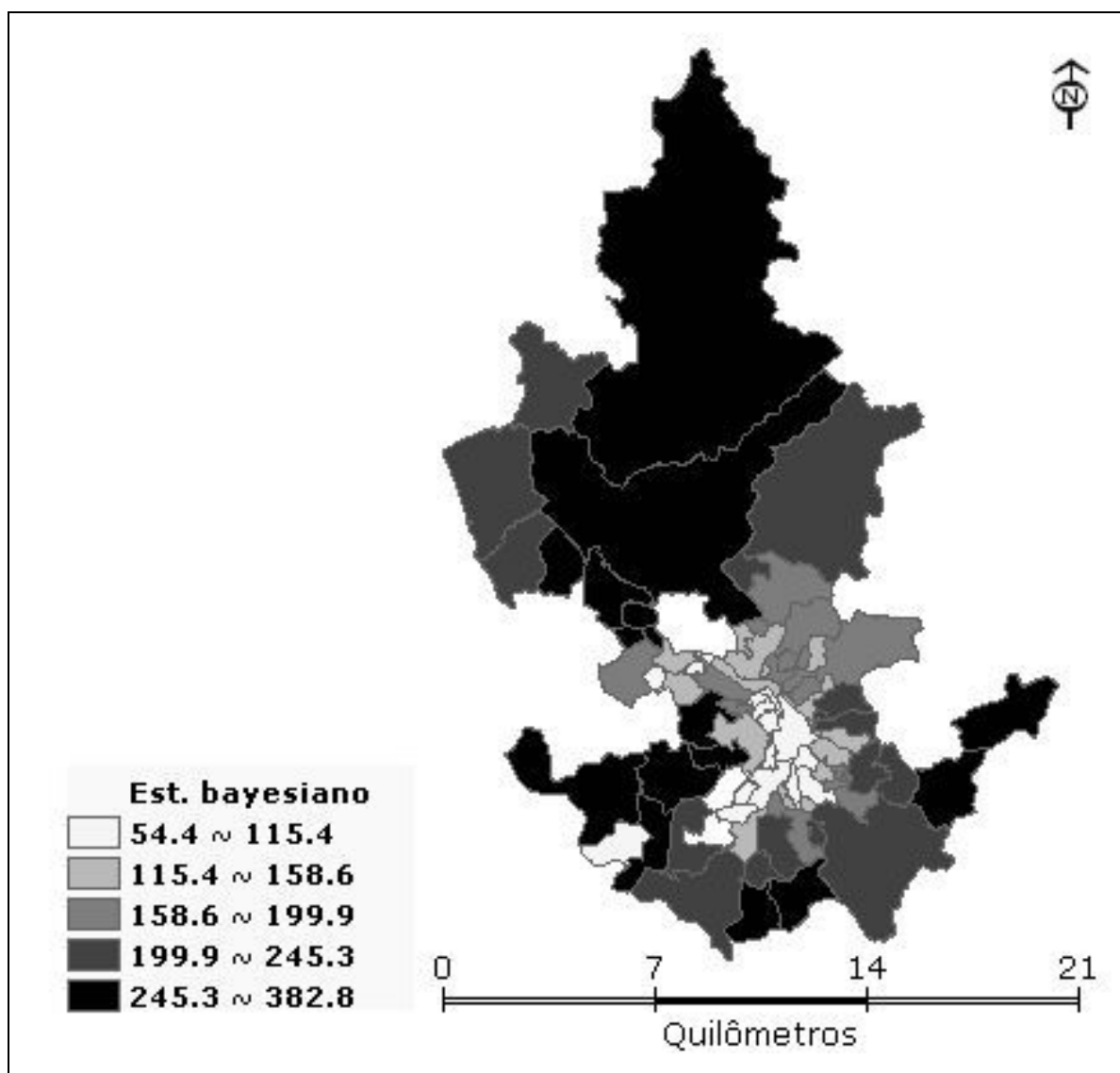
Mapa 29: Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.



Mapa 30: Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.



Mapa 31: Estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC no sexo feminino na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora. Taxas por 100.000 hab.

Para identificar se as taxas e razões de mortalidade padronizadas por DAC possuíam dependência espacial que precisasse ser incorporada aos modelos de regressão, foram calculadas medidas de auto-correlação espacial destes indicadores. Os coeficientes I de Moran não foram estatisticamente significantes (tabela 27). Os correlogramas também não mostraram coeficientes estatisticamente significantes até os vizinhos de quinta ordem, com exceção da faixa etária de 35 a 64 anos no sexo feminino, onde o correlograma apresentou coeficientes estatisticamente significantes, embora de pequena magnitude, para os vizinhos de segunda e de quinta ordem (gráficos 21, 22, 23 e 24). Em relação à função de auto-correlação local LISA, para o sexo feminino nenhuma RU teve índice local de Moran estatisticamente significativo, enquanto para o sexo masculino apenas cinco RU tiveram este índice significativo para todas as faixas etárias combinadas e seis RU na faixa etária de 35 a 64 anos, de um total de 81 RU. Estas RU são mostradas nos mapas 32 e 33, onde pode-se verificar que estão dispersas no município.

Em resumo, as taxas e razões de mortalidade padronizadas por DAC nas RU de Juiz de Fora tiveram distribuição assimétrica, sem dependência espacial importante, embora perceba-se nos mapas temáticos o predomínio de valores mais altos em RU mais periféricas.

Tabela 27 - Medidas de auto-correlação espacial para as taxas padronizadas de mortalidade por DAC por RU de Juiz de Fora em 2000.

Variável	Coefficiente I de Moran	p-valor
Taxa geral*	-0,08	0,810
Taxa 35-64 anos*	-0,09	0,858
Taxa masculina*	0,01	0,373
Taxa masc. 35-64 anos*	-0,06	0,742
Taxa feminina*	-0,08	0,842
Taxa fem. 35-64 anos*	0,01	0,373
RMP** masculina	-0,02	0,515
RMP** masc. 35-64 anos	-0,05	0,695
RMP** feminina	-0,07	0,794
RMP** fem. 35-64 anos	-0,01	0,438

Fonte: O autor (2008), com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Taxas por 100.000 hab. e padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.

\*\* RMP: razão de mortalidade padronizada.

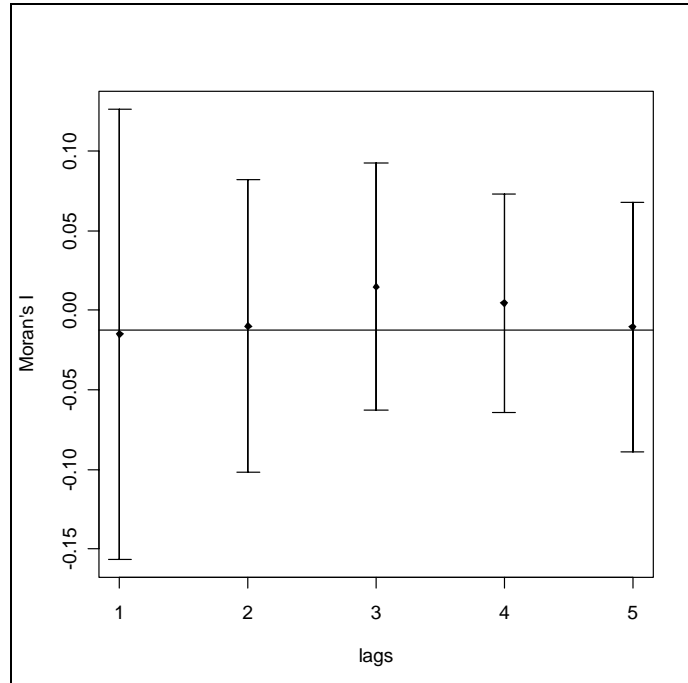


Gráfico 21: Correlograma das RMP por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008).

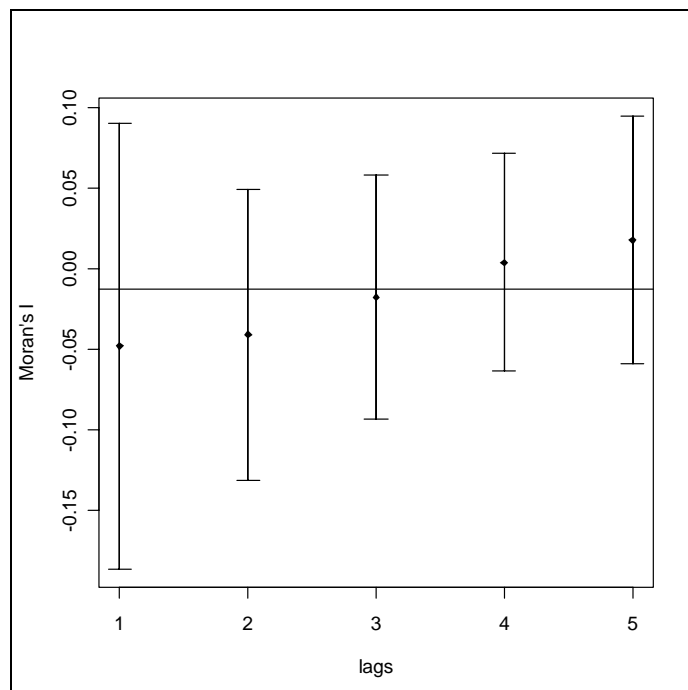


Gráfico 22: Correlograma das RMP por DAC no sexo masculino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008).

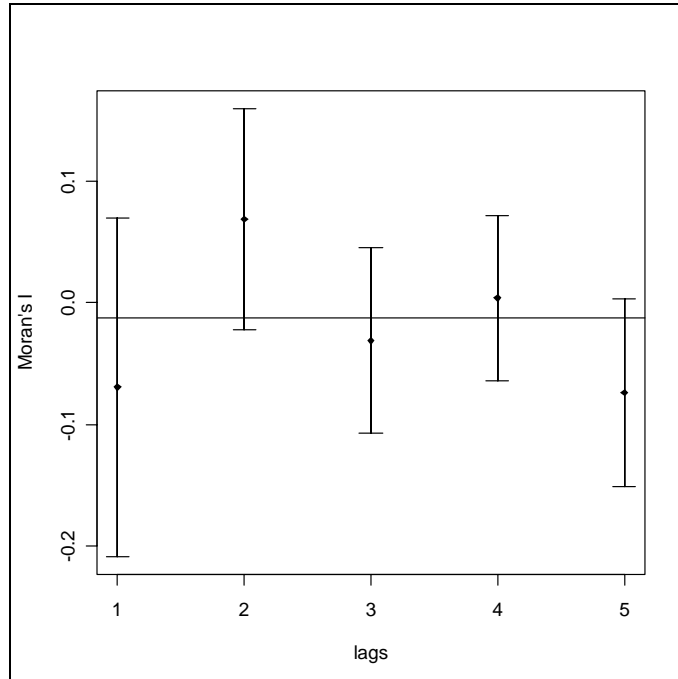


Gráfico 23: Correlograma das RMP por DAC no sexo feminino nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008).

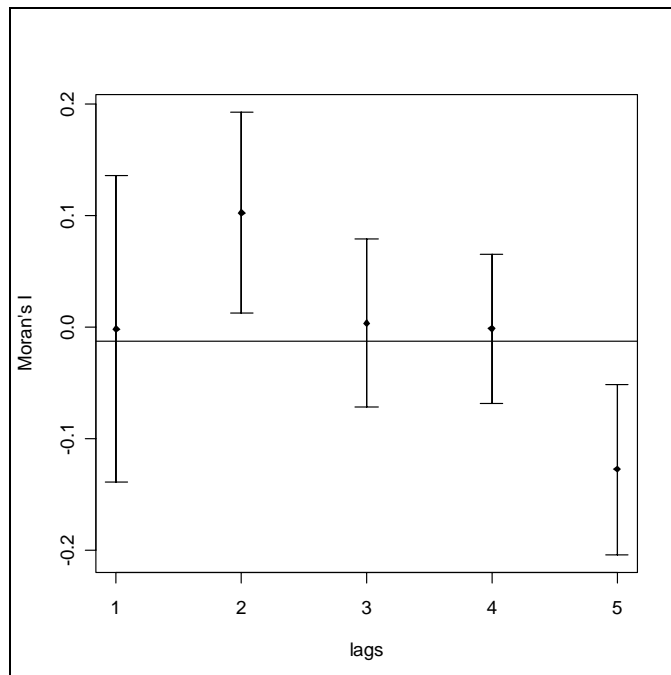
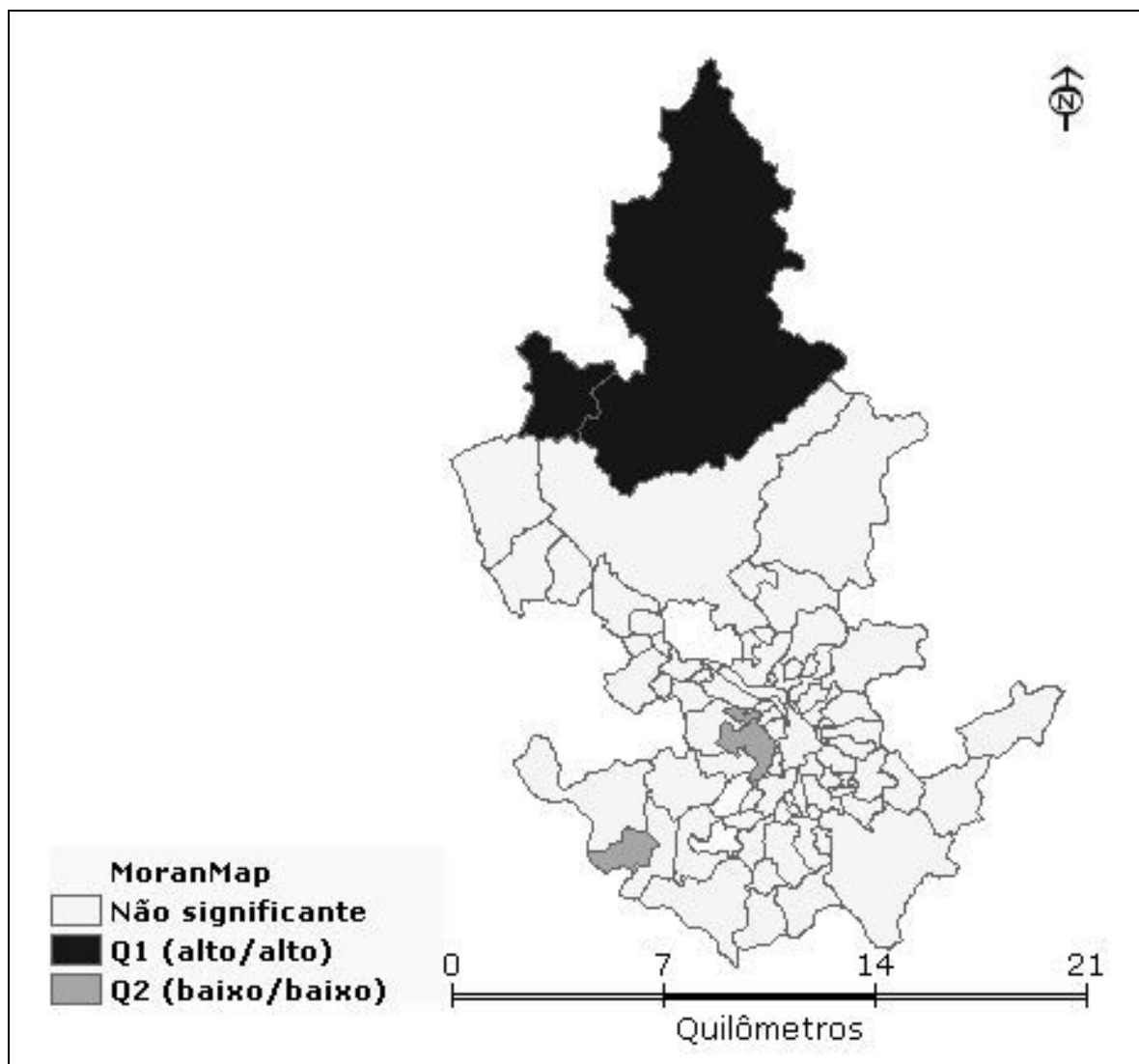


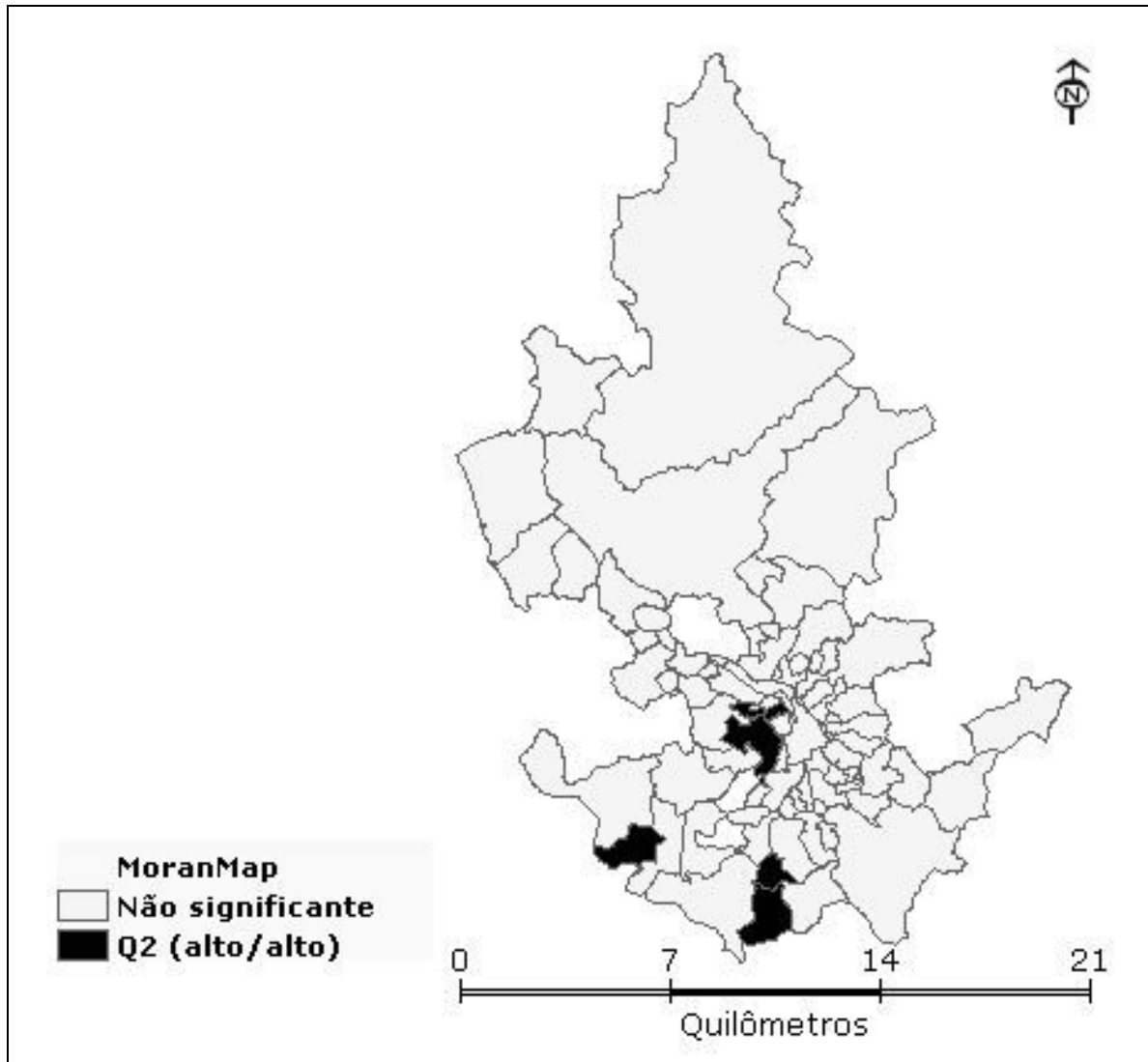
Gráfico 24: Correlograma das RMP por DAC no sexo feminino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora em 1999-2001.

Fonte: O autor (2008).



Mapa 32: MoranMap das taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.



Mapa 33: MoranMap das taxas padronizadas de mortalidade por DAC no sexo masculino na faixa etária de 35 a 64 anos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.



## 5.4 MODELOS DE REGRESSÃO

Na avaliação das distribuições dos indicadores socioeconômicos e das taxas e razões de mortalidade padronizadas por DAC nas RU de Juiz de Fora, nas sessões anteriores, percebeu-se uma similaridade nos padrões espaciais, com as RU que têm melhores condições socioeconômicas apresentando taxas de mortalidade mais baixas. Para testar de uma maneira mais formal esta hipótese, além de explorar esta relação em gráficos de dispersão, foram utilizadas análise de correlação e modelos de regressão.

Inicialmente foram feitos gráficos de dispersão entre as razões de mortalidade padronizadas (RMP) e os indicadores socioeconômicos. Os gráficos sugerem correlação negativa entre RMP e IDS e correlação positiva entre RMP e renda e escolaridade baixas. Na faixa etária de 35 a 64 anos a correlação foi um pouco mais nítida. A variabilidade das RMP foi muito grande e não constante para os vários níveis dos indicadores socioeconômicos, indicando heterocedasticidade, que foi diminuída pelo uso do logaritmo das RMP (gráficos 25, 26, 27, 28, 29 e 30). Os coeficientes de correlação de Spearman entre as RMP e os indicadores socioeconômicos confirmaram a avaliação visual dos diagramas de dispersão, mostrando coeficientes de moderada magnitude, variando entre -0,21 a -0,43 para o IDS e entre 0,21 a 0,48 para os indicadores de renda e escolaridade baixas (tabela 28).

Para modelar a relação entre RMP por DAC e indicadores socioeconômicos, optou-se inicialmente pela regressão de Poisson, pelo fato da variável dependente representar dados de contagem e ter apresentado distribuição assimétrica, além dos diagramas de dispersão entre variáveis dependentes e independentes terem mostrado grande variabilidade e indícios de heterocedasticidade. Os modelos de Poisson mostraram super-dispersão, o que indicou a necessidade de se buscar alternativas; a escolha recaiu nos modelos de quase-Poisson e binomiais negativos. Como as RMP não mostraram auto-correlação espacial significativa, não foi necessário incorporar a estrutura espacial aos modelos. Foram feitos testes de auto-correlação espacial dos resíduos dos modelos e os coeficientes I de Moran foram de pequena magnitude e sem significância estatística (dados não mostrados).

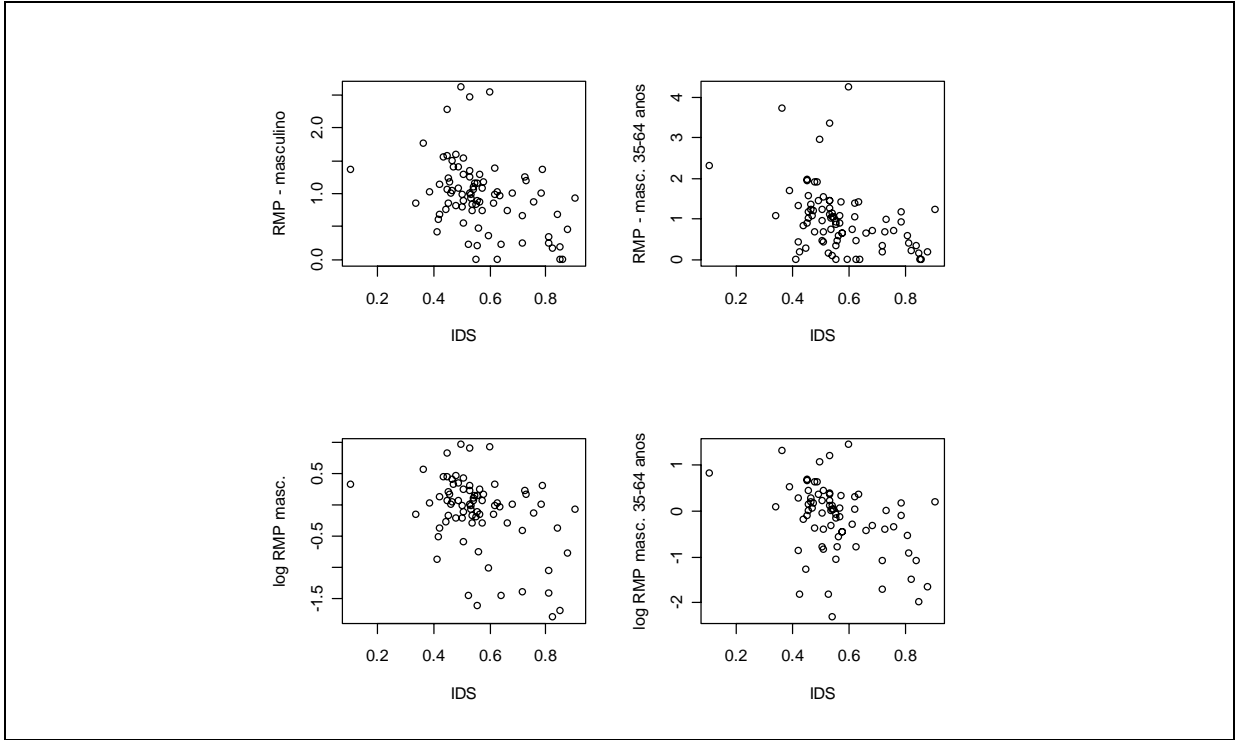


Gráfico 25: Diagramas de dispersão entre o IDS e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: O autor (2008).

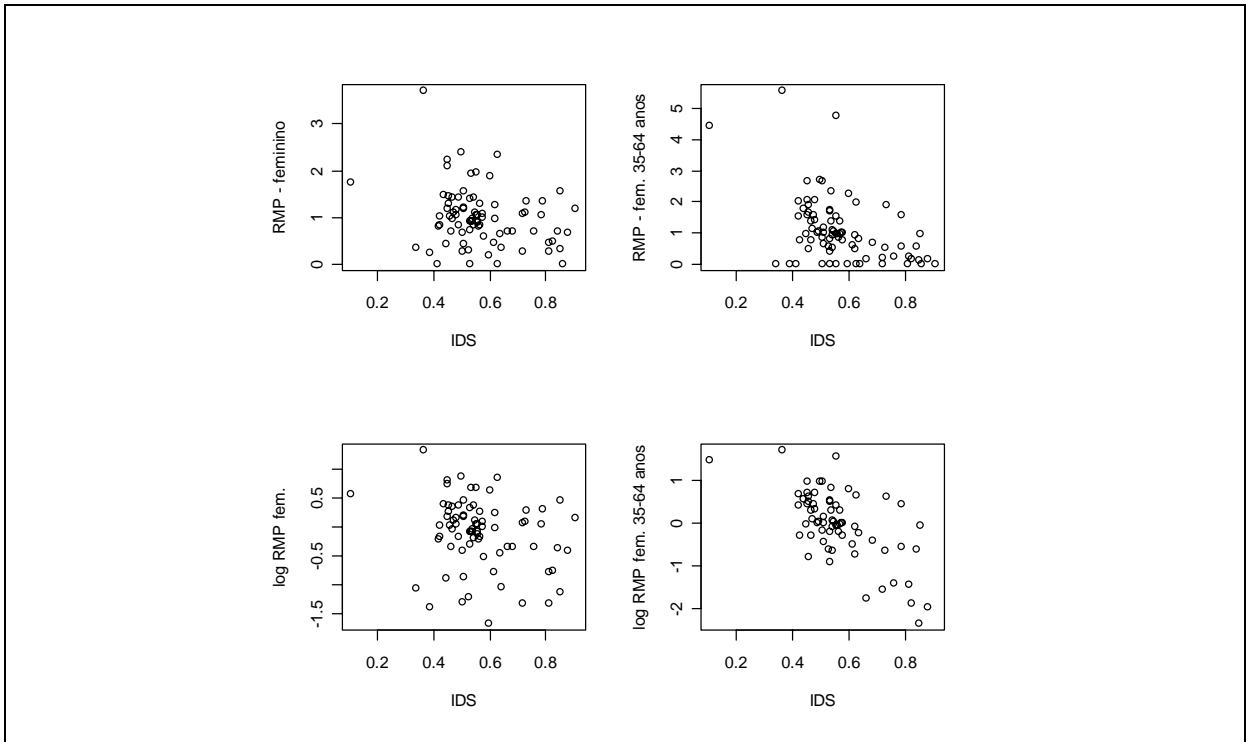


Gráfico 26: Diagramas de dispersão entre o IDS e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000.  
Fonte: O autor (2008).

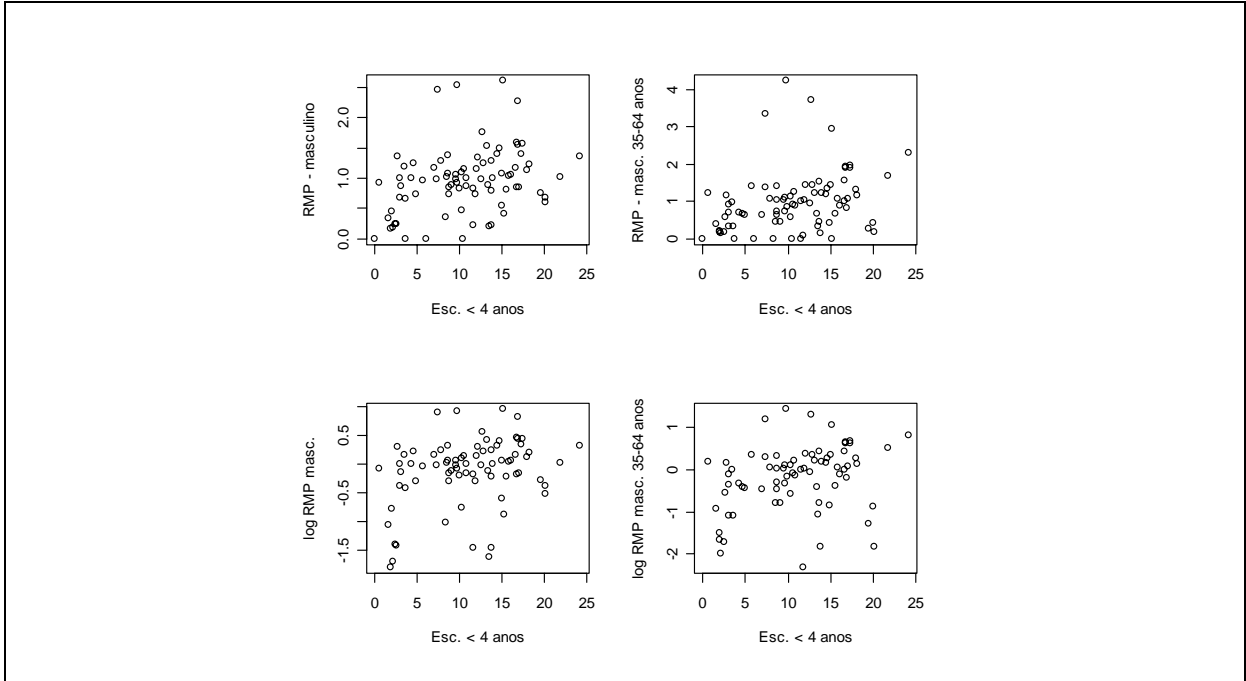


Gráfico 27: Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade menor que 4 anos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008).

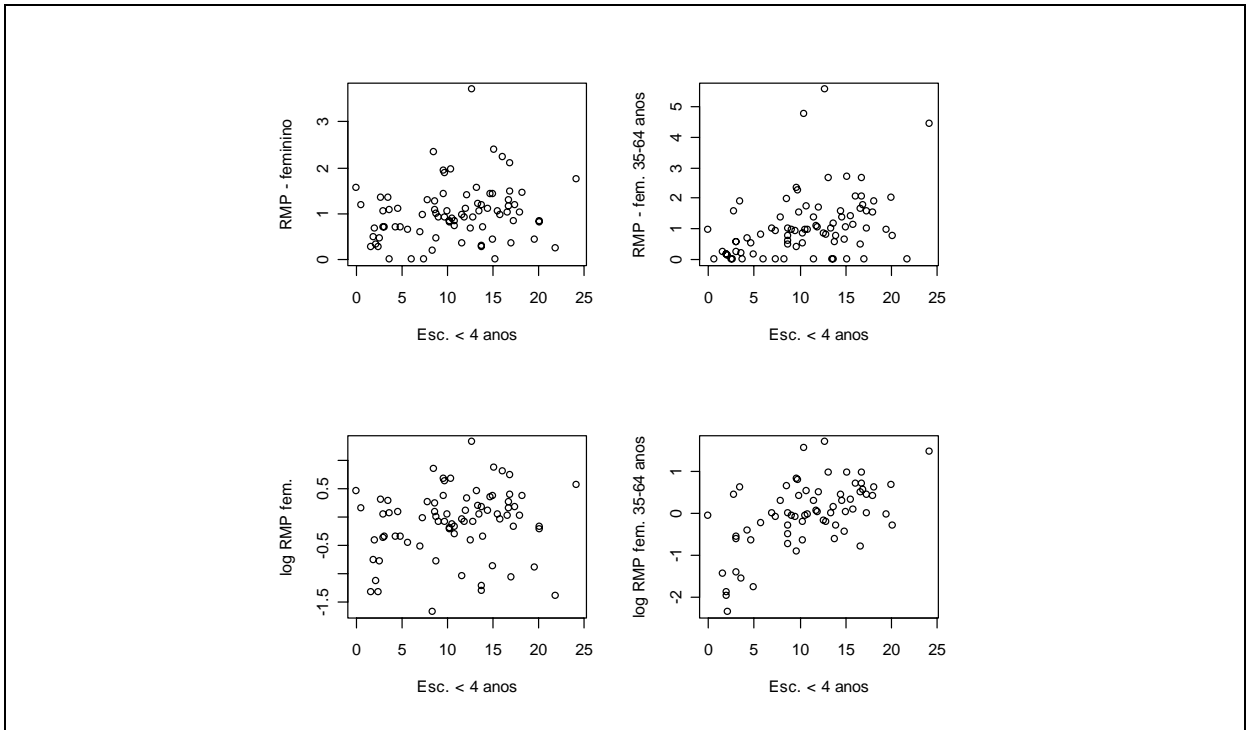


Gráfico 28: Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade menor que 4 anos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008).

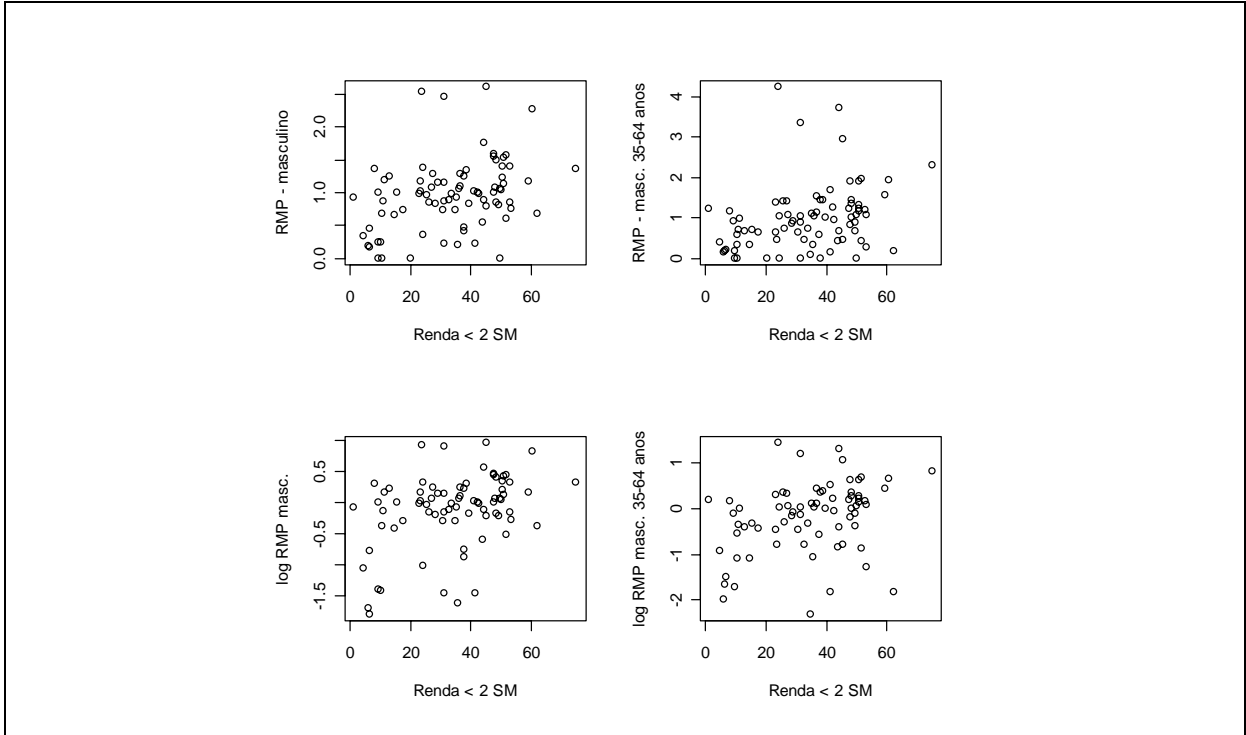


Gráfico 29: Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo masculino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em ano 2000.

Fonte: O autor (2008).

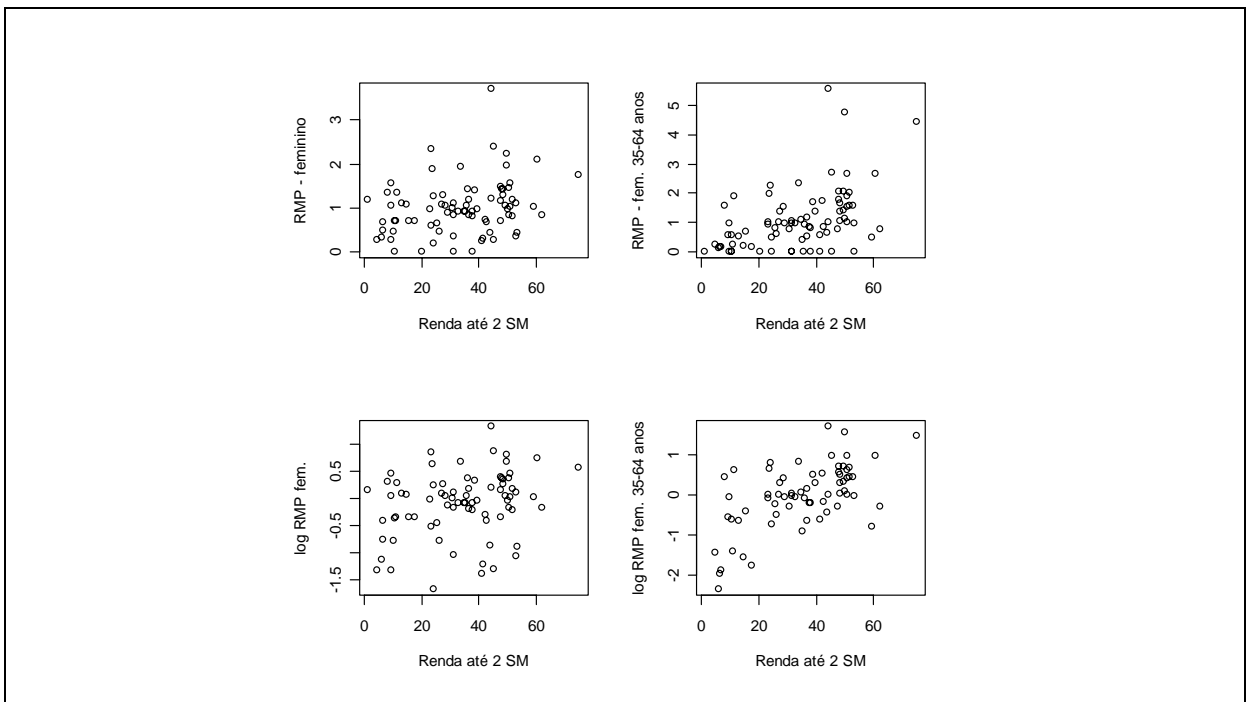


Gráfico 30: Diagramas de dispersão entre a proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos e as RMP e o logaritmo das RMP no sexo feminino geral e na faixa etária 35-64 anos nas RU de Juiz de Fora em 2000.

Fonte: O autor (2008).

Tabela 28 - Coeficientes de correlação de Spearman entre RMP e indicadores socioeconômicos nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Subgrupos		Indicador	Coeficiente	p-valor
Sexo	Faixa etária			
Masculino	Geral	IDS	-0,40	0,000
		Renda	0,35	0,001
		Escolaridade	0,34	0,002
	35 a 64 anos	IDS	-0,43	0,000
		Renda	0,38	0,000
		Escolaridade	0,37	0,001
Feminino	Geral	IDS	-0,21	0,055
		Renda	0,27	0,015
		Escolaridade	0,21	0,064
	35 a 64 anos	IDS	-0,43	0,000
		Renda	0,48	0,000
		Escolaridade	0,42	0,000

Fonte: O autor (2008).

Foram feitos modelos de regressão separados para os sexos masculino e feminino, geral e na faixa etária de 35 a 64 anos, tendo a RMP como variável resposta. Foram testados modelos com um único indicador socioeconômico como variável explicativa (IDS, proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos ou proporção de responsáveis pelo domicílio com escolaridade menor que 4 anos) e com 2 indicadores como variáveis explicativas, adicionando a cada um dos anteriores um indicador de cobertura ótima de saneamento básico (no mínimo 95% dos domicílios com rede de esgoto) ou outros indicadores de renda, escolaridade e estrutura do domicílio. Os modelos com 2 variáveis explicativas tiveram uma *deviance* praticamente igual aos modelos com uma única variável, ou seja, a segunda variável não alcançou significância estatística e seu acréscimo não melhorou o ajuste do modelo (dados não mostrados), por isso foram mantidos apenas os modelos com uma variável explicativa. Os indicadores de renda e escolaridade tiveram sua escala alterada de 0 a 100 para 0 a 1 nos modelos, para facilitar a comparação com os modelos com o IDS, que varia de 0 a 1. Como os modelos com renda e escolaridade foram muito

semelhantes, são mostrados aqui apenas os resultados dos modelos com o IDS e com renda baixa.

As tabelas 29 e 30 trazem os coeficientes dos indicadores nos modelos de regressão. Os modelos de quasi-Poisson tiveram os mesmos coeficientes dos modelos de Poisson, mas com erros-padrão maiores; os modelos binomiais negativos tiveram coeficientes maiores, com erros-padrão também maiores. Na realidade, como houve super-dispersão, os modelos de Poisson subestimaram os erros-padrão, que tiveram uma melhor estimativa pelos outros dois modelos.

A comparação entre a *deviance* e o AIC dos modelos está nas tabelas 31 e 32. Os modelos de quase-Poisson não têm o AIC calculado e têm valores de *deviance* iguais aos modelos de Poisson. A comparação entre os modelos de Poisson e os binomiais negativos foi favorável a estes últimos, com menores AIC e *deviance*. Os modelos para o sexo feminino na faixa etária de 35 a 64 anos tiveram ajuste melhor, com a *deviance* e o AIC com valores menores. Todos os modelos tiveram o teste qui-quadrado da diferença entre a *deviance* do modelo em estudo e do modelo nulo estatisticamente significativo. Para todos os estratos de sexo e faixa etária os modelos com o IDS tiveram ajuste um pouco melhor, indicado pela medida da *deviance* e do AIC ligeiramente menores.

Os parâmetros de dispersão para a estimação por Quase-verossimilhança são mostrados na tabela 33; os modelos para a faixa etária de 35 a 64 anos tiveram valores bem menores, indicando nível menor de super-dispersão. Na tabela 34 estão as estimativas do parâmetro Theta para os modelos binomiais negativos; têm valores maiores os modelos para a faixa etária de 35 a 64 anos, para o sexo feminino e com o IDS.

Tabela 29 - Coeficientes dos modelos de regressão da relação entre RMP e IDS nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Sexo	Modelos		Coeficiente	Erro	Est. T	p-valor	
	Faixa etária	Modelo					
Masculino	Geral	Poisson	-1,45	0,19	-7,59	0,000	
		QP*	-1,45	0,33	-4,35	0,000	
		BN*	-1,75	0,39	-4,54	0,000	
	35 a 64 anos	Poisson	-2,38	0,34	7,03	0,000	
		QP*	-2,38	0,53	-4,51	0,000	
		BN*	-2,47	0,52	-4,77	0,000	
		Feminino	Poisson	-1,03	0,19	-5,37	0,000
			QP*	-1,03	0,32	-3,20	0,002
			BN*	-1,16	0,40	-2,93	0,003
35 a 64 anos	Poisson	-3,13	0,43	-7,33	0,000		
	QP*	-3,13	0,53	-5,93	0,000		
	BN*	-3,26	0,51	-6,38	0,000		

Fonte: O autor (2008).

\* QP: quase-Poisson. BN: binomial negativo.

Tabela 30 - Coeficientes dos modelos de regressão da relação entre RMP e renda baixa nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Sexo	Modelos		Coeficiente	Erro	Est. T	p-valor		
	Faixa etária	Modelo						
Masculino	Geral	Poisson	1,09	0,16	6,91	0,000		
		QP*	1,09	0,28	3,87	0,000		
		BN*	1,28	0,33	3,93	0,000		
	35 a 64 anos	Poisson	1,70	0,26	6,41	0,000		
		QP*	1,70	0,43	3,97	0,000		
		BN*	1,76	0,43	4,06	0,000		
		Feminino	Geral	Poisson	0,82	0,16	5,09	0,000
				QP*	0,82	0,27	3,00	0,004
				BN*	0,95	0,33	2,91	0,004
35 a 64 anos	Poisson	2,36	0,33	7,15	0,000			
	QP*	2,36	0,42	5,59	0,000			
	BN*	2,50	0,42	5,91	0,000			

Fonte: O autor (2008).

\* QP: quase-Poisson. BN: binomial negativo.



Tabela 31 - Medidas da *deviance* e do AIC dos modelos de regressão da relação entre RMP e IDS nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Sexo	Modelos		ND*	RD*	p-valor**	AIC*
	Faixa etária	Modelo				
Masculino	Geral	Poisson	315	254	0,000	600
		BN*	114	95	0,000	528
	35 a 64 anos	Poisson	238	183	0,000	454
		BN*	113	92	0,000	423
Feminino	Geral	Poisson	265	235	0,000	570
		BN	105	97	0,005	511
	35 a 64 anos	Poisson	188	127	0,000	360
		BN*	143	101	0,000	358

Fonte: O autor (2008).

\* BN: binomial negativo. ND: *Null Deviance*. RD: *Residual Deviance*. AIC: critério de informação de Akaike. Os modelos de quase-Poisson não têm o AIC calculado e têm os valores de *deviance* iguais aos modelos de Poisson.

\*\* Teste qui-quadrado da diferença entre a *deviance* do modelo nulo e do modelo de estudo.

Tabela 32 - Medidas da *deviance* e do AIC dos modelos de regressão da relação entre RMP e renda baixa nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Sexo	Modelos		ND*	RD*	p-valor**	AIC*
	Faixa etária	Modelo				
Masculino	Geral	Poisson	315	266	0,000	612
		BN*	109	95	0,000	532
	35 a 64 anos	Poisson	238	195	0,000	465
		BN*	107	92	0,000	427
Feminino	Geral	Poisson	265	239	0,000	574
		BN*	104	96	0,004	511
	35 a 64 anos	Poisson	188	133	0,000	367
		BN*	133	99	0,000	363

Fonte: O autor (2008).

\* BN: binomial negativo. ND: *Null Deviance*. RD: *Residual Deviance*. AIC: critério de informação de Akaike. Os modelos de quase-Poisson não têm o AIC calculado e têm os valores de *deviance* iguais aos modelos de Poisson.

\*\* Teste qui-quadrado da diferença entre a *deviance* do modelo nulo e do modelo de estudo.

Tabela 33 - Parâmetros de dispersão para a estimação por Quase-verossimilhança dos modelos de quase-Poisson.

Modelos			Parâmetro de dispersão
Sexo	Faixa etária	Variável*	
Masculino	Geral	IDS	3,05
		Renda baixa	3,18
	35 a 64 anos	IDS	2,43
		Renda baixa	2,60
Feminino	Geral	IDS	2,81
		Renda baixa	2,88
	35 a 64 anos	IDS	1,53
		Renda baixa	1,64

Fonte: O autor (2008).

\* Cada variável corresponde a um modelo de regressão.

IDS: Índice de Desenvolvimento Social.

Renda baixa: proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos.

Tabela 34 - Parâmetros Theta dos modelos binomiais negativos.

Modelos			Theta (erro-padrão)
Sexo	Faixa etária	Variável*	
Masculino	Geral	IDS	8,01 (2,19)
		Renda baixa	7,40 (1,95)
	35 a 64 anos	IDS	6,00 (2,00)
		Renda baixa	5,33 (1,68)
Feminino	Geral	IDS	8,42 (2,49)
		Renda baixa	8,19 (2,36)
	35 a 64 anos	IDS	14,9 (10,4)
		Renda baixa	10,84 (6,20)

Fonte: O autor (2008).

\* Cada variável corresponde a um modelo de regressão.

IDS: Índice de Desenvolvimento Social.

Renda baixa: proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos.

Com a finalidade de se comparar as RMP em áreas com condições socioeconômicas opostas, foram calculados riscos relativos (RR) entre as RMP correspondentes aos percentis 90 e 10 dos indicadores socioeconômicos, utilizando os coeficientes estimados pelos modelos. Os percentis dos indicadores são mostrados na tabela 35. Nas tabelas 36 e 37 são mostrados os RR calculados, com seus intervalos de confiança. Em relação às estimativas pontuais, o IDS teve RR inferiores a 1 (seu valor alto, equivalente a melhores condições socioambientais, indicando redução de risco de mortalidade por DAC) e o indicador de baixa renda teve RR maiores que 1 (maior proporção de responsáveis pelo domicílio com renda baixa indicando aumento de risco de mortalidade por DAC). Os modelos de Poisson tiveram estimativas pontuais iguais aos de quase-Poisson, diferindo apenas nos intervalos de confiança: os RR dos modelos de Poisson tiveram intervalos mais estreitos, por subestimarem o erro-padrão dos coeficientes em dados com super-dispersão, não devendo portanto serem aceitos como boas estimativas. Na comparação entre os modelos de quase-Poisson e binomiais negativos, estes últimos tiveram estimativas pontuais mais distantes da unidade, com intervalos de confiança em geral mais estreitos, alcançando portanto melhor precisão. Apesar disto, apenas os modelos para o sexo feminino da faixa etária de 35 a 64 anos tiveram RR estatisticamente significantes, ou seja, sem incluir a unidade no intervalo de confiança, tanto para os modelos de quase-Poisson quanto para os binomiais negativos.

A hipótese de associação entre mortalidade por DAC e condições socioeconômicas da RU de residência foi corroborada pelos resultados dos modelos de regressão, ao menos para o sexo feminino na faixa etária de 35 a 64 anos. Regiões urbanas com maior proporção de pessoas de baixas renda e escolaridade tiveram no triênio 1999-2001 maiores razões de mortalidade padronizadas por DAC.

Tabela 35 - Percentis das distribuições de frequência dos indicadores socioeconômicos nas regiões urbanas de Juiz de Fora em 2000.

<b>Indicador*</b>	<b>Percentil</b>	<b>Valor**</b>
IDS	10	0,43
	90	0,81
Renda baixa	10	0,10
	90	0,52

Fonte: O autor (2008).

\* Nomes das variáveis:

IDS: Índice de Desenvolvimento Social.

Renda baixa: proporção de responsáveis pelo domicílio com renda até 2 salários mínimos.

\*\* Variando de 0 a 1.

Tabela 36 - Riscos relativos (RR) entre as RMP referentes ao IDS no percentil 90 e 10 nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Modelos			RR P90/P10	IC <sub>95%</sub>
Sexo	Faixa etária	Modelo		
Masculino	Geral	Poisson	0,58	0,40-0,85
		QP*	0,58	0,30-1,21
		BN*	0,52	0,25-1,11
	35 a 64 anos	Poisson	0,41	0,21-0,80
		QP*	0,41	0,15-1,16
		BN*	0,40	0,14-1,10
Feminino	Geral	Poisson	0,68	0,47-0,99
		QP*	0,68	0,36-1,28
		BN*	0,65	0,30-1,41
	35 a 64 anos	Poisson	0,31	0,14-0,72
		QP*	0,31	0,11-0,88
		BN*	0,30	0,11-0,81

Fonte: O autor (2008).

\* QP: quase-Poisson. BN: binomial negativo.

Tabela 37 - Riscos relativos (RR) entre as RMP referentes ao indicador de renda baixa no percentil 90 e 10 nas RU de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Modelos			RR P90/P10	IC <sub>95%</sub>	
Sexo	Faixa etária	Modelo			
Masculino	Geral	Poisson	1,50	1,10-1,04	
		QP*	1,50	0,87-2,60	
		BN*	1,61	0,85-3,05	
	35 a 64 anos	Poisson	1,88	1,12-3,16	
		QP*	1,88	0,81-4,35	
		BN*	1,93	0,82-4,51	
	Feminino	Geral	Poisson	1,36	0,99-1,86
			QP*	1,36	0,79-2,32
			BN*	1,42	0,75-2,70
35 a 64 anos		Poisson	2,40	1,26-4,59	
		QP*	2,40	1,05-5,50	
		BN*	2,54	1,11-5,80	

Fonte: O autor (2008).

\* QP: quase-Poisson. BN: binomial negativo.

Os gráficos 31 a 54 trazem os diagnósticos dos resíduos. Para modelos de regressão com 2 parâmetros e 81 observações, um valor da distância de Cook acima de 0,70 está acima do percentil 50 da distribuição F, indicando os casos com grande influência nos modelos. Para considerar os modelos como bem ajustados aos dados, considerou-se principalmente: ter em torno de 95% dos resíduos dentro da faixa de +2 a -2, com variância constante; *Q-Q plot* com todos os pontos próximos da reta de valores esperados; os casos mais influentes (*leverage* acima de 2) sem resíduos grandes; distâncias de Cook pequenas, especialmente nenhum caso com um valor maior que 0,70. De uma forma geral, os modelos de Poisson tiveram um ajuste ruim, indicado por muitos casos com resíduos grandes e alguns com distância de Cook muito alta. Pela análise dos gráficos de resíduos, os modelos de quase-Poisson foram os que tiveram o melhor ajuste para a faixa etária de 35 a 64 anos e os modelos binomiais negativos foram melhores para todas as faixas etárias combinadas. De uma forma geral os modelos para a faixa etária de 35 a 64 anos tiveram um ajuste melhor. Para todas as idades combinadas, duas RU tiveram distância de Cook acima de 0,70 nos modelos de Poisson e quase-Poisson: RU

centro (caso 32), com resíduos positivos, e RU Santa Helena (caso 37), com resíduos negativos. Estas duas RU são vizinhas, situadas na RA central, com boas condições socioeconômicas. A RU centro tinha em 2000 uma população bem maior que a de Santa Helena (20.568 x 7.471 hab.), com uma proporção de apartamentos também mais alta (94% x 74%), escolaridade média (11,1 x 12 anos) e renda média (13,1 x 17,2 salários mínimos) do responsável pelo domicílio mais baixas e teve no triênio 1999-2001 taxas padronizadas de mortalidade por DAC bem maiores, tanto no sexo masculino (256 x 91 óbitos por 100.000 hab.), quanto no feminino (224 x 62 óbitos por 100.000 hab.).

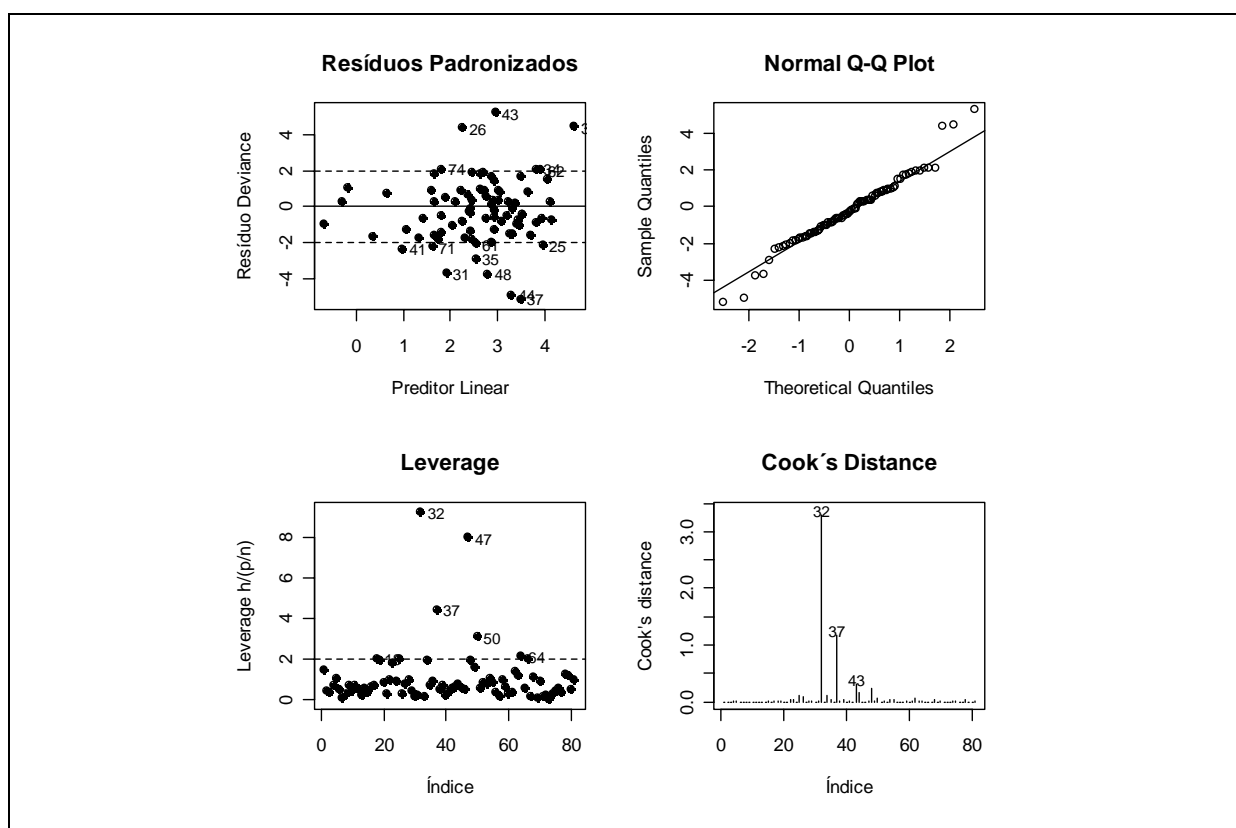


Gráfico 31: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino geral com o IDS.  
Fonte: O autor (2008).

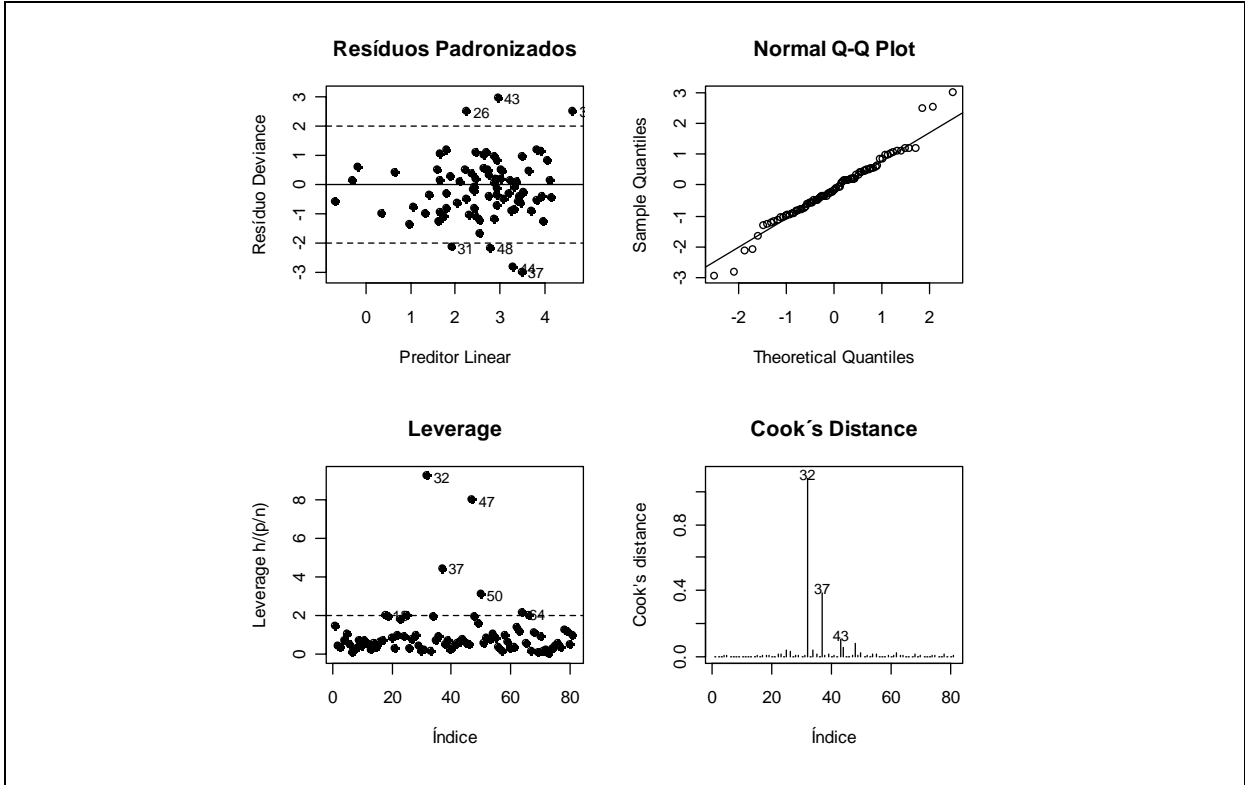


Gráfico 32: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino geral com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

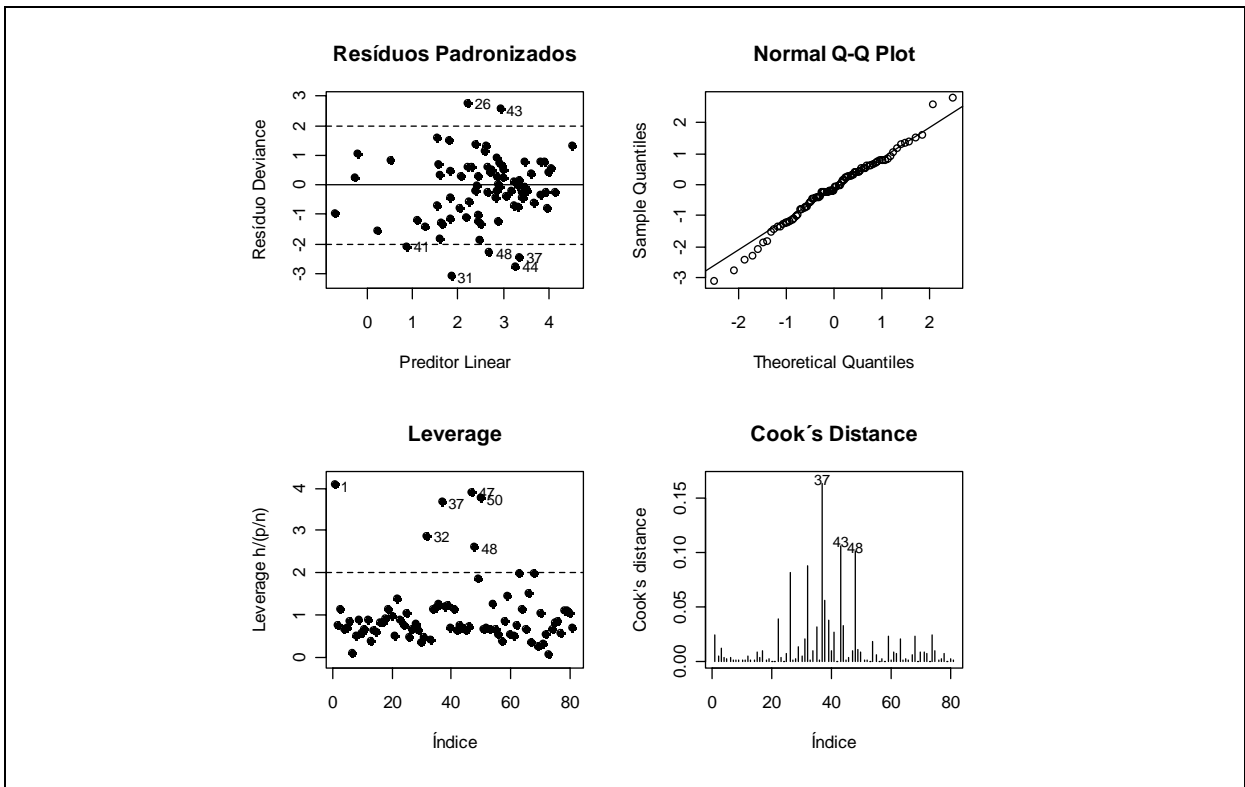


Gráfico 33: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino geral com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

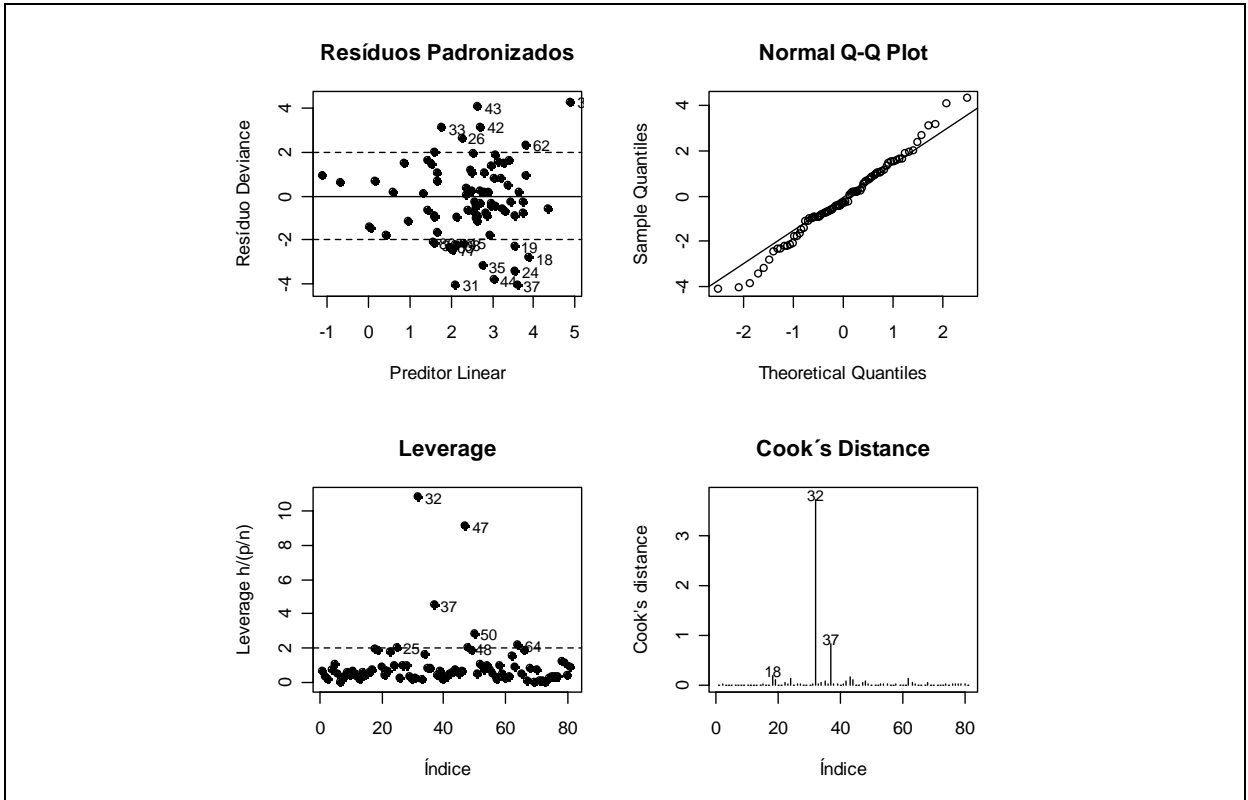


Gráfico 34: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino geral com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

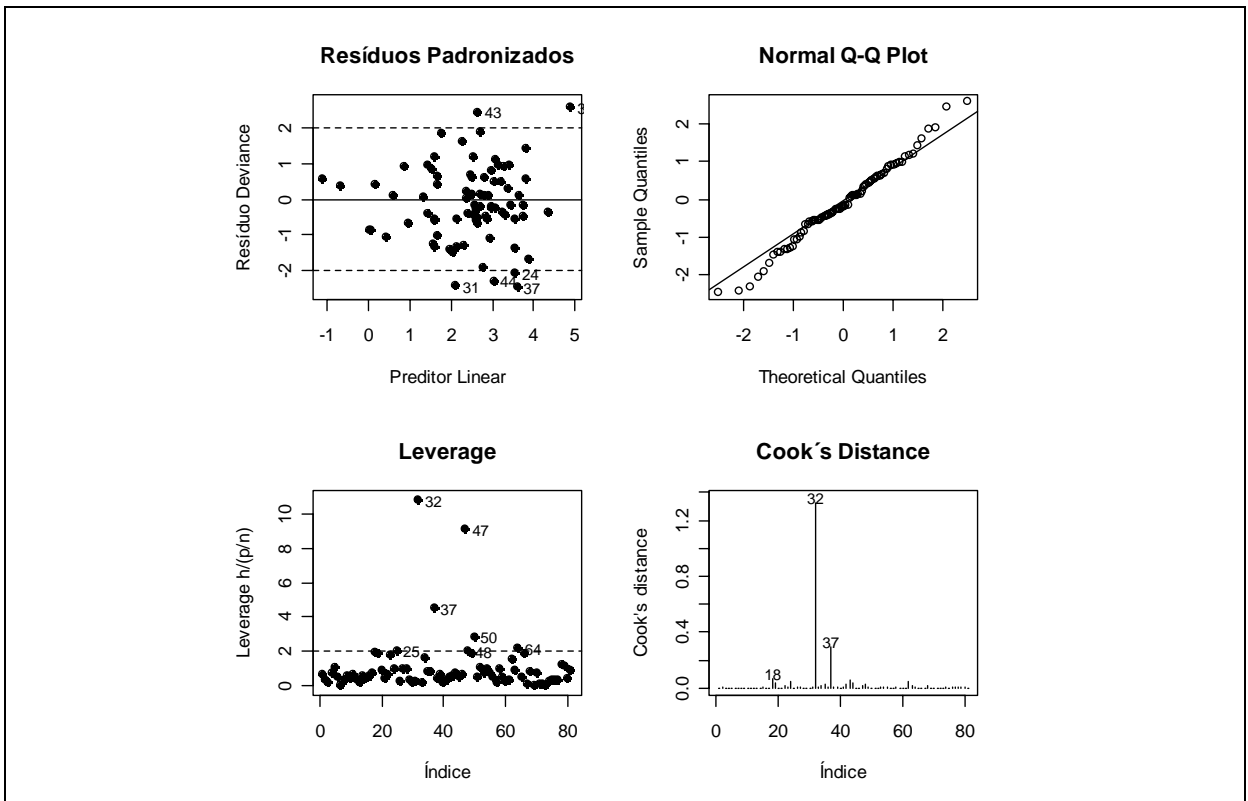


Gráfico 35: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino geral com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).



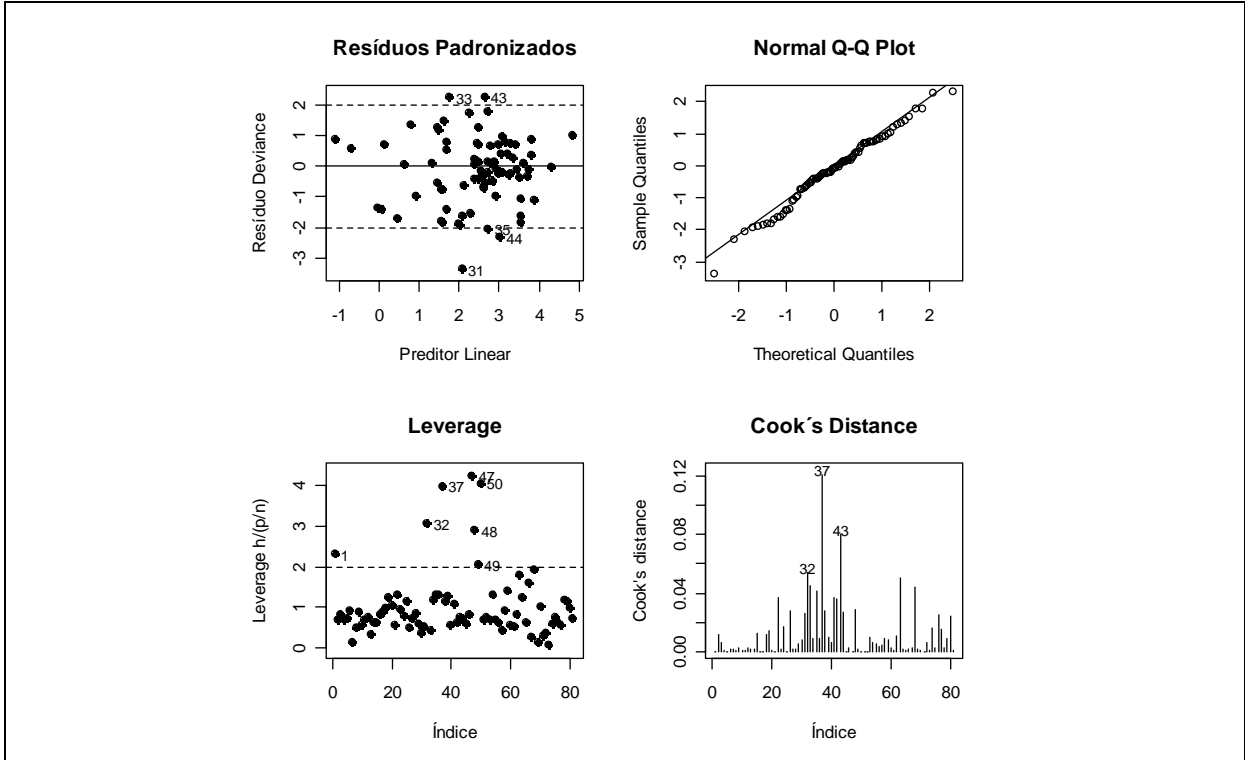


Gráfico 36: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino geral com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

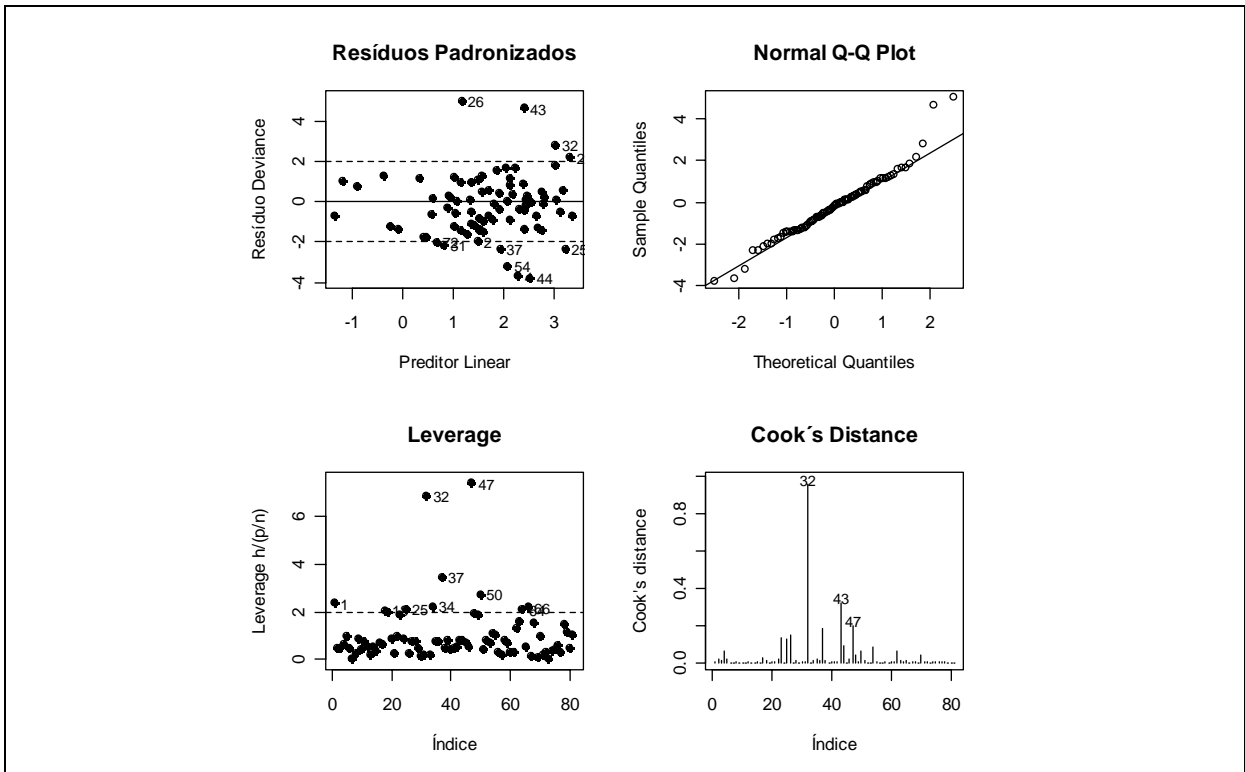


Gráfico 37: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino de 35 a 64 anos com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

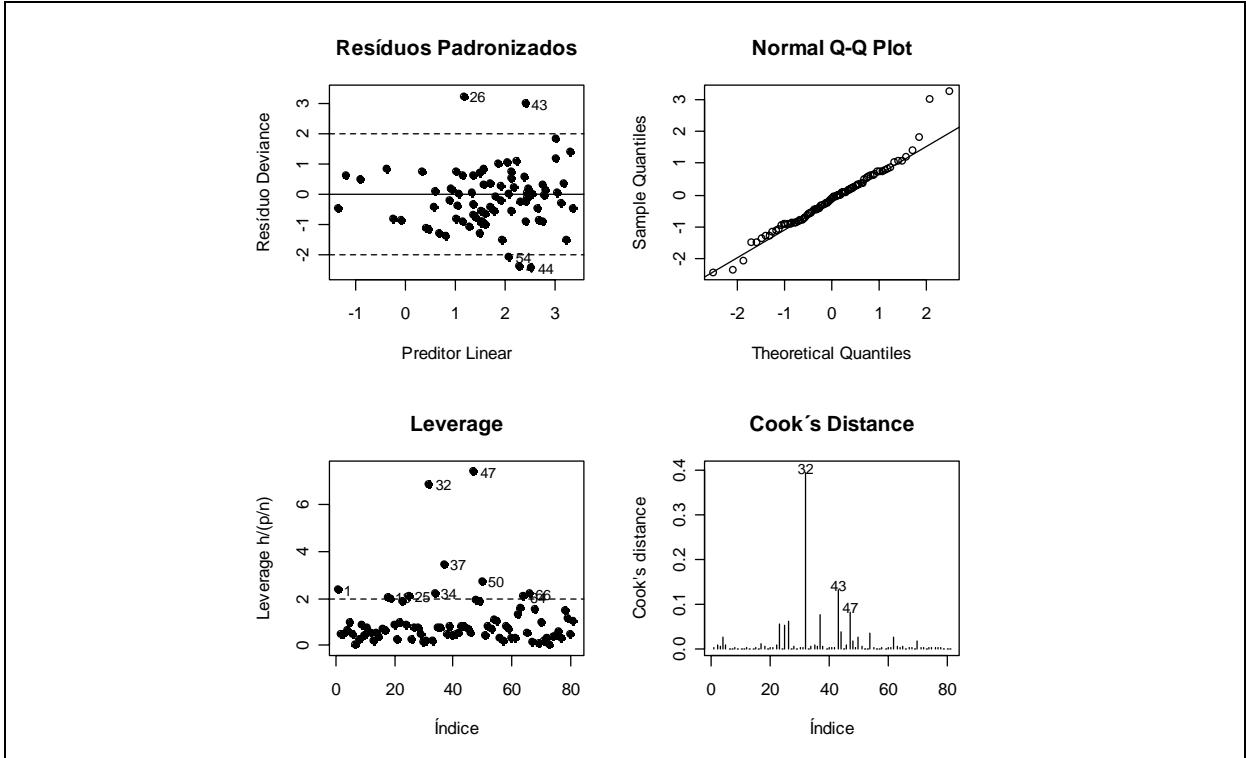


Gráfico 38: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino de 35 a 64 anos com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

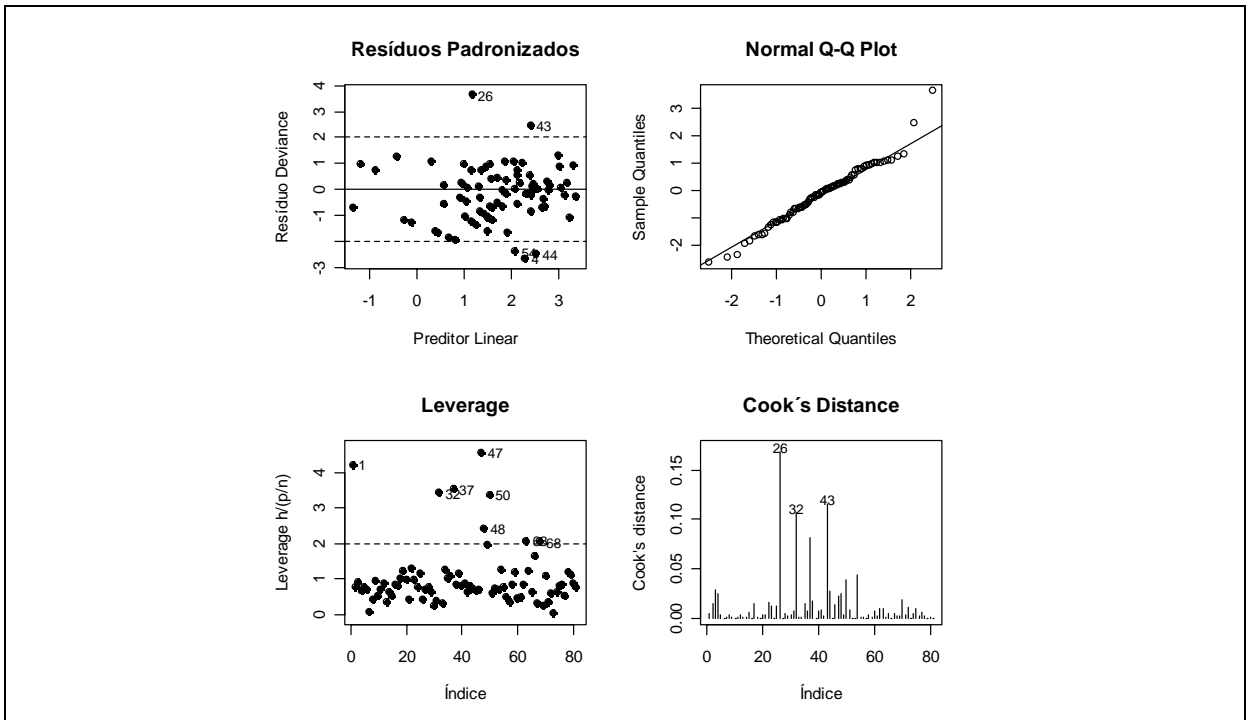


Gráfico 39: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino de 35 a 64 anos com o IDS.  
 Fonte: O autor (2008).

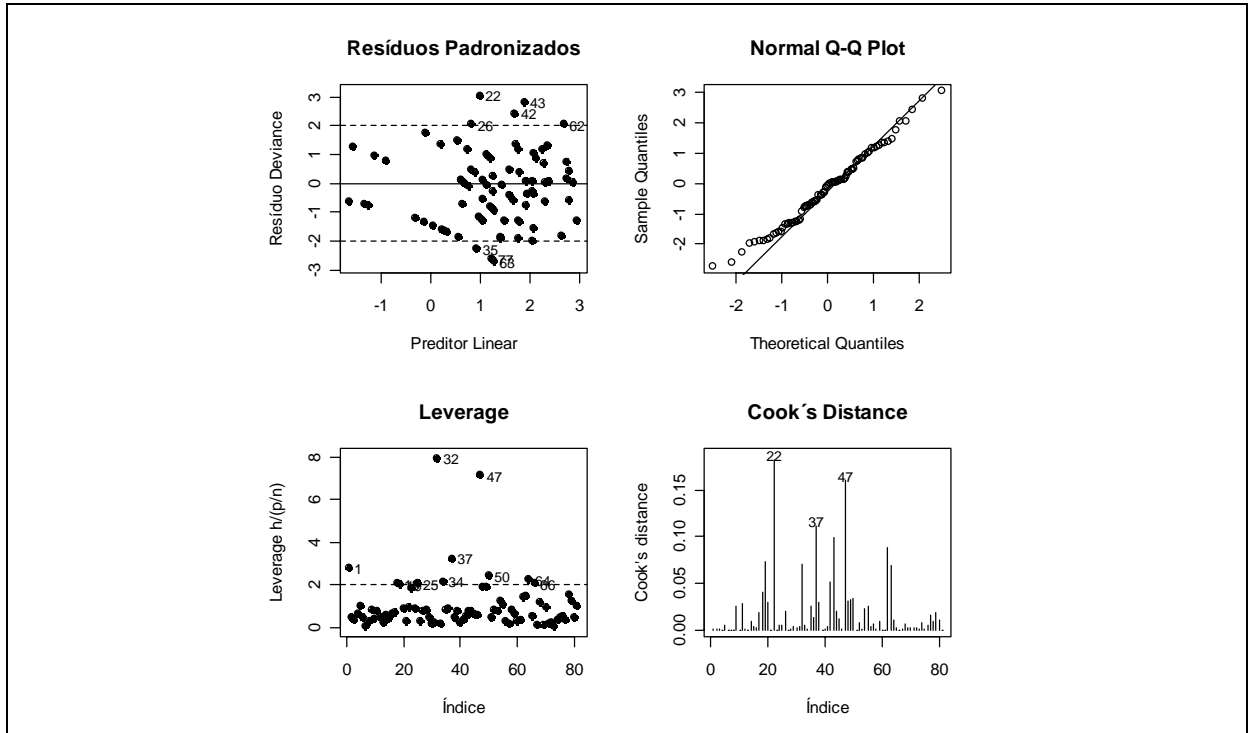


Gráfico 40: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino de 35 a 64 anos com o IDS.

Fonte: O autor (2008).

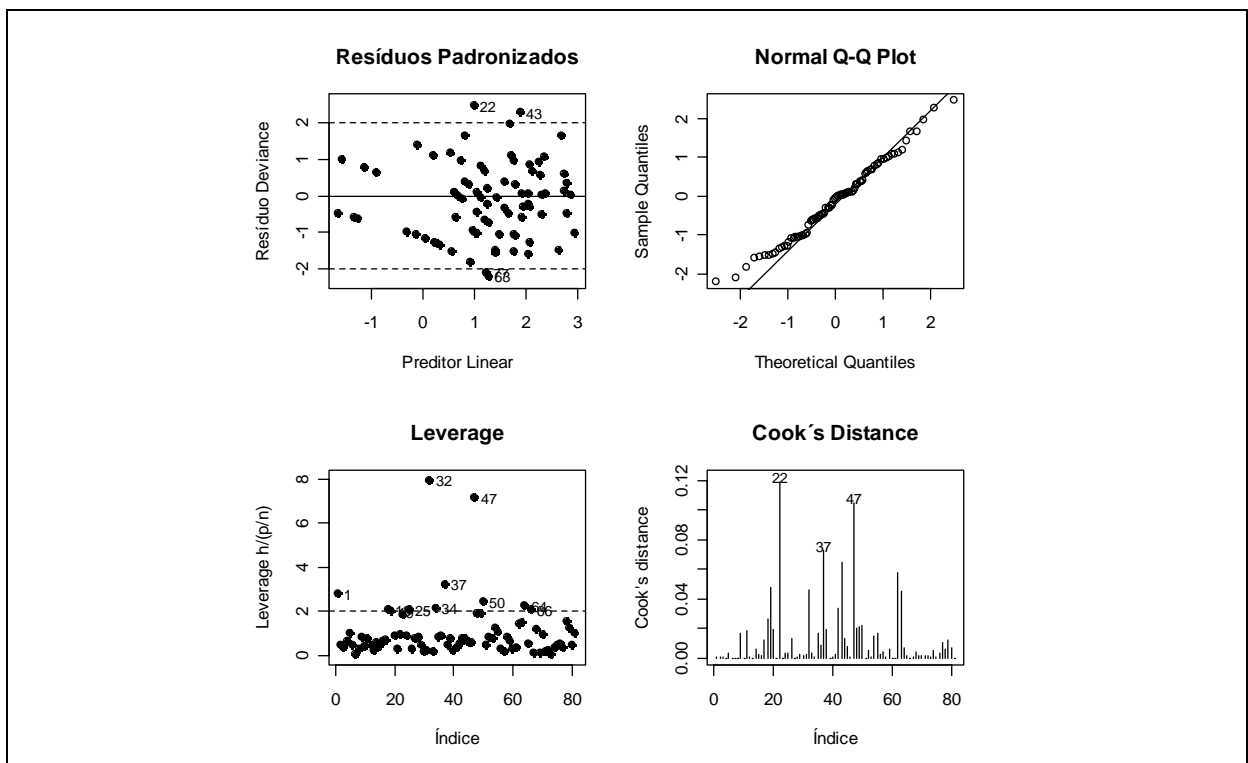


Gráfico 41: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino de 35 a 64 anos com o IDS.

Fonte: O autor (2008).

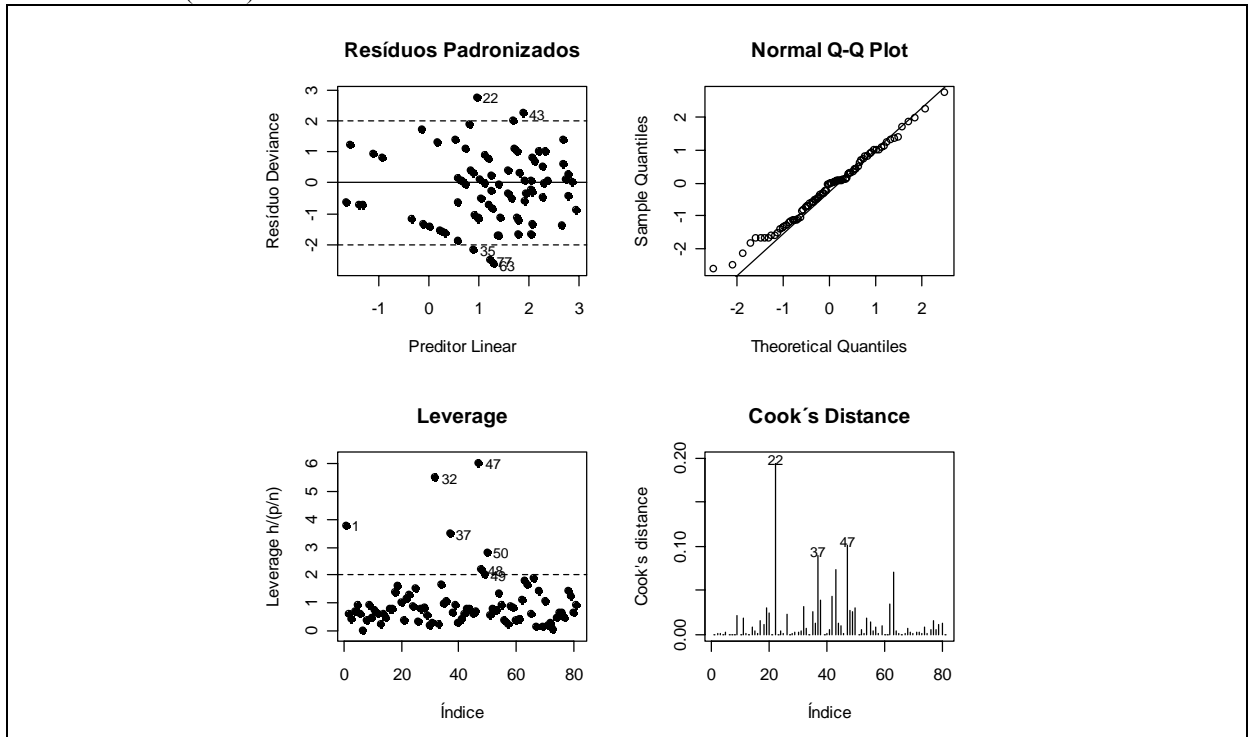


Gráfico 42: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino de 35 a 64 anos com o IDS.

Fonte: O autor (2008).

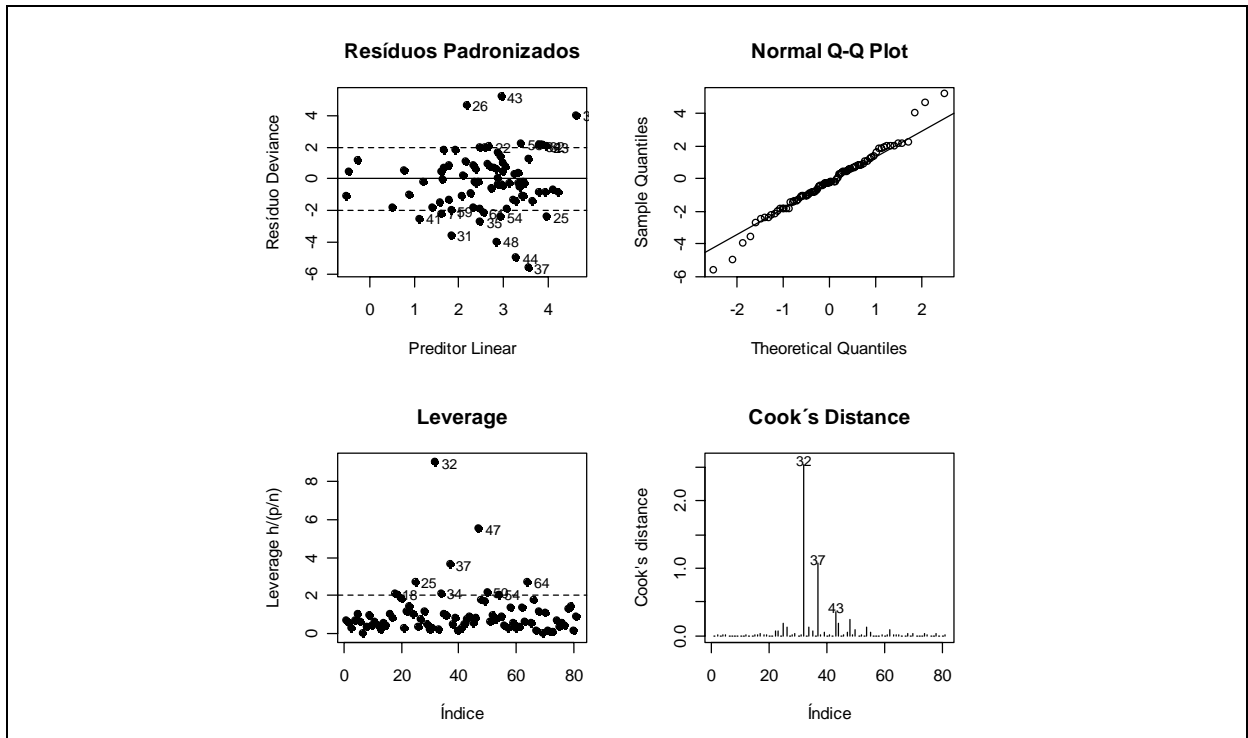


Gráfico 43: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino geral com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

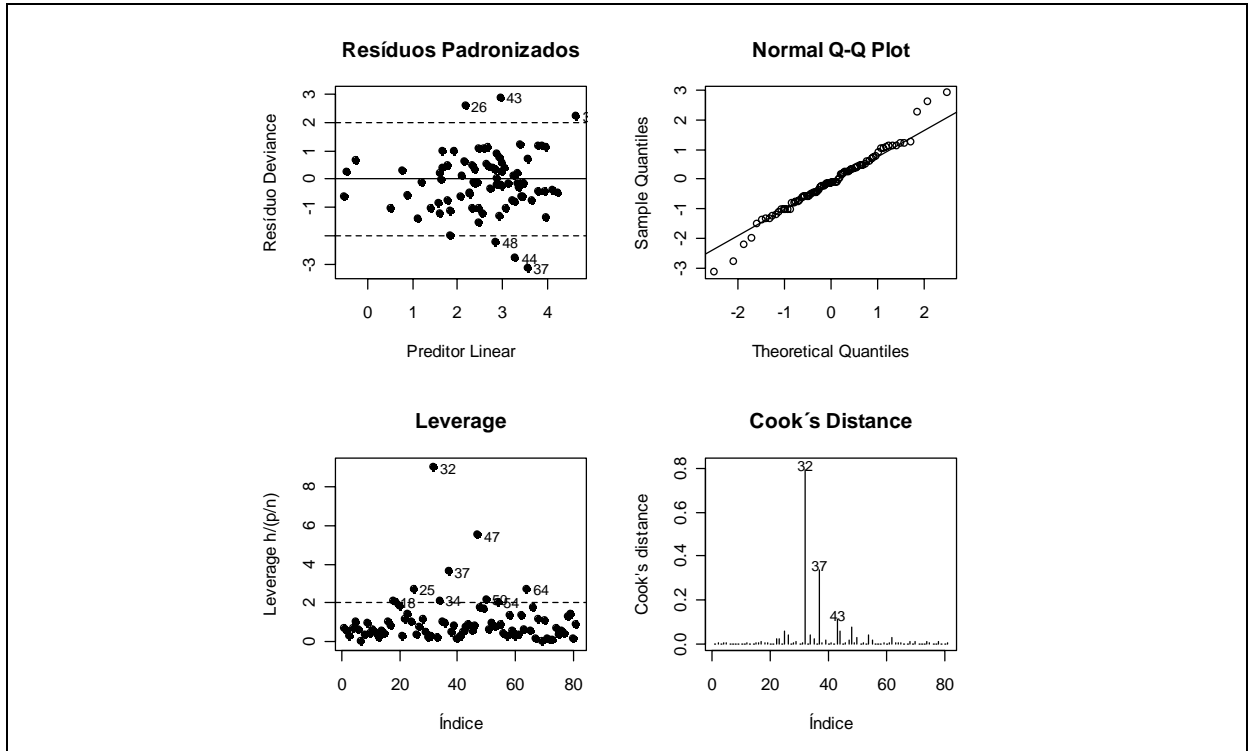


Gráfico 44: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino geral com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

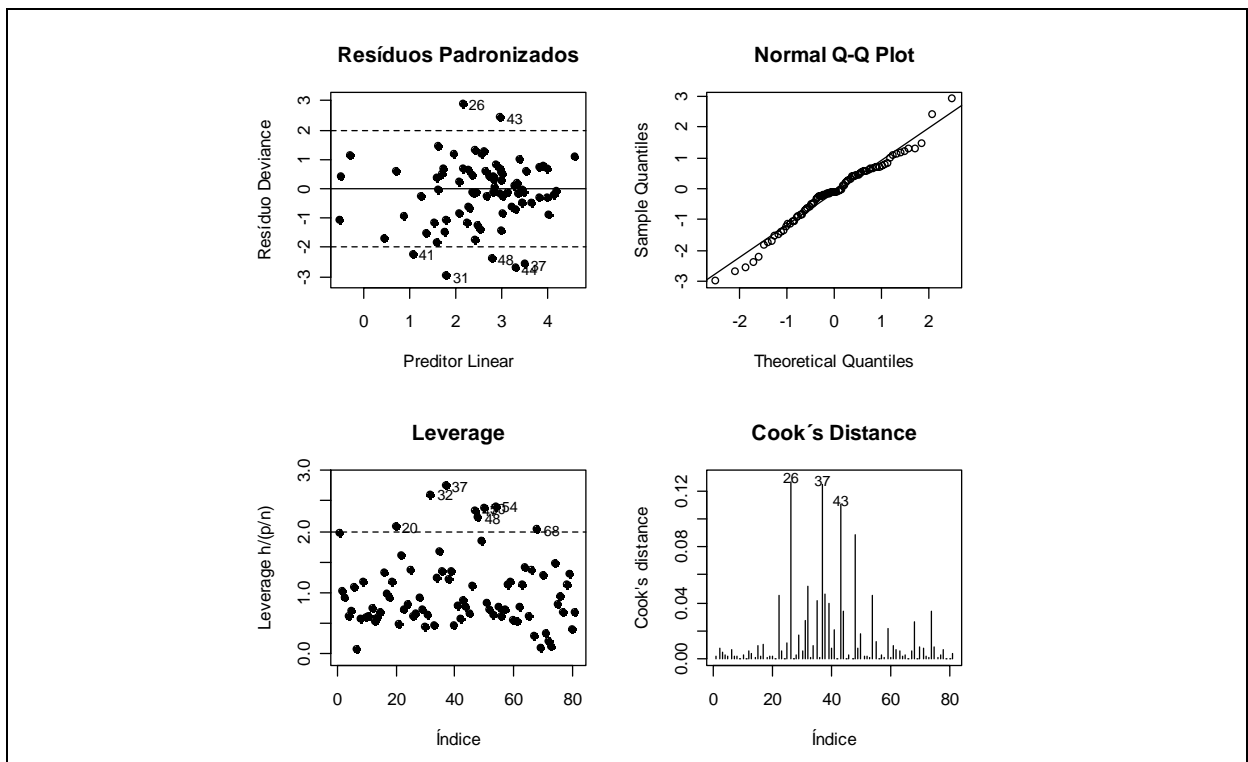


Gráfico 45: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino geral com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

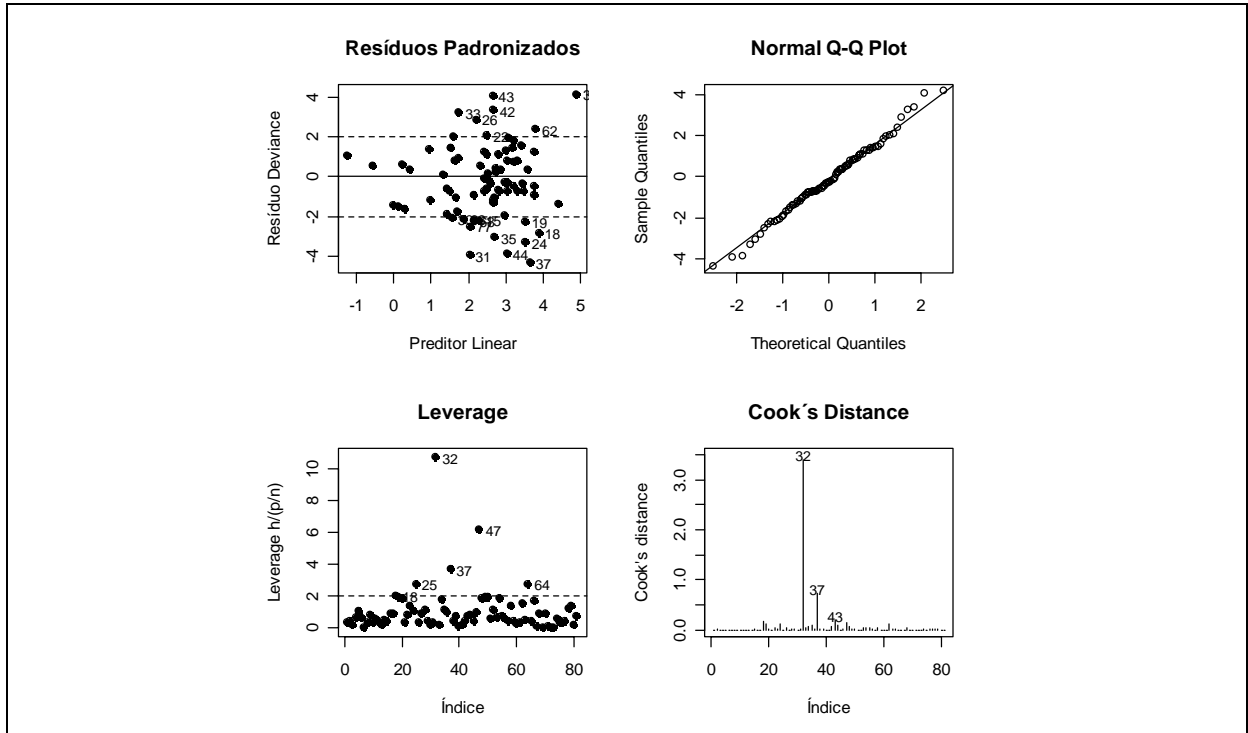


Gráfico 46: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino geral com a renda baixa.  
Fonte: O autor (2008).

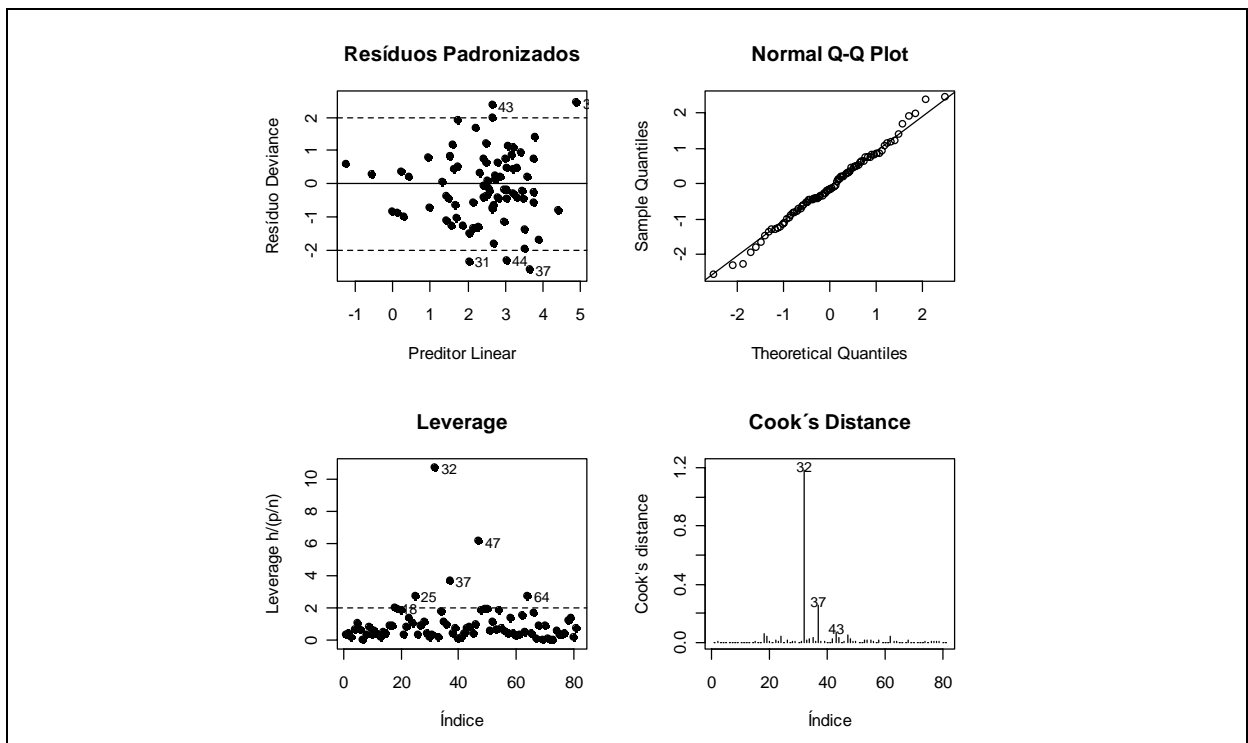


Gráfico 47: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino geral com a renda baixa.  
Fonte: O autor (2008).

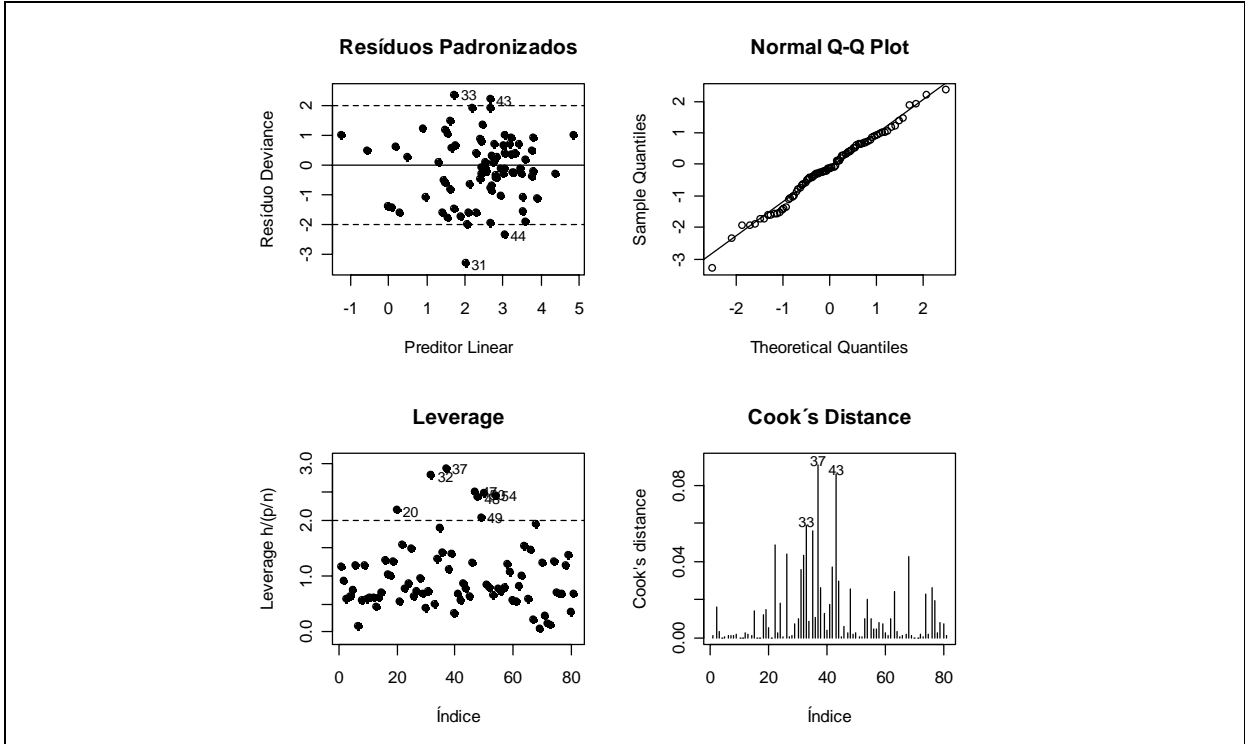


Gráfico 48: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino geral com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

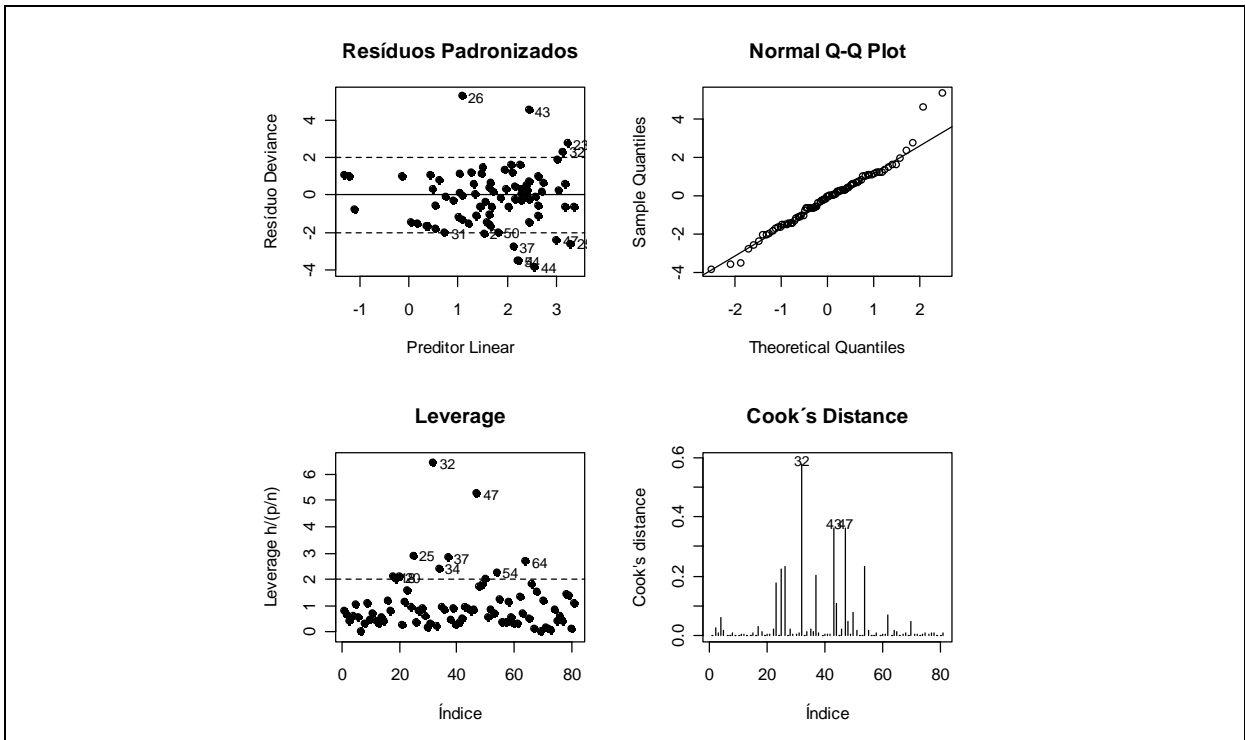


Gráfico 49: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

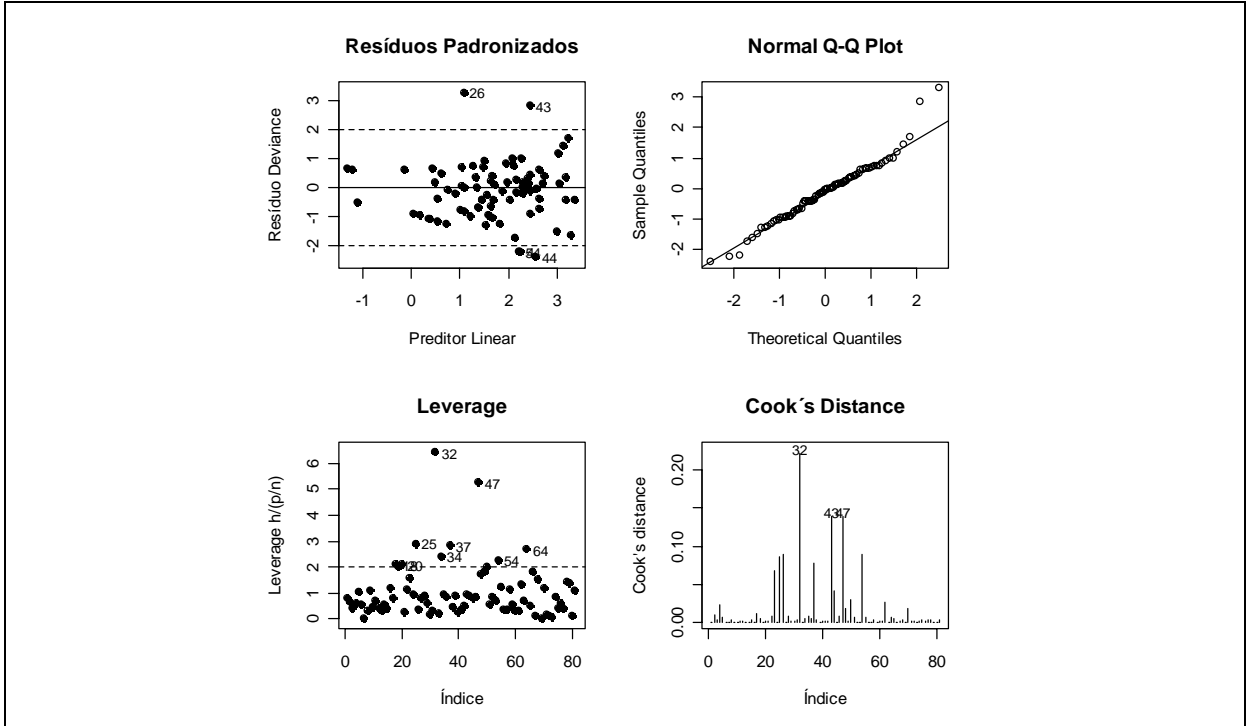


Gráfico 50: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

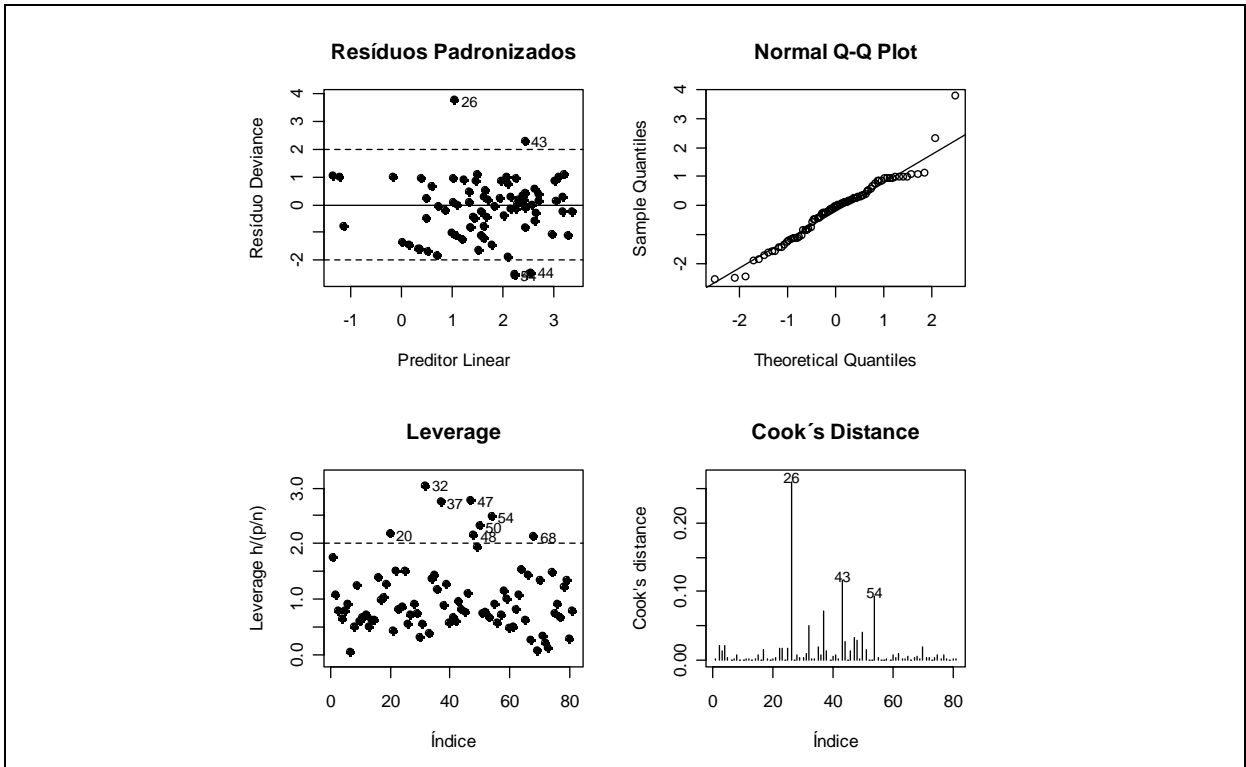


Gráfico 51: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo masculino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).



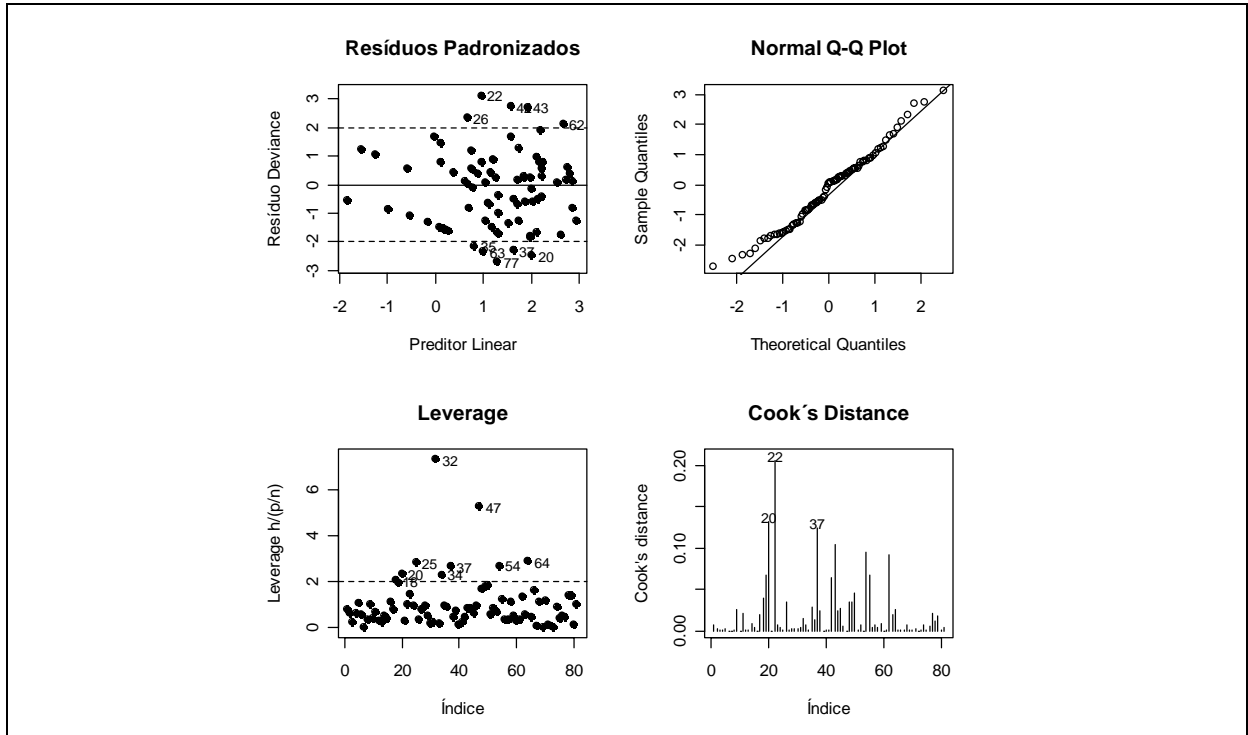


Gráfico 52: Gráficos de diagnóstico do modelo de Poisson feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

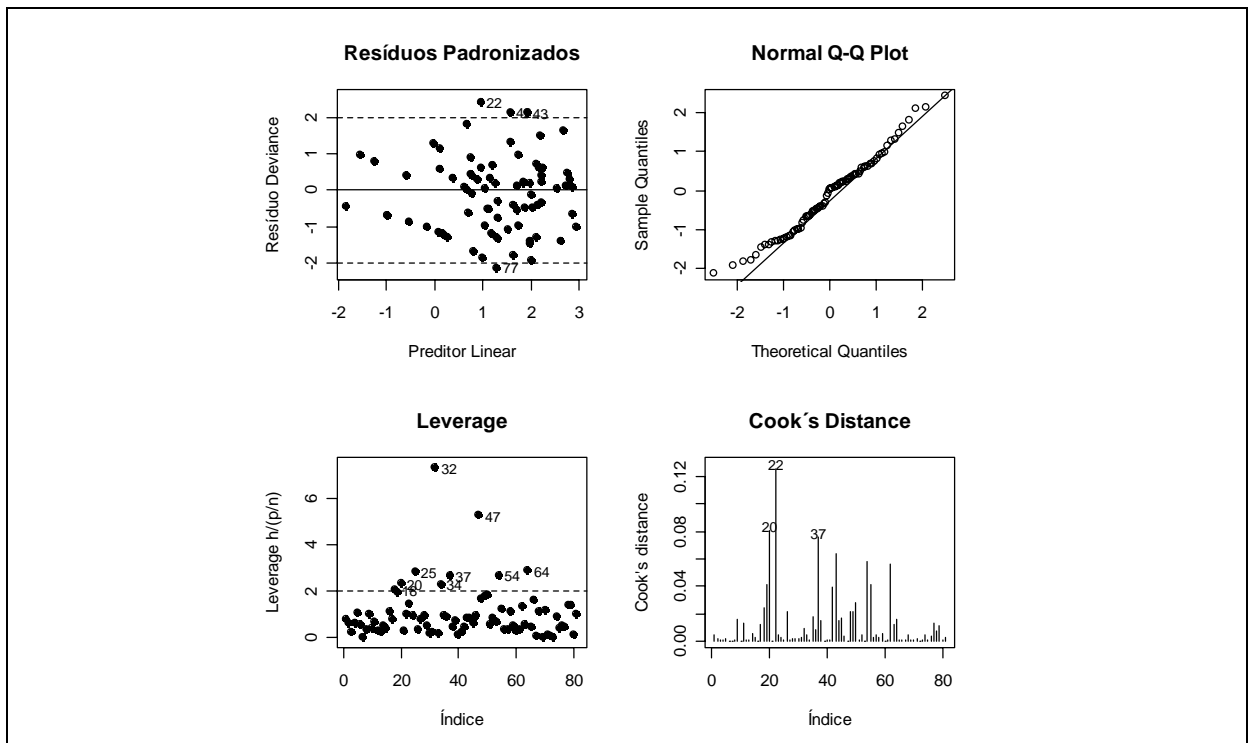


Gráfico 53: Gráficos de diagnóstico do modelo de quase-Poisson feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

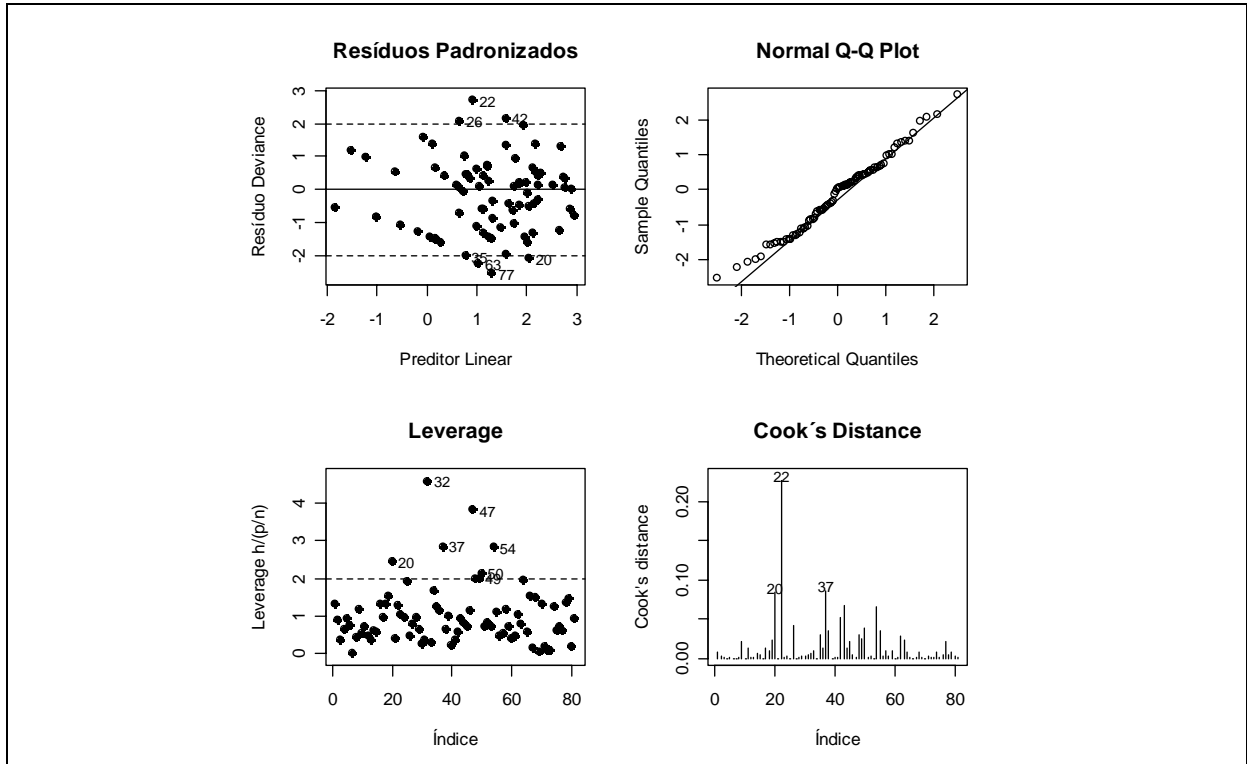


Gráfico 54: Gráficos de diagnóstico do modelo binomial negativo feminino de 35 a 64 anos com a renda baixa.

Fonte: O autor (2008).

## 5.5. RESULTADOS POR REGIÕES ADMINISTRATIVAS

A análise exploratória da distribuição dos indicadores socioeconômicas e das taxas de mortalidade por DAC nas RU sugeriram a hipótese de uma desigualdade entre RU mais centrais em comparação com RU mais periféricas, com estas últimas com piores indicadores sociais e maiores taxas. Para a investigação desta hipótese, comparou-se as médias de taxas de mortalidade por DAC e de indicadores socioeconômicos de dois grupos de RU: as que fazem parte da região administrativa (RA) central (15) e as demais (66). A comparação entre as médias das taxas é mostrada na tabela 38 e entre as médias dos indicadores socioeconômicos na tabela 39. A RA central teve taxas padronizadas e estimadores bayesianos empíricos locais menores, o que foi estatisticamente significativo para a maioria das taxas. Em relação aos indicadores socioeconômicos, a RA central teve maior proporção de idosos, o que explica maiores taxas brutas, e melhores condições socioeconômicas em geral, com diferenças estatisticamente significantes. Apenas para o indicador de proporção de domicílios alugados a RA central está em uma situação pior que as demais, se considerarmos como pior uma maior

proporção de pessoas sem a posse de seu local de moradia. As conclusões obtidas com os testes t e de Mann-Whitney foram as mesmas.

Com base nestes resultados, confirma-se a hipótese de associação entre melhores condições de vida e menores taxas de mortalidade por DAC, observadas nas RU que compõem a RA central do município de Juiz de Fora.

Tabela 38 - Médias das taxas de mortalidade por DAC das RU por regiões administrativas (RA) de Juiz de Fora no triênio 1999-2001.

Taxas*	RA	Média	Desvio padrão	Teste t (p-valor)	Média postos	MW** (p-valor)
Brutas	Central	266	181	0,410	42,5	0,780
	Outras	233	130		40,7	
Padr.	Central	183	87	0,034	28,7	0,025
	Outras	256	125		43,8	
Bayes.	Central	198	39	0,001	20,5	0,000
	Outras	256	65		45,7	
Padr. masc.	Central	176	117	0,011	27,5	0,014
	Outras	288	157		44,1	
Bayes. masc.	Central	209	35	0,000	14,4	0,000
	Outras	287	77		47,1	
Padr. fem.	Central	189	119	0,325	32,5	0,123
	Outras	227	137		42,9	
Bayes. fem.	Central	191	28	0,025	22,1	0,001
	Outras	238	77		45,3	

Fonte: O autor (2008).

\* Taxas por 100.000 habitantes.

Padr.: padronizadas pela população de Juiz de Fora no ano 2000.

Bayes.: estimadores bayesianos empíricos locais.

Masc.: sexo masculino.

Fem.: sexo feminino.

\*\* Teste não-paramétrico de Mann-Whitney, utiliza os postos de cada caso, após serem ordenados, para comparação entre os grupos.

Tabela 39 - Médias dos indicadores socioeconômicos das RU por regiões administrativas (RA) do município de Juiz de Fora em 2000.

Indicadores*	RA	Média	Desvio padrão	Teste t (p-valor)	Média postos	MW** (p-valor)
> 60 anos	Central	14,3%	3,8	0,000	62,5	0,000
	Outras	9,8%	3,4		36,1	
Esc. (anos)	Central	10,5	1,8	0,000	67,3	0,000
	Outras	6,8	1,8		35,0	
Renda (SM)	Central	11,8	4,7	0,000	65,7	0,000
	Outras	5,3	3,9		35,4	
Esc. baixa	Central	4,3%	4,3	0,000	15,5	0,000
	Outras	12,2%	4,8		49,8	
Renda baixa	Central	15,3%	12,9	0,000	16,5	0,000
	Outras	38,0%	14,2		46,6	
Rede esgoto	Central	99,7%	0,7	0,000	64,8	0,000
	Outras	90,1%	18,7		35,6	
Aluguel	Central	28,9%	7,5	0,000	62,1	0,000
	Outras	18,4%	8,8		36,2	

Fonte: IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Indicadores:

Esc.: escolaridade média dos responsáveis pelos domicílios.

Renda: renda média mensal dos responsáveis pelos domicílios em salários mínimos.

Esc. baixa: proporção de resp. pelos dom. com escolaridade até 3 anos.

Renda baixa: proporção de resp. pelos dom. com renda até 2 salários mínimos.

Rede de esgoto: proporção de domicílios com rede pública de esgoto.

Aluguel: proporção de domicílios alugados.

\*\* Teste não-paramétrico de Mann-Whitney, utiliza os postos de cada caso, após serem ordenados, para comparação entre os grupos.

## 5.6. RESULTADOS POR REGIÕES HOMOGÊNEAS

Com a finalidade de se investigar a presença de desigualdades na mortalidade por DAC em grandes regiões socioeconomicamente homogêneas em Juiz de Fora, procedeu-se à comparação das médias de estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC nestas regiões, utilizando-se a técnica de análise de variância. Estas grandes regiões foram obtidas pelo método da classificação multivariada *k-means*, com base em indicadores do censo demográfico 2000 do IBGE. A tabela 40 mostra os números de RU, as médias dos

estimadores bayesianos e os valores médios dos indicadores socioeconômicos por cada grupo obtido. O grupo 3 correspondeu às RU com menores escolaridade e renda, maiores proporções de domicílios com 5 ou mais moradores e menores proporções de domicílios alugados, e tem as maiores taxas de mortalidade por DAC. O grupo 2, por outro lado, teve as RU com maiores escolaridade e renda e as menores taxas de mortalidade por DAC. O grupo 1 teve as RU com renda e escolaridade intermediárias, maior proporção de domicílios alugados e taxas de mortalidade por DAC intermediárias.

Tabela 40 - Características das regiões socioeconomicamente homogêneas construídas com base em dados do censo demográfico 2000 em Juiz de Fora.

Características*	Regiões			ANOVA** (p-valor)	KW*** (p-valor)
	1	2	3		
Número RU	26	18	37	-	-
Bayes	239	196	272	0,000	0,000
R_AN	3,5%	1,4%	9,0%	0,000	0,000
R_ES	10,9%	42,2%	5,4%	0,000	0,000
R_R3A5	18,4%	10,9%	14,7%	0,000	0,000
D_5M	19,8%	17,4%	27,1%	0,000	0,000
D_AL	26,3%	24,9%	14,0%	0,000	0,000
R_R	787	2.124	549	0,000	0,000

Fonte: O autor (2008) com dados do SIM/JF e IBGE - Censo Demográfico 2000.

\* Médias dos indicadores:

Bayes: estimador bayesiano empírico local da taxa de mort. por DAC (por 100.000 hab.).

R\_AN: proporção de responsáveis pelo domicílio analfabetos.

R\_ES: proporção de resp. pelo dom. com escolaridade superior ou maior.

R\_R3A5: proporção de resp. pelo dom. com renda de 3 a 5 salários mínimos.

D\_5M: proporção de domicílios com 5 ou mais moradores.

D\_AL: proporção de domicílios alugados.

R\_R: renda média mensal do resp. pelo dom. em reais.

\*\*ANOVA: análise de variância com 1 fator para a diferença entre as médias.

\*\*\*KW: teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis para a diferença entre os postos.

A comparação das 3 médias dos estimadores bayesianos das taxas de mortalidade por DAC por análise de variância com 1 fator mostrou diferenças estatisticamente significantes, com estatística F igual a 10,58 ( $p = 0,000$ ). Na análise *post hoc*, para comparações múltiplas entre os grupos, foram feitos os testes de Tamhane, Dunnet T3 e Games-Howell, mais adequados quando não há igualdade de variâncias entre os grupos, com os mesmos resultados para os 3 testes: diferença estatisticamente significativa entre os grupos 1 e 2 ( $p = 0,004$ ) e

entre os grupos 2 e 3 ( $p=0,000$ ), enquanto a diferença entre os grupos 1 e 3 ficou próxima do nível  $\alpha$  (0,05) de significância estatística ( $p=0,058$ ). Nos gráficos do tipo *box-plot* para os estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC por grupos (gráfico 55), verifica-se no grupo 3 um valor típico muito acima da média, que corresponde à RU 28 (São Pedro).

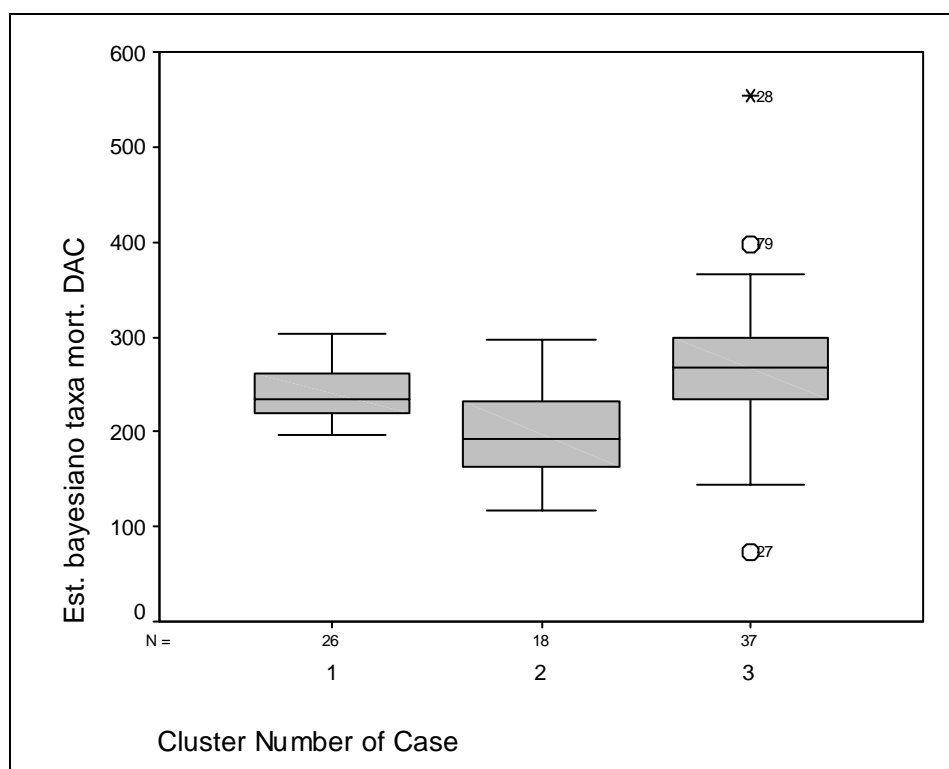
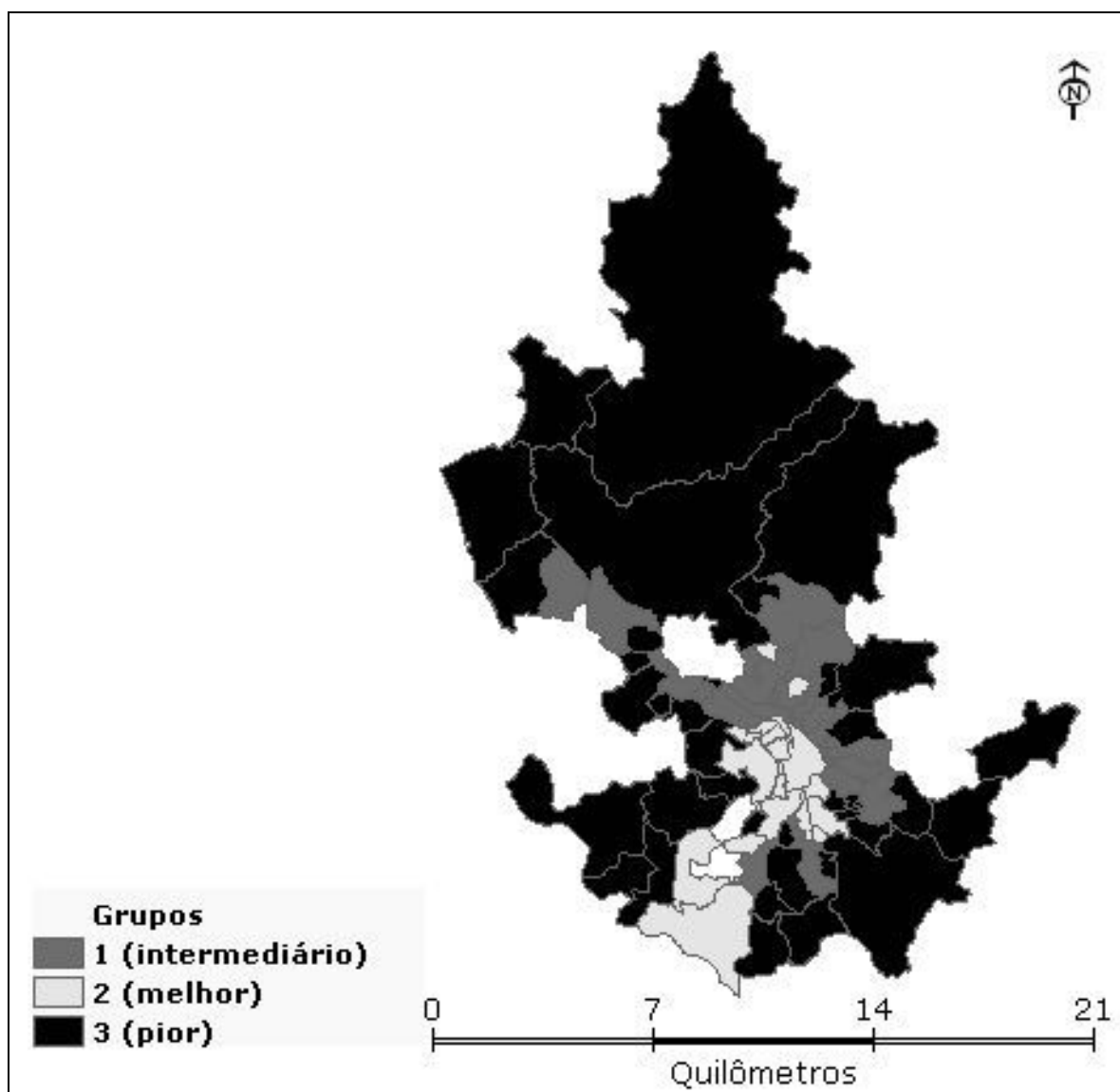


Gráfico 55: Gráficos *boxplot* dos estimadores bayesianos empíricos locais das taxas de mortalidade por DAC nas RU de Juiz de Fora por grupos socioeconomicamente homogêneos.

Pode-se ver no mapa 34 que a região homogênea 2 correspondeu a todas as RU da RA central e algumas RU das RA sul (Salvaterra e Cascatinha), oeste (Aeroporto), leste (Bairu) e nordeste (Bom Clima), que são bairros com boas condições socioeconômicas e tiveram as menores taxas de mortalidade; a região homogênea 1, de condições socioeconômicas e taxas de mortalidade intermediárias, correspondeu a RU próximas da RA central e a região homogênea 3, de pior situação social e maiores taxas de mortalidade, às RU mais distantes do centro. Estes resultados mostraram que algumas RU fora da RA central tiveram também boas condições socioeconômicas e menor mortalidade por DAC. Além disso, revelaram um grupo intermediário, não só em relação à localização, mas também em relação às condições socioeconômicas e à mortalidade por DAC.



Mapa 34: Regiões socioeconomicamente homogêneas, construídas pelo método *k-means*, a partir de indicadores do censo demográfico 2000 em Juiz de Fora.

Fonte: O autor (2008) com base em dados do IBGE - Censo Demográfico 2000 e base cartográfica da Prefeitura de Juiz de Fora.

## 6. DISCUSSÃO E CONCLUSÃO

Este trabalho estudou a relação entre condições socioeconômicas e mortalidade por doenças do aparelho circulatório (DAC), também chamadas de doenças cardiovasculares, no espaço urbano de Juiz de Fora, cidade de médio porte no sudeste de Minas Gerais. Para isso utilizou os métodos de análise espacial em saúde.

A hipótese de associação entre condições de vida no espaço urbano de residência e mortalidade por DAC foi amplamente corroborada pelos resultados das análises feitas. Desde as técnicas exploratórias de mapeamento de indicadores socioeconômicos e de mortalidade, buscando similaridades nos padrões de sua distribuição espacial, até as técnicas analíticas de correlação, regressão e testes de comparações de médias entre grupos de regiões urbanas (RU), encontrou-se associação entre piores condições socioeconômicas e maiores taxas de mortalidade por DAC

Os modelos de regressão mostraram associação estatisticamente significativa entre a mortalidade cardiovascular e os indicadores Índice de Desenvolvimento Social (IDS) e renda baixa no sexo feminino, na faixa etária de 35 a 64 anos. Para todas as idades em ambos os sexos e na faixa de 35 a 64 anos no sexo masculino a associação encontrada não foi estatisticamente significativa, pelo fato dos intervalos de confiança terem sido muito largos. Isto pode ser atribuído aos grandes erros-padrão dos coeficientes das regressões, devido à grande variabilidade das razões de mortalidade padronizada (RMP) dentro de cada nível socioeconômico das RU. Esta variabilidade sugere que outros fatores, como variáveis do nível individual, possam também ter desempenhado um papel importante na mortalidade cardiovascular.

As RU da região administrativa (RA) central, que tinham em 2000 melhores indicadores socioeconômicos, tiveram no triênio 1999-2001 taxas padronizadas de mortalidade por DAC mais baixas do que as RU das outras RA. De forma semelhante, a comparação entre grandes regiões socioeconomicamente homogêneas, obtidas por classificação multivariada, mostrou associação entre taxas padronizadas de mortalidade por DAC com condições socioeconômicas, com a grande região homogênea de melhores condições de vida e menores taxas de mortalidade correspondendo à RA central, com o acréscimo de algumas RU mais próximas do centro.

O uso do Índice de Desenvolvimento Social (IDS) neste estudo teve como vantagem sintetizar em um único indicador aspectos da situação socioeconômica e ambiental do espaço



urbano municipal. A maioria dos indicadores construídos com dados do censo demográfico do IBGE tiveram alta correlação entre si e com o IDS nas RU de Juiz de Fora; desta forma, na análise de regressão, ao controlar por um destes indicadores, os outros perdem a significância estatística em relação à mortalidade cardiovascular. O IDS teve um desempenho um pouco melhor que o indicador de renda nos modelos de regressão, alcançando um melhor ajuste do modelo.

Observando-se os dados de mortalidade no município como um todo, chama a atenção a diferença entre a idade média no momento do óbito por doenças cardiovasculares nas pessoas de cor branca em relação às pessoas de cor preta ou parda, mostrando uma mortalidade mais precoce destas últimas, provavelmente refletindo as diferenças socioeconômicas subjacentes. Infelizmente as declarações de óbito em Juiz de Fora não têm bom preenchimento dos campos escolaridade e ocupação habitual, que poderiam ser indicadores da condição socioeconômica no nível individual.

Outros estudos encontraram resultados semelhantes, com a mortalidade por doenças cardiovasculares associada a piores condições de vida. No estudo de Ishitani et al. (2006) foram selecionados municípios brasileiros com melhor qualidade das informações de saúde, tendo-se comparado as taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares em idade precoce com indicadores de renda, escolaridade e condições de moradia; a alta escolaridade mostrou-se fator de proteção e as condições precárias de moradia fator de risco para a mortalidade. No nível intra-municipal, estudos conduzidos no Rio de Janeiro (MELO; CARVALHO; TRAVASSOS, 2006; SANTOS; NORONHA, 2001), São Paulo (DRUMOND Jr.; BARROS, 1999), Salvador (SILVA; PAIM; COSTA, 1999) e Belo Horizonte (ISHITANI; FRANÇA, 2000) mostraram desigualdades espaciais no risco de morte por causas cardiovasculares, com bairros ou regiões da cidade com piores condições socioeconômicas tendo maiores taxas de mortalidade. Estes estudos também utilizaram variáveis do censo demográfico para construir indicadores socioeconômicos para os recortes geográficos utilizados, mas nenhum utilizou o IDS. A mortalidade precoce (antes dos 65 anos de idade) não foi avaliada nos estudos de escala intra-municipal.

Em outros países, como os EUA, Austrália, Espanha e Suécia, também constatou-se desigualdades na mortalidade cardiovascular associadas às desigualdades sociais, sejam em estudos ecológicos (WING et al., 1992; SINGH; SIAHPUSH, 2002; LYNCH et al., 1998; TURREL; MATHERS, 2001) ou em estudos em que a unidade de análise foram os indivíduos (KILANDER et al., 2001; BORREL et al., 1999), com resultados semelhantes: maior risco de morte nos grupos com piores condições socioeconômicas, mesmo em países mais ricos, o

que mostra a importância da desigualdade - ou pobreza relativa - como fator de risco, e não apenas da pobreza absoluta.

Este estudo foi feito com dados secundários oriundos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do município de Juiz de Fora e por isso tem as limitações inerentes a este tipo de dado: a possibilidade de sub-registro de óbitos, de preenchimento incorreto da declaração de óbito ou de perdas no fluxo da informação desde seu preenchimento até sua disponibilização no sistema. O percentual de óbitos por causas mal-definidas foi inferior a 3% nos anos estudados, sendo sempre inferior a 8% nas RU, valor considerado baixo e indício de boa qualidade do sistema de registros de óbitos (MATHERS, 2005). Além disso, 99,2% da população do município residia em área urbana, onde existia extensa cobertura de serviços de saúde, sendo muito improvável um percentual significativo de sub-registros de óbitos. A avaliação da completude do preenchimento das declarações de óbitos também foi muito boa para as variáveis utilizadas na análise. Todos estes fatos somados são indícios da confiabilidade dos dados disponíveis para análise.

Este estudo utilizou as regiões urbanas de Juiz de Fora como unidades de análise, que são agregados de setores censitários do censo demográfico do IBGE. O uso de setores censitários em estudos ecológicos para desvelar desigualdades em saúde teve um bom desempenho em pesquisas feitas nos EUA, com resultados comparáveis ao uso de variáveis do nível individual, com a vantagem de ser aplicável para grupos populacionais ou faixas etárias onde informações individuais sobre a situação socioeconômica ou educacional não estão disponíveis ou não têm muita aplicabilidade, como os menores de 25 anos e os maiores de 65 anos (KRIEGER et al., 2002; REHKOPF et al., 2006).

O maior risco de mortalidade cardiovascular associado a áreas com piores condições socioeconômicas em Juiz de Fora no triênio 1999-2001 pode ter tido como fatores intermediários dificuldades de acesso a informações sobre saúde, relacionadas a uma escolaridade mais baixa; dificuldades de aquisição de alimentos mais saudáveis, que costumam ser mais caros e podem não estar disponíveis para compra em bairros com perfil socioeconômico mais baixo; indisponibilidade de locais adequados para a prática de atividade física e limitações no acesso e no consumo de tecnologias de assistência à saúde. Estudos do tipo multinível, que pesquisem diretamente estes e outros possíveis fatores, podem esclarecer os mecanismos causais responsáveis pelas grandes iniquidades em saúde que este estudo detectou. Podem também avaliar o papel relativo que fatores dos níveis populacional e individual têm na determinação da mortalidade cardiovascular nas coletividades.

O conhecimento é o primeiro passo para a ação. A epidemiologia brasileira tradicionalmente vem trabalhando em conjunto com os serviços e os gestores da saúde, procurando promover a melhora das condições de saúde das populações. Para alcançar este objetivo, não bastam ações programadas dentro do âmbito do setor saúde. Se as condições de vida são determinantes de saúde importantes, para a redução das iniquidades em saúde necessita-se de políticas públicas mais gerais, com reflexos nas áreas econômica, de educação, de emprego e ambientais, principalmente reduzindo desigualdades. Políticas setoriais poderiam ter um papel complementar, ao focarem nos mecanismos pelos quais as desigualdades sociais geram piores condições de saúde, por exemplo em um planejamento urbano que facilite o acesso a alimentos saudáveis e a locais adequados para a prática de atividade física próximos ao local de moradia.

## REFERÊNCIAS

- ANGELO, J. R. **Análise sócio-espacial da mortalidade materna na área urbana de Juiz de Fora – MG.** 2005. 45 f. Monografia (Bacharelado em Geografia) – Curso de Bacharelado em Geografia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora.
- ANGELO, J. R. **(Re) Produção do espaço urbano de Juiz de Fora - MG e distribuição espacial da tuberculose.** 2008. 125 f. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro.
- BAILEY, T. C., GATRELL, A.C. **Interactive Spatial Data Analysis.** Essex: Longman Scientific & Technical, 1995. 413 p.
- BAILEY, T. C. Spatial statistical methods in health. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 5, p. 1086-1098, 2001.
- BARATA, R. B. Epidemiologia social. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 8, n. 1, p. 7-17, 2005.
- BARATA, R. B. Desigualdades Sociais e Saúde. In: CAMPOS, G. W. S. et al. (Org.). **Tratado de Saúde Coletiva.** São Paulo: Hucitec; Rio de Janeiro: Fiocruz, 2006. p. 457-486.
- BARCELLOS, C.; BASTOS, F. I. Geoprocessamento, ambiente e saúde: uma união possível? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 12, n. 3, p. 389-397, 1996.
- BARCELLOS, C. Elos entre geografia e epidemiologia. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 16, n. 3, p. 607-609, 2000.
- BIVAND, R. **Introduction to the North Carolina SIDS data set. 2008.** Disponível em: <<http://cran.r-project.org/web/packages/spdep/vignettes/sids.pdf>>. Acesso em 26 out. 2008.
- BORREL, C. et al. Inequalities in mortality according to educational level in two large Southern European cities. **International Journal of Epidemiology**, v. 28, n. 1, p. 58-63, 1999.
- BRASIL. Constituição (1988). **Diário Oficial da União.** Brasília, 1988.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde e Secretaria de Gestão Estratégica e Participativa. **VIGITEL Brasil 2006.** Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico. Brasília: Ministério da Saúde, 2007. 92 p.
- BUSS, P. M.; PELLEGRINI FILHO, A. A saúde e seus determinantes sociais. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, v. 17, n. 1, p. 77-93, 2007.
- CARVALHO, M. S.; CRUZ, O. G.; NOBRE, F. F. Perfil de risco: método multivariado de classificação sócio-econômica de microáreas urbanas – os setores censitários da região metropolitana do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 13, n. 4, p. 635-645, 1997.
- CARVALHO, M. S.; PINA, M. F.; SANTOS, S. M. **Conceitos básicos de Sistemas de Informação Geográfica e cartografia aplicados à saúde.** Brasília: Organização Pan-Americana de Saúde / Ministério da Saúde, 2000. 124 p.

CARVALHO, M. S. et al. Análise de dados de área. In: DRUCK, S. et al. (Ed.). **Análise especial de dados geográficos**. Brasília: EMBRAPA, 2004. Disponível em: <<http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/analise/>>. Acesso em: 10 nov. 2008.

CARVALHO, M. S.; SOUZA-SANTOS, R. Análise de dados espaciais em saúde pública: métodos, problemas, perspectivas. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 21, n. 2, p. 361-378, 2005.

CASTELLANOS, P. L. O Ecológico na Epidemiologia. In: ALMEIDA FILHO, N. et al. (Org.). **Teoria Epidemiológica Hoje: fundamentos, interfaces, tendências**. Rio de Janeiro: FIOCRUZ/ABRASCO, 1998. p. 129-147.

CAVALLIERI, F.; LOPES, G. P. Índice de desenvolvimento social - comparando as realidades microurbanas da cidade do Rio de Janeiro. **Armazém de dados**, abril de 2008. Disponível em: <[http://www.armazemdedados.rio.rj.gov.br/arquivos/2247\\_indice%20de%20desenvolvimento%20social%20\\_%20ids.PDF](http://www.armazemdedados.rio.rj.gov.br/arquivos/2247_indice%20de%20desenvolvimento%20social%20_%20ids.PDF)>. Acesso em 15 out. 2008.

CHOR, D. et al. Doenças cardiovasculares: panorama da mortalidade no Brasil. In: MINAYO, M. C. S. (Org.). **Os muitos Brasis: saúde e população na década de 80**. 2. ed. São Paulo: Hucitec; Rio de Janeiro: ABRASCO, 1999. 356 p.

CORDEIRO, G. M.; DEMÉTRIO, C. G. B. **Modelos lineares generalizados**. Minicurso para o 12º SEAGRO e a 52ª Reunião Anual da RBRAS. 165 p. Santa Maria: UFSM, 2007. Disponível em: <<http://www.esalq.usp.br/departamentos/lce/clarice/livroSeagro.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2008.

COSTA, M. C. N.; TEIXEIRA, M. G. L. C. A concepção de “espaço” na investigação epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 15, n. 2, p. 271-279, 1999.

CZERESNIA, D.; RIBEIRO, A. M. O conceito de espaço em epidemiologia: uma interpretação histórica e epistemológica. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 16, n. 3, p. 595-605, 2000.

DIEZ-ROUX, A. V. Bringing Context Back into Epidemiology: Variables and Fallacies in Multilevel Analysis. **American Journal of Public Health**, v. 88, n. 2, p. 216-222, 1998.

DIEZ-ROUX, A. V. et al. Intraurban variations in adult mortality in a large Latin American city. **Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine**, v. 84, n. 3, p. 319-333, 2007.

DRUMOND Jr., M.; BARROS, M. B. A. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 2, n. 1/2, p. 34-49, 1999.

FARQUHAR, J. W. et al. Effects of communitywide education on cardiovascular disease risk factors. The Stanford five-city project. **Journal of the American Medical Association**, v. 264, n. 3, p. 359-365, 1990.

HIGGINS, M. Patients, families and populations at high risk for coronary heart disease. **European Heart Journal**, v. 22, n. 18, p. 1682-1690, 2001.

HJERMAN, I. et al. Effect of diet and smoking intervention on the incidence of coronary heart disease. Report from the Oslo study group of a randomized trial in healthy men. **The Lancet**, v. 2, p. 1303-1310, 1981.

INPE (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais). **Tutorial do TerraView**. São José dos Campos, 2008. Disponível em: <[http://www.dpi.inpe.br/terraview/php/docs.php?body=Tutorial\\_i](http://www.dpi.inpe.br/terraview/php/docs.php?body=Tutorial_i)>. Acesso em: 22 dez. 2008.

ISHITANI, L. H.; FRANÇA, E. Desigualdades socioespaciais e mortes precoces de adultos na região centro-sul do município de Belo Horizonte em 1996. **Informe Epidemiológico do SUS**, v. 9, n. 4, p. 229-239, 2000.

ISHITANI, L. H. et al. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 40, n. 4, p. 684-691, 2006.

KORNITZER, M. et al. Belgian heart study prevention project: incidence and mortality results. **Lancet**, v. 1, p. 1066-1070, 1983.

JORGE, M. H. P. M.; GOTLIEB, S. L. D.; LAURENTI, R. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento: I - Mortes por causas naturais. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 5, n. 2, p. 197-211, 2002.

JORGE, M. H. P. M.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 12, n. 3, p. 643-654, 2007.

KILANDER, L. et al. Education, lifestyle factors and mortality from cardiovascular disease and cancer: a 25-year followup of Swedish 50-year-old men. **International Journal of Epidemiology**, v. 30, n. 5, p. 1119-1126, 2001.

KRIEGER, N. Theories for social epidemiology in the 21st century: an ecosocial perspective. **International Journal of Epidemiology**, v. 30, n. 4, p. 668-677, 2001.

KRIEGER, N. et al. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: Does the choice of area-based measure and geographical level matter? **American Journal of Epidemiology**, v. 156, n. 5, p. 471-482, 2002.

LAURENTI, R. O declínio das doenças cardiovasculares como causa de morte. **Revista de Saúde Pública**, v. 20, n. 5, p. 339-340, 1986.

LAURENTI, R.; BUCHALLA, C. M. Myths about cardiovascular diseases. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 76, n. 2, p. 105-110, 2001.

LEE, R. E.; CUBBIN, C. Neighborhood context and youth cardiovascular health behaviors. **American Journal of Public Health**, v. 92, n. 3, p. 428-436, 2002.

LEITE, S. P. et al. Mortalidade por doença cérebro vascular em Juiz de Fora, MG: Série Histórica do período de 1980 a 2005. In: CONGRESSO MUNDIAL DE EPIDEMIOLOGIA, 18., 2008, Porto Alegre. **Livro de Resumos...** Porto Alegre: ABRASCO, 2008. 1 CD-ROM.

LOTUFO, P. A. A mortalidade elevada associada à hipertensão no Brasil: um fator dietético? **Jornal Brasileiro de Nefrologia**, v. 18, n. 3, p. 285-288, 1996.

LOTUFO, P. A. Mortalidade Precoce por Doenças do Coração no Brasil. Comparação com Outros Países. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 70, n. 5, p. 321-325, 1998.

LYNCH, J. W. et al. Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. **American Journal of Public Health** v. 88, n. 7, p. 1074-1080, 1998.

MATHERS, C. D. et al. Counting the dead and what they died from: an assessment of the global status of cause of death data. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 83, n. 3, p. 171-177, 2005.

MEDRONHO, R. A. Estudos Ecológicos. In: MEDRONHO, R. A. et al. (Ed.). **Epidemiologia**. São Paulo: Atheneu, 2006. p. 191-198.

MEDRONHO, R. A.; WERNECK, G. L. Técnicas de análise espacial em saúde. In: MEDRONHO, R. A. et al. (Ed.). **Epidemiologia**. São Paulo: Atheneu, 2006. p. 427-446.

MELO, E. C. P.; CARVALHO, M. S.; TRAVASSOS, C. Distribuição espacial da mortalidade por infarto agudo do miocárdio no Município do Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 6, p. 1225-1236, 2006.

MENDES, C. C. **Modelos para dados de contagem com aplicações**. 2007. 123 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Instituto de Matemática, Estatística e Computação Científica, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

MORGENSTERN, H. Ecologic Studies. In: ROTHMAN, K. J.; GREENLAND, S.; LASH, T. L. (Ed.). **Modern Epidemiology**. 3rd. ed. Philadelphia: Lippincott, Williams & Wilkins, 2008. p. 511-531.

NOGUEIRA, M. C. et al. Estudo da Taxa de Mortalidade por Doenças Isquêmicas do Coração no período de 1980 a 2005 em Juiz de Fora - MG. In: CONGRESSO MUNDIAL DE EPIDEMIOLOGIA, 18., 2008, Porto Alegre. **Livro de Resumos...** Porto Alegre: ABRASCO, 2008. 1 CD-ROM.

NUNES, L. C. et al. Tendência da mortalidade por doenças do aparelho circulatório em Juiz de Fora-MG, 1980-2005. In: CONGRESSO MUNDIAL DE EPIDEMIOLOGIA, 18., 2008, Porto Alegre. **Livro de Resumos...** Porto Alegre: ABRASCO, 2008. 1 CD-ROM.

PAES, N. A. Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados brasileiros. **Revista de Saúde Pública**, v. 41, n. 3, p. 436-445, 2007.

PAGANO, M; GAUVROU, K. **Princípios de bioestatística**. São Paulo: Thomson Learning, 2006. 506 p.

PUSKA, P. et al. The community-based strategy to prevent coronary heart disease: conclusions from the ten years of the North Karelia Project. **Annual Review of Public Health**, v. 6, p. 147-193, 1985.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna (Austria): R Foundation for Statistical Computing, 2007. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 01 out. 2008.

REHKOPF, D. H. et al. Monitoring socioeconomic disparities in death: Comparing individual-level education and area-based socioeconomic measures. **American Journal of Public Health**, v. 96, n. 12, p. 2135-2138, 2006.

ROSE, G. Sick individuals and sick populations. **International Journal of Epidemiology**, v. 14, n. 1, p. 32-38, 1985.

SANTOS, S. M.; NORONHA, C. P. Padrões espaciais de mortalidade e diferenciais sócio-econômicos na cidade do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 5, p. 1099-1110, 2001.

SCHWARTZ, S. The fallacy of the ecological fallacy: The potential misuse of a concept and the consequences. **American Journal of Public Health**, v. 84, n. 5, p. 819-824, 1994.

SILVA, L. M. V.; PAIM, J. S.; COSTA, M. C. N. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. **Revista de Saúde Pública**, v. 33, n. 2, p. 187-197, 1999.

SINGH, G. K.; SIAHPUSH, M. Increasing inequalities in all cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998. **International Journal of Epidemiology**, v. 31, n. 3, p. 600-613, 2002.

SOLLA, J. J. S. P. Problemas e limites da utilização do conceito de classe social em investigações epidemiológicas: uma revisão crítica da literatura. **Cadernos de Saúde Pública** v. 12, n. 2, pp. 207-216, 1996.

SOUZA, N. R. M.; MATOS, M. F. D.; SILVA, N. A. S. Fatores de risco cardiovascular: a complexa relação causal entre saúde e doença como base conceitual para intervenção e controle. **Revista da SOCERJ**, v. 16, n.2, p. 167-182, 2003.

SOUZA, M. F. M. et al. Epidemiologia das doenças do aparelho circulatório no Brasil: uma análise da tendência da mortalidade. **Revista da Sociedade de Cardiologia do Estado de São Paulo**, v. 16, n. 1, p. 48-62, 2006.

SOUZA, W. V. et al. Análise Espacial de Dados de Áreas. In: SANTOS, S. M.; SOUZA, W. V. (Org.). **Introdução à estatística espacial para a saúde pública**. Brasília: Ministério da Saúde, 2007. p. 60-79.

SUSSER, M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. **American Journal of Public Health**, v. 84, n. 5, p. 825-829, 1994.

SUSSER, M. The logic in ecological: II. The logic of design. **American Journal of Public Health**, v. 84, n. 5, p. 830-835, 1994.

TAVARES, G. M. (Org.). **Atlas Social - Juiz de Fora: Diagnóstico**. Juiz de Fora: Prefeitura de Juiz de Fora, 2006. 294 p.



TIMERMAN, A. et al. Aspectos epidemiológicos das doenças cardiovasculares em nosso meio: tendência da mortalidade por doença isquêmica do coração no Brasil de 1979 a 1996. **Revista da Sociedade de Cardiologia do Estado de São Paulo**, v. 11, n. 4, p. 715-723, 2001.

TURRELL, G.; MATHERS, C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997. **International Journal of Epidemiology**, v. 30, n. 2, p. 231-239, 2001.

VIANNA, S. M. et al. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001. 224 p.

WHO (World Health Organization). **The global burden of disease: 2004 update**. Geneva: World Health Organization, 2008. 160 p.

WHO (World Health Organization). Disponível em: <<http://www.who.int/whosis/indicators>>. Acesso em: 15 dez. 2008.

WING, S. et al. Geographic and socioeconomic variation in the onset of decline of coronary heart disease mortality in white women. **American Journal of Public Health**, v. 82, n. 2, p. 204-209, 1992.

ZEILEIS, A.; KLEIBER, C.; JACKMAN, S. **Regression models for count data in R**. Disponível em: <<http://cran.r-project.org/web/packages/pscl/vignettes/countreg.pdf>>. Acesso em: 28 dez. 2008.