

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO**

**EXPECTATIVA DE VIDA NO BRASIL:
A GERAÇÃO DE MODELOS EXPLICATIVOS POR
REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA**

TESE DE DOUTORADO

HUBERT CHAMONE GESSER

**FLORIANÓPOLIS
2005**

HUBERT CHAMONE GESSER

**EXPECTATIVA DE VIDA NO BRASIL:
A GERAÇÃO DE MODELOS EXPLICATIVOS POR
REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA**

Hubert Chamone Gesser

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina para a obtenção do título de Doutor em Engenharia de Produção.

Orientador: Professor Doutor Glaycon Michels

**FLORIANÓPOLIS
2005**

HUBERT CHAMONE GESSER

**EXPECTATIVA DE VIDA NO BRASIL:
A GERAÇÃO DE MODELOS EXPLICATIVOS POR
REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA**

Esta Tese de Doutorado foi avaliada e considerada aprovada para obtenção do Título de Doutor em Engenharia de Produção, pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina.

Professor Edison Pacheco Paladini, Doutor
Coordenador do P.P.G.E.P.

Banca Examinadora:

Professor Glaycon Michels, Doutor
Orientador

Professora Maria Cristina Marino Calvo, Doutora
Moderadora

Professora Jane Maria de Souza Philippi, Doutora

Professora Zuleica Maria Patrício, Doutora

Professor Flávio Ricardo Liberali Magajewski, Doutor

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Santa Catarina

Ao Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção

Ao meu orientador Professor Doutor Glaycon Michels,
pela confiança depositada em minha capacidade

Aos meus pais e irmãs
por nunca deixarem faltar amor, carinho e confiança

À minha noiva, Ivana T. Corrêa de Oliveira pela paciência e
prestatividade no desenvolvimento desta pesquisa

Ao estimado Professor Doutor Emil Kupek
pela colaboração nas análises estatísticas de regressão linear múltipla

A todos aqueles que direta ou indiretamente
contribuíram para a realização desta pesquisa

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS

LISTA DE TABELAS

RESUMO

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	12
1.1 Objetivos e Hipóteses	14
1.2 Justificativa e Relevância	15
1.3 Estrutura do Relatório	16
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	18
2.1 A Expectativa de Vida	18
2.1.1 O Cálculo da Expectativa de Vida	21
2.1.2 Variáveis Impactantes na Expectativa de Vida ao Nascer	23
2.1.2.1 Mortalidade infantil	23
2.1.2.2 Renda familiar, coeficiente GINI e pobreza	26
2.1.2.3 Água tratada	28
2.1.2.4 Nível educacional	33
2.1.2.5 Acesso aos cuidados médicos	35
2.1.3 Perspectivas Futuras em Expectativa de Vida	36
2.2 A Demografia da Terceira Idade	38
2.2.1 A Transição Epidemiológica	39
2.2.2 Dados Demográficos da Terceira Idade	40
2.2.3 A Saúde do Idoso no Brasil	49
2.3 Promoção de Saúde	55
3 METODOLOGIA DO ESTUDO	60
3.1 Delineamento do Estudo	60
3.2 População de Estudo	61
3.3 O Banco de Dados	61
3.3.1 A composição do banco de dados	62
3.3.2 As fontes de obtenção dos dados	65
3.4 Os Métodos de Análise dos Dados	65
4 DESCRIÇÃO DOS DADOS	72
4.1 Estatística Descritiva das Variáveis de Estudo	72
4.1.1 Renda per capita	72
4.1.2 O índice de Gini	75
4.1.3 Percentual da renda dos 10% mais ricos da população	78
4.1.4 Intensidade da pobreza	81
4.1.5 Percentual de pessoas com acesso à água encanada	85
4.1.6 Número de médicos residentes para cada mil habitantes	87

4.1.7 Índice de mortalidade infantil	90
4.1.8 Tamanho da população	92
4.1.9 Taxa de alfabetização	95
4.1.10 Esperança de vida ao nascer	98
4.2 Estatística Descritiva da Esperança de Vida ao Nascer para as Regiões Brasileiras	101
5 ANÁLISES DE CORRELAÇÃO E REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA	107
5.1 Correlação da Expectativa de Vida com as Demais Variáveis de Estudo	107
5.2 Análise de Regressão Linear Múltipla	110
5.2.1 Regressão linear múltipla para a Região Sudeste	111
5.2.2 Regressão linear múltipla para a Região Sul	113
5.2.3 Regressão linear múltipla para a Região Centro Oeste	116
5.2.4 Regressão linear múltipla para a Região Norte	118
5.2.5 Regressão linear múltipla para a Região Nordeste	121
6 CONCLUSÕES E SUGESTÕES	124
6.1 Conclusões	124
6.2 Sugestões e Recomendações	128
REFERÊNCIAS	130

LISTA DE FIGURAS

Figura 01: Expectativa de vida ao nascer no Brasil de 1900 a 2020 para ambos os sexos (RAMOS et al., 1987)	42
Figura 02: Evolução percentual dos grupos etários no Brasil de 1940 a projeções para 2025 (IBGE, 1981; UNITED NATIONS, 1985)	42
Figura 03: Redução da taxa de natalidade verificada no Censo Demográfico (IBGE, 2002a)	43
Figura 04: Redução da taxa de mortalidade verificada no Censo Demográfico (IBGE, 2002a)	44
Figura 05: Pirâmide populacional do Brasil verificada no Censo Demográfico (IBGE, 2002a)	44
Figura 06: Percentual de idosos no mundo de 1980 e 2025 (UNITED NATIONS, 1985)	45
Figura 07: Gráfico de barras horizontal da proporção de pessoas de 60 ou mais anos de idade em países selecionados 1990-1999 (IBGE, 2002b)	46
Figura 08: Custo de hospitalização consumido por habitante/ano em 1995. Valores em Reais (SILVESTRE et al., 1996)	52
Figura 09: Número de hospitalizações por mil habitantes. (SILVESTRE et al., 1996)	53
Figura 10: Modelo do estudo para a análise da base de dados. Adaptado de BERRY e LINOFF, 1997	66
Figura 11: A Renda per capita no Brasil	74
Figura 12: O índice de Gini no Brasil	77
Figura 13: O percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população	80
Figura 14: A intensidade da pobreza da população brasileira	83
Figura 15: O acesso à água encanada no Brasil	86
Figura 16: Número de médicos residentes por mil habitantes nos municípios brasileiros	89
Figura 17: A mortalidade infantil no Brasil	91
Figura 18: A população total dos municípios brasileiros	94
Figura 19: A alfabetização da população brasileira	97
Figura 20: A esperança de vida ao nascer no Brasil	100
Figura 21: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Sudeste	102
Figura 22: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Sul	103
Figura 23: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Centro Oeste	104
Figura 24: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Norte	105
Figura 25: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Nordeste	105

LISTA DE TABELAS

Tabela 01: Evolução da expectativa de vida no Brasil entre 1991 e 1999	19
Tabela 02: Mortalidade infantil em 1999 indicando a polarização do problema	25
Tabela 03: Classificação ambiental das infecções relacionadas com o saneamento	32
Tabela 04: Mortalidade de crianças brasileiras com menos de dois anos de idade conforme o nível educacional da mãe	34
Tabela 05: Proporção da população residente de 60 anos ou mais de idade, segundo os municípios das capitais brasileiras em 2000	47
Tabela 06: População residente de 60 anos ou mais de idade, em números absolutos e relativos, por sexo, segundo as regiões do Brasil em 2000	48
Tabela 07: Total de habitantes e número de municípios para cada região do país em 2000	70
Tabela 08: As maiores rendas per capita de cada região do país em 2000	74
Tabela 09: As menores rendas per capita de cada região do país em 2000	75
Tabela 10: Os maiores índices de Gini de cada região do país em 2000	77
Tabela 11: Os menores índices de Gini de cada região do país em 2000	78
Tabela 12: Os maiores percentuais da renda apropriado pelos 10% mais ricos da população de cada região do país em 2000	80
Tabela 13: Os menores percentuais da renda apropriado pelos 10% mais ricos da população de cada região do país em 2000	81
Tabela 14: As maiores distâncias percentuais entre a renda domiciliar média per capita e a linha de pobreza para cada região do país em 2000	83
Tabela 15: As menores distâncias percentuais entre a renda domiciliar média per capita e a linha de pobreza para cada região do país em 2000	84
Tabela 16: Os maiores percentuais da população municipal abastecida por água encanada para cada região do país em 2000	86
Tabela 17: Os menores percentuais da população municipal abastecida por água encanada para cada região do país em 2000	87
Tabela 18: As maiores proporções de médicos residentes no município/mil habitantes para cada região do país em 2000	89
Tabela 19: As maiores taxas de mortalidade de menores de um ano/mil nascimentos para cada região do país em 2000	91
Tabela 20: As menores taxas de mortalidade de menores de um ano/mil nascimentos para cada região do país em 2000	92
Tabela 21: Os municípios mais populosos de cada região do país em 2000	94
Tabela 22: Os municípios menos populosos de cada região do país em 2000	95
Tabela 23: Os municípios com as maiores taxas de alfabetização para cada região do país em 2000	97
Tabela 24: Os municípios com as menores taxas de alfabetização para cada região do país em 2000	98
Tabela 25: Os municípios brasileiros com as maiores esperanças de vida ao nascer para cada região do país em 2000	100
Tabela 26: Os municípios brasileiros com as menores esperanças de vida ao nascer para cada região do país em 2000	101

Tabela 27: Coeficientes de Correlação de Pearson da expectativa de vida com as variáveis de estudo por regiões do Brasil	107
Tabela 28: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Sudeste do Brasil	112
Tabela 29: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla Para a Região Sudeste do Brasil	113
Tabela 30: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Sul do Brasil	114
Tabela 31: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Sul do Brasil	115
Tabela 32: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Centro Oeste do Brasil	117
Tabela 33: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Centro Oeste do Brasil	118
Tabela 34: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Norte do Brasil	119
Tabela 35: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Norte do Brasil	120
Tabela 36: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Nordeste do Brasil	122
Tabela 37: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Nordeste do Brasil	123

RESUMO

GESSER, Hubert Chamone. Expectativa de Vida no Brasil: A geração de modelos explicativos por regressão linear múltipla. Florianópolis, 2005. 137f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção, UFSC, 2005.

Este trabalho com delineamento do tipo ecológico tem por objetivo apresentar modelos explicativos da expectativa de vida para as cinco regiões brasileiras (Sul, Sudeste, Centro Oeste, Norte e Nordeste). Os contrastes e diferenças regionais impedem a elaboração de um modelo único para todo o país. O banco de dados utilizado foi gerado através de dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e do Censo Demográfico 2000 da Fundação IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) referentes aos 5507 municípios brasileiros existentes em 2000. Procurou-se encontrar explicações para a expectativa de vida através de variáveis independentes denominadas fatores socioeconômicos. Além da expectativa de vida, as variáveis de estudo utilizadas nesta pesquisa foram: a renda *per capita*, o índice de Gini, a intensidade da pobreza, o acesso à água encanada, a disponibilidade médica no município, o índice de mortalidade infantil, o tamanho da população e a taxa de alfabetização. Com o emprego do software *SPSS 8.0.0 for Windows* foram calculadas as estatísticas descritivas, os coeficientes de correlação de Pearson das variáveis independentes com a expectativa de vida e as análises de regressão linear múltipla que geraram modelos preditivos para cada uma das regiões brasileiras. Em todas as análises de regressão múltipla foi adotado um peso para evitar desvios referentes às diferenças no tamanho dos municípios brasileiros. Os resíduos das análises de regressão também foram apresentados. A pesquisa mostrou diferenças entre as expectativas de vida das regiões brasileiras, sendo que as regiões Sul e Sudeste apresentam resultados mais favoráveis. Nas regiões Sul e Sudeste a expectativa de vida em anos situa-se em torno de 71,58 e 70,26 respectivamente, no Centro Oeste é de 68,94, no Norte é de 65,72 e no Nordeste se tem o valor mais baixo, 63,13 anos. Como a qualidade de vida é uma preocupação freqüente em saúde coletiva, este estudo mostra sua relevância por ser uma ferramenta útil aos gestores públicos em saúde, auxiliando o processo de tomada de decisões voltadas às políticas de saúde e conseqüentemente a sociedade. Concluiu-se também que as variáveis socioeconômicas são determinantes para a expectativa de vida, destacando-se o índice de mortalidade infantil como variável mais importante. Sugere-se também que novos estudos com abordagens qualitativas e quantitativas sejam realizados para que os sujeitos da pesquisa possam ser ouvidos e as hipóteses novamente confirmadas. Recomenda-se que os pesquisadores adotem uma postura mais ativa passando a cobrar dos administradores públicos medidas que venham ao encontro do que foi comprovado pelas pesquisas científicas, unindo o universo acadêmico à realidade das necessidades populacionais, contribuindo desta forma para o bem estar social.

Palavras-chave: Expectativa de Vida, Fatores Socioeconômicos, Regressão Linear Múltipla, Qualidade de Vida, Saúde Coletiva

ABSTRACT

GESSER, Hubert Chamone. Expectativa de Vida no Brasil: A geração de modelos explicativos por regressão linear múltipla. Florianópolis, 2005. 137f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção, UFSC, 2005.

This study with delineation of ecological type has the objective to present explanatory models of life expectancy in the five Brazilian regions (South, Southeast, Middlewest, North and Northeast). The contrast and regional differences obstruct the formulation of a unique model for the whole country. The database was elaborated through information of the United Nations Development Programme (UNDP) and the Demographic Census 2000 from the IBGE (Brazilian Institution of Geography and Statistics) referring to the 5507 Brazilian municipal districts existing in 2000. Definitions were searched for the life expectancy through the independent variables identified as Socioeconomic Factors. Further on life expectancy, the study variables used in this research were: the per capita income, the index of Gini, the poverty intensity, the access to the channeled water, the availability of medical assistance, the infant mortality rate, the size of the population and the literacy rate. Applying the software SPSS 8.0.0 for Windows were calculated the descriptive statistics, the Pearson's correlation coefficients of the independent variables and the analysis of multiple linear regressions for each one of the Brazilian regions. For every multiple regression analysis, a weigh were adopted to prevent diversions referring to variation in size in Brazilian counties. The regression analysis leftovers were also presented. The research revealed differences in life expectancy among Brazilian regions, therefore the South and Southeast regions presented results more favorable. In the South and Southeast regions the life expectancy, in age, is about 71,58 and 70,26, in the Middlewest is 68,94, in the North is 65,72 and the Northeast has the lowest value of 63,13 years. As the quality of life is a usual preoccupation in collective health, this study reveals its relevance for being a useful tool for the public administrators, supporting the process in taking decisions related to health politics and therefore the society. It is also deduced that the socioeconomic variables are determining factors for life expectancy, and the infant mortality rate has the most important variable. It also suggests that new researches with qualitative and quantitative approach have to be realized in a way that the subjects of the research could be listened and the hypothesis confirmed again. It is recommended that the tracers adopt a more active posture, inquiring the public administrators to take steps to realize what was scientifically proved by the researches, joining the academic universe to the reality of the population necessities, contributing in this way for good social conditions.

Keywords: Life Expectancy, Socioeconomic Factors, Multiple Linear Regression, Quality of Life, Public Health

1 INTRODUÇÃO

Os relatos encontrados na literatura sobre a expectativa de vida no Brasil costumam apresentar as variáveis que exercem influência sobre ela, seja reduzindo ou acrescentando anos de vida as pessoas, porém não são freqüentes os estudos que se preocupam com a quantificação dessas variáveis. Desta forma surge a problemática deste estudo, que é a de mostrar como diversas variáveis socioeconômicas possam explicar através de modelos a expectativa de vida no Brasil.

Para a compreensão dos fenômenos e fatores que estão diretamente relacionados à expectativa de vida é necessário que sejam tomados como base os estudos demográficos que servem como apoio ao desenvolvimento de políticas públicas de saúde.

A palavra demografia significa, originalmente, o estudo estatístico das populações, no qual se descrevem as características de uma coletividade, sua natalidade, migrações, mortalidade, etc. Na área da saúde, os métodos demográficos são utilizados para determinar a proporção de uma população que, em determinado tempo, é afetada por uma doença ou, que está exposta a fatores de risco às funções orgânicas, físicas ou mentais (BEAGLEHOLE *et al.*, 2001).

Os estudos sobre a terceira idade vêm ganhando espaço ultimamente, como instrumento de pesquisa em levantamentos epidemiológicos de saúde. Isto se deve ao fato da elevação da expectativa de vida observada na população brasileira nas últimas décadas e da confirmação desta tendência para as próximas décadas (BERQUO, 1989).

A pouca existência de estudos nacionais e locais a respeito do modo como a expectativa de vida se apresenta na população, justifica a busca de informações através deste estudo.

Surgiu então a idéia da pesquisa com a necessidade de utilização de elementos do processo científico, pois há a necessidade de se explicar o grau de relacionamento de determinadas variáveis sobre a expectativa de vida da população brasileira.

Para não incorrer no erro de uma análise superficial, procurou-se a busca de dados socioeconômicos e informações pertinentes as principais razões que pudessem ser capazes de orientar a problemática desta pesquisa.

Utilizando-se de um banco de dados contendo informações das dimensões educação, renda e longevidade de todos os 5507 municípios do Brasil em 2000, buscou-se com análises estatísticas a elaboração de um modelo preditivo, que viabilizasse a identificação das variáveis mais determinantes para os grupos populacionais mais afetados.

Relativamente poucos estudos sobre desigualdades em saúde têm sido realizados com abrangência nacional no Brasil, apesar da relevância do tema, da existência de grandes lacunas de conhecimento e da disponibilidade de dados e informações em saúde. Assim, o presente estudo pretende mensurar e analisar as desigualdades em saúde nos municípios brasileiros a partir dos dados disponíveis, focalizando especialmente a expectativa de vida ao nascer.

Com as possibilidades modernas de processamento automático de dados, os resultados das pesquisas demográficas vêm adquirindo uma importância crescente no planejamento e na administração da assistência em saúde.

É neste contexto que se insere este trabalho, onde se procura dar uma contribuição ao conhecimento das questões relacionadas à expectativa de vida e, por conseguinte à saúde da coletividade.

1.1 Objetivos e Hipóteses

Este estudo tem como objetivo geral o de elaborar modelos explicativos da expectativa de vida da população brasileira, a partir da análise de regressão múltipla de um banco de dados que inclui todos os municípios do Brasil, no ano de 2000.

Os objetivos específicos são:

a) Identificar, na população brasileira, a distribuição da variável dependente expectativa de vida, bem como as variáveis independentes: renda per capita, índice de Gini, intensidade da pobreza, acesso à água encanada, disponibilidade médica no município, mortalidade infantil, tamanho da população e taxa de alfabetização;

b) Analisar quais as variáveis que mais se correlacionam com a expectativa de vida em cada uma das regiões brasileiras;

c) Identificar a interferência das variáveis independentes na expectativa de vida da população estudada, gerando desta forma um modelo preditivo orientador às políticas públicas nacionais.

A partir destes objetivos formam-se as seguintes hipóteses:

a) Há expectativa de vida mais elevada nas regiões com melhores indicadores sociais, educacionais e econômicos;

b) As desigualdades podem ser consideradas fatores que influenciam as taxas de expectativa de vida populacional.

1.2 Justificativa e Relevância

O conhecimento dos fatores que interferem na elevação ou na redução da expectativa de vida mostram-se importantes, não somente pelas características da saúde pública, mas também pelas conseqüências socioeconômicas que afetam as populações.

O presente trabalho pretende contribuir com a elaboração de modelos explicativos da expectativa de vida para as populações das regiões brasileiras. As funções matemáticas, elaboradas neste estudo, originam modelos da expectativa de vida para as regiões brasileiras, propondo-se então uma maneira de explicar através de uma abordagem positivista como as variáveis socioeconômicas podem interferir na vida das populações. A relevância do estudo se dá através da proposição desses modelos explicativos que poderão servir como instrumentos norteadores da adoção de políticas públicas voltadas para as questões relacionadas à expectativa de vida das pessoas.

As políticas públicas necessitam de rigoroso planejamento para que os resultados a serem alcançados tragam o retorno esperado, previsto, e desejado. O alcance desses resultados é dependente do grau de cientificidade que é adotado na fase de planejamento do que deve ser feito, das intervenções a serem adotadas e das medidas a serem tomadas.

Infelizmente nota-se que em países em desenvolvimento como o Brasil, os governos, através de políticas equivocadas e sem respaldo técnico-científico, costumam priorizar ações que muitas vezes não atendem os anseios da população.

O Sistema Único de Saúde (SUS) tem a função de universalizar a atenção em saúde, porém isso só é possível através da adoção de políticas públicas, embasadas nos métodos científicos e capazes de estarem afinadas com as questões da promoção de saúde.

Ao se conhecer as variáveis que apresentam maior influência na expectativa de vida das populações da cada uma das regiões brasileiras, as intervenções e medidas públicas a serem

adotadas passam a contar com a possibilidade de se alocar os recursos humanos, tecnológicos e financeiros de forma mais eficaz, facilitando o alcance dos melhores resultados para a população.

Obviamente, em virtude do quadro de contrastes existente no Brasil, os investimentos feitos em uma determinada variável socioeconômica trarão resultados diferentes se comparados a uma outra região. Por esta razão, é que os modelos explicativos são diferentes entre as regiões brasileiras.

A originalidade deste estudo reside no fato da metodologia empregada ser inovadora para explicar a expectativa de vida, identificando as variáveis que necessitam de maior intervenção para cada região brasileira. O emprego de metodologias coerentes com os princípios científicos é que proporcionam subsídios corretos ao bom planejamento e programação em saúde, através da real condição demográfica da população de estudo.

1.3 Estrutura do Relatório

Com a finalidade de facilitar a compreensão do estudo este trabalho foi estruturado em outros quatro capítulos além deste.

O capítulo 2, Fundamentação Teórica, se divide nos tópicos: Expectativa de Vida e Demografia da Terceira Idade. No primeiro relata-se o que a literatura apresenta sobre as variáveis independentes e seus impactos na expectativa de vida da população, enfatizando-se a questão socioeconômica como sendo um fator de alta determinância. No item A Demografia da Terceira Idade apresenta-se o quadro em que se inserem as populações idosas, mostrando suas principais características e o fenômeno do envelhecimento populacional.

O capítulo 3 mostra o desenho do estudo, a metodologia empregada, apresenta a população de estudo, a formulação do banco de dados, as variáveis pertencentes ao banco de dados e o plano de análise dos dados. Neste capítulo são também apresentados os procedimentos estatísticos de correlação e de análise de regressão linear múltipla, que foram utilizados para a análise do banco de dados.

No capítulo 4 foram demonstrados os resultados encontrados no estudo através do emprego da estatística descritiva nas variáveis de estudo.

No Capítulo 5 são demonstrados as correlações das variáveis e os modelos explicativos, resultantes da análise de regressão linear múltipla, da expectativa de vida para cada uma das regiões brasileiras.

As conclusões estão relatadas no capítulo 6, onde aparecem as discussões do autor a respeito dos resultados encontrados no estudo, e que têm importância como contribuição científica ao conhecimento da expectativa de vida, através do estudo de um banco de dados. Também neste capítulo, são apresentadas as sugestões para futuros estudos.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 A Expectativa de Vida

O levantamento sobre a esperança de vida ao nascer do brasileiro, realizado pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 2002, apresentou a seguinte conclusão: A expectativa de vida se elevou para 71 anos. Em 1980, a expectativa de vida era de 62,5 anos (IBGE, 2004).

Essa marca coloca o Brasil em 88º no ranking de expectativa de vida da ONU, acima da média mundial de 65,4 anos. O *ranking* compara a expectativa de vida em 192 países, sendo que em primeiro lugar está o Japão, com esperança de vida de 81,6 anos, acompanhado de perto pela Suécia (80,1), por Hong Kong (79,9), pela Islândia (79,8) e pelo Canadá (79,3). O último do ranking é a Zâmbia, com 32,4 anos (IBGE, 2004).

Próximos ao Brasil estão países como Colômbia (72,2), Suriname (71,1), China (71,0), Paraguai (70,9) e Equador (70,8). Mesmo assim, o Brasil está situado atrás de outros países sul-americanos, como a Argentina, o Uruguai e o Chile. Na Argentina, a expectativa está acima de 74 anos, três a mais do que no Brasil. No Uruguai, chega a 75 e no Chile a 76 anos (IBGE, 2004).

Outro dado interessante, é que as mulheres brasileiras vivem em média 7,6 anos a mais do que os homens, isso porquê muitos deles são vítimas da violência ainda na adolescência. Contudo, essa disparidade nas expectativas de vida dos sexos no Brasil, dá sinais que está diminuindo e se estabilizando desde 1991 (IBGE, 2004).

A Tabela 01 mostra o panorama evolutivo da expectativa de vida no Brasil entre os anos de 1991 e 1999, distribuídos por sexo e regiões do país.

Tabela 01: Evolução da expectativa de vida no Brasil entre 1991 e 1999.

Região	Expectativa de Vida ao Nascer (anos)			%
	1991	1999	Número de anos ganhos	
Sul				
Homens	65,2	67,1	1,9	2,8
Mulheres	72,3	74,8	2,5	3,4
Sudeste				
Homens	63,5	64,9	1,4	2,3
Mulheres	71,7	74,1	2,4	3,3
Centro-Oeste				
Homens	64,0	66,0	2,0	3,1
Mulheres	70,4	72,7	2,3	3,3
Norte				
Homens	62,8	65,3	2,5	4,0
Mulheres	67,6	71,4	3,8	5,7
Nordeste				
Homens	58,8	62,4	3,6	6,0
Mulheres	66,2	68,5	2,3	3,4
Brasil				
Homens	62,2	64,3	2,1	3,4
Mulheres	69,7	72,3	2,6	3,7

Fonte: IBGE (2000)

A busca das causas das reduções ou incrementos na expectativa de vida das pessoas, também denominado esperança de vida ao nascer, é uma das preocupações mais freqüentes daqueles que estudam os relacionamentos entre os fenômenos biológicos e os fenômenos sociais.

Thisted (2003) confirma a existência da determinação social no processo saúde-doença, onde parece claro, através de relatos encontrados na literatura, que as condições de saúde das populações são fortemente afetadas por questões de natureza social, como o grau de escolaridade, a renda familiar, etc.

Apesar destas evidências serem fortes, Ansari *et al.* (2003) alertaram ao fato de muitos estudos em saúde ignorarem os fatores sociais como determinantes de saúde ou como fatores que se inter-relacionam com as variáveis biológicas. Os fatores sociais são muito relevantes para a elaboração de um modelo explicativo de uma doença, e não devem ser negligenciados quando se deseja a obtenção de intervenções em saúde pública baseadas em evidências.

Os estudos que buscam os relacionamentos destes fenômenos procuram explicar, através de estudos epidemiológicos, com os mais variados desenhos (coorte, prevalência, caso-controle, ecológico), o grau de impacto que esses determinantes sociais têm sobre a saúde das populações.

Um marco nos estudos sobre a determinação social nas condições de saúde das populações foi a teoria proposta por Hart, na Grã-Bretanha, em 1970. Esta teoria demonstra as razões pela qual as pessoas mais pobres têm menor acesso aos serviços de saúde (HART, 1971). De acordo com Hart nas áreas com mais doentes e mortalidade elevadas, há mais filas de espera, menor suporte hospitalar, obsolescência de equipamentos e carência de leitos e recursos humanos. Esses achados foram denominados “*the inverse care law*” ou lei dos cuidados inversos, relatando que a disponibilidade dos recursos de saúde estão em uma relação inversa se comparados as reais necessidades das populações atendidas.

Recentemente, Victoria *et al.* (2000) propuseram a “*inverse equity hypothesis*”, ou hipótese da equidade inversa, para explicar que as intervenções e os programas de saúde inicialmente atingem as pessoas de nível socioeconômico mais alto para somente mais tarde, alcançarem as pessoas mais pobres. De acordo com os autores, somente após o alcance de níveis de morbidade e mortalidade baixos para os mais ricos é que os mais pobres passam a ganhar acesso as mesmas intervenções.

Para o conceito de equidade, adota-se o proposto por Mooney (1983), a "igualdade de recursos para igual necessidade" tomando-se em consideração a estrutura da população, por sexos e grupos de idade, bem como outros fatores que influenciem as respectivas necessidades. Logo, ao se buscar a equidade se faz a promoção de justiça social.

Desta forma, surge o pensamento que vincula a realidade de saúde à prática social, pois a compreensão e explicação de um fenômeno dependem da descoberta das relações e conexões que lhe são intrínsecas, que o formam e que o inserem na totalidade (PILON, 1986), como proposto nos objetivos deste estudo. Assim sendo, o pensamento da saúde não pode ser desvinculado do todo, que é a realidade social da comunidade em estudo.

Logo, as questões de saúde, como a da expectativa de vida, estão integradas em um contexto social, onde uma série de variáveis pode estar exercendo algum grau de influência sobre os dados de longevidade populacional.

2.1.1 O Cálculo da Expectativa de Vida

A forma de cálculo da expectativa de vida é baseada no cálculo da esperança de vida ao nascer, este cálculo é muito complexo e envolve várias fases. No caso da esperança de vida por município, as estatísticas do registro civil são inadequadas. Por isso, para o cálculo do IDH municipal optou-se por técnicas indiretas para se chegar às estimativas de mortalidade. A base são as perguntas do Censo sobre o número de filhos nascidos vivos e o número de filhos ainda vivos na data em que o Censo foi feito. A partir daí são calculadas proporções de óbitos. Aplica-se, então, uma equação que transforma essas proporções em probabilidade de morte. A próxima etapa é transformar essas probabilidades em tábuas de vida, de onde é extraída a esperança de vida ao nascer (SESPA, 2004).

Com relação à longevidade, o IDH-M leva em conta o número médio de anos que uma pessoa nascida no município, no ano de referência, deve viver, ou seja, a expectativa de vida no município referente ao ano em análise. O indicador de longevidade sintetiza as condições de saúde e salubridade local, uma vez que quanto mais mortes houver nas faixas etárias mais precoces, menor será a expectativa de vida observada no local (PNUD, 2002)..

Para transformar esse número de anos em um índice, usa-se como parâmetro máximo de longevidade, 85 anos, e, como parâmetro mínimo, 25 anos. Assim, se o município em questão tem uma esperança de vida ao nascer de 70 anos. Seu índice de desenvolvimento humano municipal – longevidade (IDHM-L) será: $(70 - 25) / (85 - 25) \rightarrow 45 / 60 \rightarrow 0,750$. Logo, o IDHM-L do município será igual a 0,750 (SESPA, 2004).

O cálculo da expectativa de vida serve para expressar a probabilidade de tempo médio de vida da população, representando uma medida sintética da mortalidade, não estando afetada pelos efeitos da estrutura etária da população (OPAS, 2004).

Através deste índice se torna possível analisar variações geográficas e temporais da expectativa de vida da população, avaliando o nível de vida e saúde das pessoas e subsidiando os processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas de saúde e previdenciárias entre outras (OPAS, 2004).

Os cálculos são realizados segundo uma unidade geográfica (Brasil, regiões, estados, Distrito Federal, municípios) e podem ser divididos por sexo (masculino e feminino). A partir de tábuas de vida elaboradas para cada área geográfica, toma-se o número correspondente a uma geração inicial de nascimentos (1...n) e determina-se o tempo cumulativo vivido por essa mesma geração (T...n) até a idade limite. A esperança de vida ao nascer é o resultado da divisão de (T...n) por (1...n) (OPAS, 2004).

2.1.2 Variáveis Impactantes na Expectativa de Vida ao Nascer

Um grande número de variáveis podem alterar os padrões de expectativa de vida de uma população. Variáveis de natureza socioeconômica, como a renda e o grau de escolaridade, são freqüentemente estudadas.

2.1.2.1 Mortalidade infantil

No Brasil, a coleta, a apuração e a divulgação dos eventos vitais são de responsabilidade da Fundação IBGE. Desde 1974, as estatísticas de registro de óbitos e nascimentos têm sido divulgadas, anualmente, por meio da publicação *Estatísticas do Registro Civil* (IBGE, 1998).

No âmbito da saúde pública, a evolução das chamadas estatísticas de saúde tem sido, constantemente, fonte de análise para caracterizar as condições de vida de uma população (HANOLUWKA, 1987). Dentre os indicadores, o mais tradicional é o coeficiente de mortalidade infantil. Por ser, reconhecidamente, aquele que expressa não só o nível de saúde de uma sociedade, mas também o seu padrão socioeconômico, tem sido universalmente utilizado como um índice sintetizador de desenvolvimento (LAURENTI *et al.*, 1985).

No Brasil, a acentuada desigualdade na distribuição de renda, no acesso aos recursos de saúde, no saneamento básico, na educação e em outros constituintes do padrão de vida da população, têm se revelado por meio de profundas diferenças no risco de morte dos diversos estratos sociais (OLIVEIRA; MENDES, 1995).

Porém, a expectativa de vida tem aumentado para os brasileiros no período compreendido entre 1991 e 1999, segundo Duarte *et al.* (2002), principalmente em virtude do decréscimo da mortalidade infantil. A Fundação IBGE (2004) também afirma que a

expectativa de vida vem aumentando no Brasil, devido a muitos fatores, sendo que o preponderante ainda é a queda da mortalidade infantil.

Obviamente, um dos componentes que contribuiu para o incremento da expectativa de vida ao nascer, em regiões pobres como o Norte e o Nordeste do país, foi a redução das taxas de mortalidade das populações mais jovens, em especial a da mortalidade infantil. Porém, é importante frisar que ainda persistem grandes desigualdades entre estados e regiões brasileiras em termos da mortalidade infantil (DUARTE *et al.*, 2002).

À medida que temos um quadro de redução de mortalidade infantil – em torno de 28% entre 1991 e 1999 - fica claro que os índices que medem a esperança de vida ao nascer sofrem algum impacto, pois estes são médias e sabe-se que as médias são fortemente influenciadas por valores extremos (NEUFELD, 2003).

Duarte *et al.* (2002) também identificaram que, no período estudado, o ganho em anos na expectativa de vida foi mais acentuado no sexo masculino do que no feminino. Porém, as explicações mais significantes pelas análises estatísticas, apontam para o fenômeno da polarização.

As regiões com menores índices de mortalidade infantil foram justamente aquelas que apresentam melhores condições socioeconômicas e, por conseguinte maior taxa de expectativa de vida (Tabela 02). A este fenômeno denominou-se polarização da mortalidade infantil, que é plenamente explicado pelas iniquidades em saúde (DUARTE *et al.*, 2002).

A polarização do quadro de mortalidade também se mostrou bem evidente no estudo comparativo (DE ABREU; RODRIGUES, 2000) para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador entre os anos de 1985 e 1995. A estratificação da mortalidade mostrou

índices mais elevados nas regiões mais pobres, refletindo desta forma em menor expectativa de vida para estas áreas.

Tabela 02: Mortalidade infantil em 1999 indicando a polarização do problema.

Localidade	Índice de Mortalidade Infantil (por mil nascimentos)
Região Nordeste	52,5
Região Sul	17,1
Estado de Alagoas	64,0
Estado do Rio Grande do Sul	15,1

Fonte: Duarte *et al.* (2002).

As variabilidades nos índices de mortalidade infantil podem ser explicadas pelas diferenças regionais. As regiões que apresentam maior grau de atenção primária e secundária em saúde têm índices mais favoráveis. No Brasil onde os contrastes regionais são marcantes, essa evidência é facilmente comprovada (BAHR; WEHRHAHN, 2003).

O processo de declínio da mortalidade, em curso no Brasil, está de acordo com o padrão de queda da mortalidade nos países em desenvolvimento ocorrido nas últimas décadas, com uma tendência à redução no seu ritmo de declínio (GWATKIN, 1980).

Muitas mortes que ocorrem por causas evitáveis, poderiam ser combatidas em proporção e ritmo maiores, em virtude do estágio atual de conhecimento e desenvolvimento de tecnologias médicas e de áreas correlatas. A redução dos diferenciais de mortalidade e o aumento da esperança de vida ao nascer, associados à melhoria das condições de vida da população, dependem do quão intensa e rapidamente os progressos nos níveis de mortalidade alcancem os grupos populacionais mais expostos aos riscos de mortalidade por causas evitáveis (DE ABREU; RODRIGUES, 2000).

2.1.2.2 Renda Familiar, Coeficiente Gini e Pobreza

O padrão de vida de uma população depende de um conjunto de fatores dentre os quais destaca-se a renda familiar computada em termos reais, complementada ou não pela produção caseira de mercadorias e os benefícios sociais públicos e privados usufruídos por essa população. Logo, o padrão de vida de uma população vai depender dos espaços que se abrirem no mercado formal e informal de trabalho, dos salários e demais rendimentos nominais obtidos *versus* as taxas de inflação (e os preços relativos) verificados, além dos benefícios oferecidos pelos setores públicos e privados (OMETTO *et al.*, 1995).

Os padrões diferenciados de morbidade e mortalidade em grupos populacionais são determinados por múltiplos aspectos, entre eles destacam-se: a distribuição desigual dos fatores de exposição e do acesso a bens e serviços de saúde, fragilidade das estruturas sociais de apoio à saúde e insuficiência de investimento em políticas sociais, especialmente em sociedades com grande nível de concentração de renda e baixo nível de coesão social (RAPHAEL, 2000).

Desta forma, a concentração de renda aparece como um fator impactante na saúde das pessoas, pois aqueles com menores condições socioeconômicas têm menor possibilidade de acesso aos serviços de saúde preventivos e curativos (HART, 1971).

O Índice de Gini, que é uma das medidas mais conhecidas do grau de concentração de renda, apresenta uma variabilidade entre zero e um, sendo que este último valor corresponde à desigualdade máxima. É derivado através da curva de Lorenz, que é um gráfico que representa os percentuais acumulados de renda por decis da população. O índice é estimado conforme as diferenças entre as áreas delimitadas pela curva de Lorenz, o eixo horizontal e a reta de 45° (HAMMOND; MCCULLAGH, 1978).

É vasta a literatura que aborda os diferenciais na saúde como reflexo das desigualdades de uma sociedade. Um estudo internacionalmente conhecido, realizado na Grã-Bretanha, "*The Black Report*" (TOWNSEND; DAVIDSON, 1990), revelou grandes disparidades na situação de saúde, demonstrando que aqueles situados no limite inferior da escala social têm condições bem piores de saúde do que aqueles pertencentes aos estratos mais favorecidos.

Porém, se nos estudos epidemiológicos no nível individual as correlações encontradas para grande parte dos agravos de saúde e condições de vida são bastante claras e consistentes, não se pode dizer o mesmo a respeito dos estudos ecológicos. Neste contexto, são cada vez mais freqüentes as evidências no sentido de que a associação entre renda e saúde não apresentam uma relação direta. Em estudo envolvendo um grupo de países europeus, Wilkinson (1992) demonstrou a não-linearidade da relação ecológica de dependência entre as duas variáveis, já que as diferenças no nível de renda entre os países não corresponderam, proporcionalmente, diferenças semelhantes nos indicadores de saúde utilizados por ele.

Já no Brasil, Szwarcwald *et al.* (1999) analisaram o impacto do coeficiente de Gini e da pobreza sobre a saúde das pessoas residentes na cidade do Rio de Janeiro, concluindo que existe uma correlação estatisticamente significativa destas variáveis com as taxas de mortalidade e com a expectativa de vida.

Lima-Costa *et al.* (2003) analisaram uma amostra de 19.068 idosos representativos da população brasileira com 65 anos ou mais de idade, oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998, onde se comparou aqueles com renda domiciliar *per capita* situada no quintil mais baixo com aqueles com renda mais alta ($< 0,67$ e $> 0,67$ salários mínimos). Os idosos com renda mais baixa apresentaram piores condições de saúde (pior percepção da saúde, interrupção de atividades, ter estado acamado, ter doenças crônicas), pior

função física e menor uso de serviços de saúde (menor procura e menos visitas a médicos e dentistas).

A distribuição dos dispêndios na área de alimentação e nutrição deve ser reorientada de forma a atingir mais intensamente os grupos de risco e os bolsões de pobreza (OMETTO *et al.*, 1995). Desta forma se obedece ao princípio da equidade, pela redução das diferenças nos níveis de renda entre as famílias, expressas de forma marcante pelo coeficiente de Gini.

É de extrema importância que avaliações contínuas dos programas sociais sejam feitas periodicamente, visando à otimização dos recursos, os quais, por sua vez, espera-se que sejam ampliados na medida em que se aumente a arrecadação e se reduza a sonegação fiscal (OMETTO *et al.*, 1995). Certamente, tais políticas devem ser encaradas como ações complementares, na busca de amenizar os graves problemas de natureza socioeconômica enfrentados pela população brasileira, e não como substitutas das transformações mais profundas que devem ser perseguidas pela nossa sociedade.

2.1.2.3 Água tratada

Apesar de todos os esforços para armazenar e diminuir o seu consumo, a água está se tornando, cada vez mais, um bem escasso, e sua qualidade se deteriora cada vez mais rápido (FREITAS *et al.*, 2001).

A água subterrânea, por exemplo, além de ser um bem econômico, é considerada mundialmente uma fonte imprescindível de abastecimento para consumo humano, para as populações que não têm acesso à rede pública de abastecimento ou para aqueles que, tendo acesso a uma rede de abastecimento, têm o fornecimento com frequência irregular. No Brasil, o aquífero subterrâneo abastece 6.549.363 domicílios (19% do total), e, destes, 68,78% estão localizados na área rural, abrangendo 11,94% de toda a população nacional (IBGE, 1994).

Questões ambientais são fortemente relacionadas com as condições de vida e de saúde das populações. Regiões sem água encanada e esgoto apresentam-se como regiões de risco para uma maior prevalência de doenças gastrointestinais e o cólera (GEROLOMO; PENNA, 2000).

Condições ambientais precárias, abastecimento de água insuficiente e sistemas de esgoto inadequados são freqüentemente citados como os maiores obstáculos para o controle do desenvolvimento de surtos e epidemias (MEDINA, 1991) como a de cólera (WITT; REIFF, 1991).

Os principais agentes biológicos descobertos nas águas contaminadas são as bactérias patogênicas, os vírus e os parasitas. As bactérias patogênicas encontradas na água constituem uma das principais fontes de morbidade em nosso meio. São as responsáveis pelos numerosos casos de enterites, diarréias infantis e doenças epidêmicas (como a febre tifóide), com resultados com possibilidades de se tornarem letais (D'ÁGUILA *et al.*, 2000).

Os vírus mais comumente encontrados nas águas contaminadas por dejetos humanos, entre outros, são os da poliomielite e da hepatite infecciosa. Dentre os parasitas que podem ser ingeridos através da água destaca-se a *Entamoeba histolytica*, causadora da amebíase e suas complicações, inclusive para o lado hepático (D'ÁGUILA *et al.*, 2000).

Mesmo em comunidades rurais podem-se esperar problemas semelhantes, Amaral *et al.* (2003) alertam para o fato de que a água utilizada nas propriedades rurais é considerada um importante fator de risco à saúde das pessoas que a utilizam. A adoção de medidas preventivas, visando à preservação das fontes de água, e o tratamento das águas já comprometidas são as ferramentas necessárias para diminuir consideravelmente o risco de ocorrência de enfermidades de veiculação hídrica.

MISRA (1975) afirma que a maioria das doenças nas áreas rurais pode ter os seus quadros de prevalência consideravelmente reduzidos, desde que a população tenha acesso a água potável. Entretanto, um dos maiores problemas das fontes particulares é a ausência de monitoramento da qualidade da água consumida.

A água de consumo humano é, portanto, tanto no meio rural como no meio urbano, um dos importantes veículos de enfermidades de natureza infecciosa, o que torna primordial a avaliação de sua qualidade microbiológica (ISAAC-MARQUEZ et al, 1994). As doenças de veiculação hídrica são causadas principalmente por microrganismos patogênicos de origem entérica, animal ou humana, transmitidas basicamente pela rota fecal-oral, ou seja, são excretados nas fezes de indivíduos infectados e ingeridos na forma de água ou alimento contaminado por água poluída com fezes (GRABOW, 1996).

Um importante estudo nacional realizado (GROSS et al, 1989) com 254 crianças de seis anos de idade em duas favelas de Belo Horizonte evidenciou o impacto das medidas de melhoramento do abastecimento de água e esgoto na incidência de diarreia e parasitose intestinal. Até então, a incidência de diarreia era estimada em 6,2 casos por criança e ano, com uma duração predominante de 31,0 dias por caso/criança/ano. A taxa de difusão de parasitose alcançava 70,7% (*Ascaris lumbricoides*: 55,4%, *Trichuris trichiura*: 19,6%; *Giardia lamblia*: 17,9%). Após os melhoramentos no abastecimento de água e esgoto, a incidência de diarreia caiu para 45% e 44%, respectivamente.

Scochi (1999) ao estudar o perfil evolutivo da mortalidade de onze doenças evitáveis em Maringá, Paraná, encontrou relacionamento mais forte com o nível de escolarização e com o saneamento básico (água e esgoto). Este achado foi justificado pelo fato das localidades em que se expandiram esses serviços passou a ocorrer um declínio das mortes por causas evitáveis.

Como a água é essencial à manutenção da vida, a proteção de contaminações no fornecimento de água é a primeira linha de defesa (DAHI, 1992). Quase invariavelmente, o melhor método de assegurar água adequada para consumo consiste em formas de proteção, evitando-se contaminações de dejetos animais e humanos, os quais podem conter grande variedade de bactérias, vírus, protozoários e helmintos.

Falhas na proteção e no tratamento efetivo expõem a comunidade a riscos de doenças intestinais e a outras doenças infecciosas (BROMBERG, 2004; HELLER, 1998). Os riscos à saúde relacionados com a água podem ser distribuídos em duas categorias principais: 1) riscos relativos à ingestão de água contaminada por agentes biológicos (vírus, bactérias e parasitas), através de contato direto ou por meio de insetos vetores que necessitam da água em seu ciclo biológico; 2) riscos derivados de poluentes químicos e a, em geral, efluentes de esgotos industriais (CHARRIERE *et al.*, 1996; KRAMER *et al.*, 1996).

A Tabela 03 mostra uma classificação das doenças transmitidas através da água e as estratégias apropriadas para a prevenção das mesmas. São mostrados também alguns exemplos de organismos causadores de doenças e seus vetores. (MARA; FEACHEM, 1999).

Desta forma observa-se que a proporção de domicílios sem nenhuma instalação sanitária, além de poderem se associar negativamente às taxas de incidência de cólera (WHO, 1995), apresentam-se também relacionados com as parasitoses intestinais e as doenças diarréicas (ESREY *et al.*, 1991), sugerindo que instalações sanitárias, sem existência de rede de esgoto, aumentam o risco do aparecimento de doenças.

Tabela 03: Classificação ambiental das infecções relacionadas com o saneamento.

Categoria	Estratégias de Controle e Exemplos (organismo ou doença)
A – Doenças do tipo Feco Oral	Melhora da quantidade, disponibilidade e confiabilidade da água (abastecimento de água), no caso das doenças relacionadas com a higiene. Melhora da qualidade da água (tratamento da água) para as doenças de transmissão hídrica. Educação sanitária (Hepatite A, E e F, Poliomielite, Cólera, Disenteria Bacilar, Amebíase, Diarréia, Febre Tifóide, Giardíase, Ascaridíase)
B – Doenças do Tipo Não Feco-Oral	Melhora da quantidade, disponibilidade e confiabilidade da água (abastecimento de água) Educação sanitária (doenças infecciosas da pele e dos olhos e febre transmitidas por pulgas)
C – Helmitíases do Solo	Tratamentos dos excretas ou esgotos antes da aplicação no solo e Educação sanitária (Ascaridíase e Ancilostomose)
D – Teníases	Como na categoria C, mais cozimento e inspeção da carne (Teníases)
E – Doenças Baseadas na Água	Diminuição do contato com águas contaminadas, Melhora de instalações hidráulicas, Sistemas de coleta de esgotos e tratamentos de esgotos antes do lançamento ou reuso, Educação sanitária (Leptospirose, Esquistossomose)
F – Doenças Transmitidas por Insetos Vetores	Identificação e eliminação dos locais adequados para a procriação, Controle biológico e utilização de mosquiteiros, Melhora da drenagem de águas pluviais. (Malária, Dengue, Febre Amarela, Filariose, Infecções transmitidas por baratas, moscas relacionadas com excretas)
G – Doenças Relacionadas com Vetores Roedores	Controle de roedores, Educação sanitária (Leptospirose e Doenças transmitidas por vetores roedores)

Fonte: MARA; FEACHEM, 1999.

Para que se tenha uma disponibilização de água encanada com qualidade é fundamental que se combata a falta de planejamento urbano, as más condições de infra-estrutura e a localização indiscriminada de poços e fossos (EGWARI; ABOABA, 2002), que contribuem para a baixa qualidade bacteriológica do abastecimento domiciliar de água (STUKEL *et al.*, 1990).

2.1.2.4 Nível educacional

A educação deve ser entendida como uma forma de promoção do desenvolvimento do homem como indivíduo e como parte de um ambiente complexo (PILON, 1986), para que o mesmo consiga interagir com a sociedade aprimorando sua qualidade de vida.

O acesso às informações é imprescindível para o exercício da cidadania, assim como iniciativas do poder público nos campos da educação e da comunicação em saúde. A educação, assim como a comunicação de massas, através de diversas mídias, têm sido reconhecidas como ferramentas importantes que fazem parte da promoção da saúde de indivíduos e da comunidade (BUSS, 1999).

A educação em saúde se apresenta em dois focos: seja aquele mais concentrado na mudança de estilos de vida e fatores comportamentais do indivíduo, seja o que está centrado nas políticas públicas saudáveis e em ações comunitárias para se estabelecer prioridades, tomar decisões, planejar e implementar estratégias visando melhorar os níveis de saúde populacionais (BUSS, 1999).

O padrão educacional é uma variável de grande relevância para as questões de saúde populacional, haja vista o impacto que este causa nos índices de mortalidade. Aycaguara e Macho (1990) avaliaram, através de um estudo ecológico exploratório, o padrão de mortalidade infantil dos países do continente americano e relataram que o padrão educacional e a taxa de natalidade eram as variáveis que apresentavam maior grau de influência.

A maioria dos estudos que abordam a dimensão saúde, vinculada às questões sociais como a renda per capita, são realizados em nações desenvolvidas. Messias (2003) avaliou, nos estados brasileiros, os relacionamentos entre as disparidades de renda e das taxas de analfabetismo com a expectativa de vida. Como resultado encontrou-se que estas variáveis

estavam negativamente associadas com a expectativa de vida no Brasil, sendo o analfabetismo uma variável com força de associação muito forte.

Na década de oitenta, nas áreas urbanas brasileiras a mortalidade das crianças de mães com menos de dois anos de estudo era de 62/1000 e nas áreas rurais era de 97/1000 (HAKKERT, 1986). A Tabela 04 apresenta os números da mortalidade de crianças com menos de dois anos segundo o nível de escolaridade da mãe. Hakkert (1986) conclui que a esperança de vida ao nascer aumenta em torno de 17 anos nas áreas metropolitanas quando as mães têm mais de 10 anos de estudo, quando comparadas aquelas com menos de um ano de estudo.

Esta forte conexão entre a estratificação social e os índices de mortalidade infantil também se mostram evidentes nos trabalhos de Bahr e Wehrhahn (2003), sobre a expectativa de vida e a mortalidade infantil na América Latina.

Tabela 04: Mortalidade de crianças brasileiras com menos de dois anos de idade conforme o nível educacional da mãe.

Grau de Escolaridade da mãe	Índices de Mortalidade
Mais de 5 anos	40/1000
Menos de 1 ano	119/1000 área urbana 128/1000 área rural

Fonte: Hakkert, 1986

A variável educação tem sua importância em todas as faixas etárias populacionais, pois até mesmo quando a análise da influência do fator educacional sobre a qualidade de vida é feita em pessoas da terceira idade, verifica-se que o baixo nível educacional contribui para a restrição das condições psico-sociais e para o surgimento de problemas de saúde prejudiciais ao incremento da expectativa de vida (BROESE, 2003).

2.1.2.5 Acesso aos cuidados médicos

Na última reforma da Constituição Brasileira, em 1988, a questão da equidade foi posta como igualdade no acesso aos serviços de saúde, haja vista que foram garantidas a universalidade da cobertura e do atendimento, com a finalidade de fornecer igual oportunidade de acesso aos serviços de saúde para indivíduos com as mesmas necessidades (NERI; WAGNER, 2002).

Entretanto, a não obediência desse princípio se dá em virtude da carência de recursos financeiros para o financiamento do setor, o que faz com que indivíduos com maior poder aquisitivo busquem os serviços privados de saúde como forma de garantir o acesso quando necessário. De acordo com o princípio de equidade, os serviços de saúde deveriam ser distribuídos segundo a necessidade de cuidados com a saúde, independentemente das características socioeconômicas individuais (NERI; WAGNER, 2002).

Muitas pesquisas em saúde (CAMPINO *et al.*, 1999; LE GRANDE, 1978; ALMEIDA *et al.*, 2000), sugerem que a utilização dos serviços de saúde é bastante desigual entre classes socioeconômicas, favorecendo as camadas mais privilegiadas da população.

Nesta linha de pensamento, Travassos *et al.* (2002) testaram a existência da desigualdade social na utilização de serviços de saúde. Foi observado que características como ser branco, ter um elevado nível de escolaridade, ser empregador ou assalariado com carteira assinada aumentavam a probabilidade de procura pelos serviços de saúde.

Os acessos aos serviços de saúde são importantes, pois auxiliam na qualidade de vida das pessoas e nas maiores expectativas de vida, haja vista que o índice de mortalidade infantil é dependente da atenção primária e secundária em saúde (BAHR; WEHRHAHN, 2003).

É importante frisar que comumente, os estudos vêm mostrando que a saúde da população apresenta forte gradiente social que se reproduz nos mais diferentes países, independentemente da natureza, abrangência, eficácia e eficiência dos respectivos sistemas de saúde (MARMOT *et al.*, 1999).

2.1.3 Perspectivas Futuras em Expectativa de Vida

Os fatores socioeconômicos são tão determinantes no cálculo da expectativa de vida que os grupos pertencentes aos níveis socioeconômicos mais altos tem tido um incremento mais significativo do que aqueles de nível socioeconômico mais baixo (BREMER *et al.*, 2000). Esta afirmação se faz presente em diversos estudos realizados com desenho ecológico, como, por exemplo, na República Tcheca (RICHTARIKOVA; DZUROVA, 1992) onde os fatores sociais, juntamente com a mortalidade infantil, apresentaram alto grau de significância com a expectativa de vida ao nascer. Naquele estudo a variável socioeconômica que apresentou maior grau de associação com a expectativa de vida foi a educação.

O aumento da expectativa de vida promoveu o surgimento das mais variadas especulações a respeito do que acontecerá no século XXI. Para realmente entender o que poderá ocorrer com a expectativa de vida da população Olshansky *et al.* (2001), compararam os dados demográficos de três países (Estados Unidos, França e Japão) no período de 1985 a 1995 e chegaram às seguintes conclusões:

- a) a expectativa de vida aumentou nos três países nesse período;
- b) quando a média de duração da vida de uma população se aproxima de 80 anos, os ganhos futuros em longevidade avançam em ritmo mais lento;

c) nas próximas décadas, para que as expectativas de vida alcancem 85 anos, deverão ocorrer reduções muito drásticas nos índices de mortalidade em todas as faixas etárias. Para atingir esse objetivo entre as mulheres japonesas, o subgrupo que está mais próximo dele, a mortalidade geral deverá cair 20%; no caso das francesas, 26% e, no das americanas, mais do que 50%;

d) projetando os números obtidos no período de 1985 a 1995, a expectativa de vida dos franceses (homens e mulheres) só chegará aos 85 anos em 2033, a dos japoneses, em 2035 e a dos americanos, em 2182;

e) para a expectativa de vida ultrapassar 100 anos, mesmo em países com populações de grande longevidade, como França e Japão, será preciso eliminar todos os riscos de morte antes dos 85 anos.

Evidentemente que tais previsões estão baseadas em dados oriundos de países desenvolvidos e que tem parte de seus problemas sociais resolvidos. Assim sendo, antes de adotar-se essas previsões como verdadeiras e orientadoras de políticas públicas para o Brasil deve-se entender que as questões de natureza socioeconômica devam ser primeiramente equacionadas.

2.2 A Demografia da Terceira Idade

A Organização Mundial da Saúde entende como idosos todos aqueles que têm mais de 60 anos, mas com uma distinção quanto ao local de residência. Essa idade é válida para os países em desenvolvimento, porém passa a ser 65 anos quando se faz referência a países desenvolvidos (PNUD, 2002).

Carvalho e Andrade (2000), conceituam o envelhecimento, no plano individual, como sendo o aumento do número de anos vividos. Porém, paralelamente a essa evolução cronológica, coexistem fenômenos de natureza biopsíquica e social, dificultando desta forma a caracterização de uma pessoa idosa através da utilização da idade como critério único.

As populações mais carentes, residentes nos países de terceiro mundo apresentam condições socioeconômicas que as desfavorecem em qualidade de vida. Já nos países desenvolvidos, a amplitude das desigualdades sociais não é tão marcante. Estas diferenças sociais entre as pessoas marcam desigualdades em saúde que acabam se refletindo nos dados demográficos.

Como a Assembléia Geral das Nações Unidas realizou na cidade de Madrid, em abril de 2002, sua 2ª Assembléia Mundial sobre Envelhecimento para discutir o impacto do rápido envelhecimento da população mundial e propor políticas para este grupo etário, faz-se necessário conhecer a realidade e as características dos idosos brasileiros.

Os dados epidemiológicos das pessoas da terceira idade são influenciados por fatores sociais, conhecidos como determinantes sociais do processo saúde doença, que serão demonstrados a seguir.

2.2.1 A Transição Epidemiológica

A transição epidemiológica é um conceito que trata das mudanças ao longo do tempo nos padrões de morbidade, invalidez e morte em uma determinada população e que geralmente estão associadas com transformações sociais, econômicas e demográficas. Basicamente são três os tipos de mudanças: 1) substituição das mortes de doenças infecciosas por causadas por doenças não transmissíveis ou causas externas; 2) deslocamento do maior número de morbimortalidade para o segmento mais idoso; e 3) mudanças de uma situação de predomínio de mortalidade para outra em que a morbidade é mais freqüente (FRENK *et al.*, 1991).

No Brasil este processo de transição vem sendo observado sob a ótica de uma superposição, pois doenças crônico-degenerativas se encontram com a re-introdução de casos de dengue, malária e cólera (CHAIMOWICZ, 1997). Na verdade o que se observa são os contrastes sociais favorecendo uma situação epidemiológica de diferenças regionais caracterizando desta maneira a polarização epidemiológica (CHAIMOWICZ, 1997).

Kalache *et al.* (1987) classificaram a transição epidemiológica em quatro estágios: 1º) mortalidade concentrada nos primeiros anos de vida (grande parte da população é jovem); 2º) mortalidade decresce aumentando a taxa de crescimento populacional; 3º) taxas de fertilidade decrescem e mortalidade continua a cair, levando a um aumento da população adulta e progressivamente de idosos; 4º) mortalidade continua a cair em todos os grupos etários (aumento contínuo de idosos na população).

A distribuição demográfica destes estágios foi descrita por Silvestre *et al.* (1996) da seguinte maneira: O primeiro estágio ocorria no mundo inteiro até o início do século, nos países em desenvolvimento até a metade do século e em alguns africanos até hoje. O segundo estágio foi caracterizado pelo “*baby boom*” ou explosão demográfica que ocorreu intensamente

no Brasil nas décadas de 50 e 60, e que ainda hoje é observado em alguns países asiáticos. O terceiro estágio é hoje observado no Brasil e em alguns países da América Latina. O quarto estágio vem sendo observado na maioria dos países europeus. Pode-se até mesmo atingir o ponto em que a taxa de nascimentos é menor do que a de mortalidade, caracterizando o que vem ocorrendo na Dinamarca, Hungria e Canadá e também, o que ocorria na Alemanha antes da unificação.

No Brasil este processo de transição epidemiológica vem acontecendo de forma muito rápida, ou seja, em um intervalo de tempo muito menor do que se observou nos países europeus, trazendo repercussões sociais muito acentuadas, pois segundo as indagações de Kalache *et al.* (1987): como serão atendidas as necessidades dos idosos quando as prioridades são outras faixas etárias?

Em termos sociais, não é correto afirmar que diante de altas taxas de mortalidade infantil ou de problemas como a desnutrição, doenças como câncer, hipertensão ou diabetes devam ser consideradas prioridades. Estes problemas mal resolvidos é que vêm a caracterizar o Brasil ainda por algum tempo como tendo marcas de subdesenvolvimento e desigualdades sociais (KALACHE *et al.*, 1987).

2.2.2 Dados Demográficos da Terceira Idade

Os países do terceiro mundo vêm mostrando, nas últimas décadas, um declínio em suas taxas de mortalidade e, mais recentemente uma redução nas taxas de fecundidade (RAMOS *et al.*, 1987). A ocorrência destes dois fatores simultaneamente resulta na base demográfica para um envelhecimento populacional. Tal fenômeno era observado apenas nos países

desenvolvidos, que agora estão em processo de estabilização do crescimento da população idosa (RAMOS *et al.*, 1987; KALACHE *et al.*, 1987).

O crescimento da população de idosos, em números absolutos e relativos, é um fenômeno mundial e está ocorrendo em uma escala sem precedentes. Em 1950 havia 204 milhões de idosos no mundo, e em 1998 o contingente era de 579 milhões de pessoas, refletindo um crescimento de oito milhões de pessoas idosas por ano. Projeções apontam que em 2050 teremos 1,9 bilhões de idosos no mundo equivalente à população infantil de 0 a 14 anos de idade (ANDREWS, 2000).

Andrews (2000) aponta ainda alguns aspectos interessantes que explicam o envelhecimento da população mundial:

- A esperança de vida ao nascer, em todo o mundo, aumentou 19 anos desde 1950;
- Atualmente uma em cada dez pessoas tem 60 anos ou mais, para 2050 estima-se que essa relação será de um para cinco em escala global e de um para três nos países desenvolvidos;
- As projeções para o número de centenários (pessoas com ou mais de 100 anos) aumentará 15 vezes entre 1999 (145 mil pessoas) e 2050 (2,2 milhões de pessoas);
- Entre 1999 e 2050, a relação entre a população economicamente ativa (de 15 a 64 anos de idade) e a inativa (com ou mais de 65 anos) diminuirá em menos da metade nas regiões desenvolvidas, e em uma fração ainda menor nas menos desenvolvidas.

No Brasil, a expectativa de vida ao nascer vem aumentando desde o início do século passado quando a mesma se situava pouco acima dos 33 anos de idade, para ambos os sexos (RAMOS *et al.*, 1987). A Figura 01 ilustra essa situação.

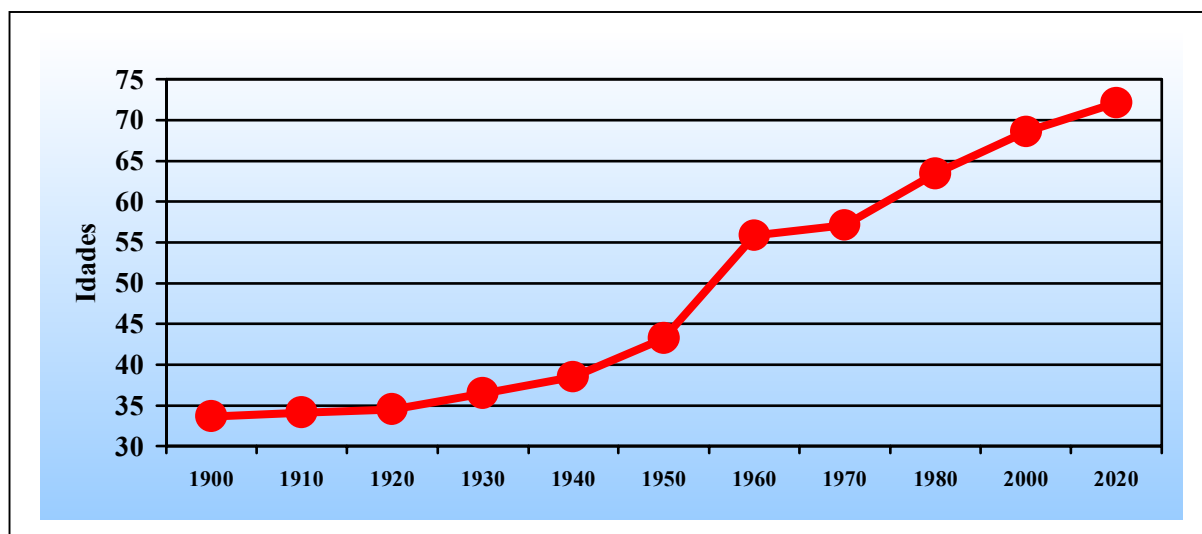


Figura 01: Expectativa de vida ao nascer no Brasil de 1900 a 2020 para ambos os sexos (RAMOS *et al.*, 1987).

A proporção de idosos na população brasileira cresce aceleradamente. Segundo o IBGE (1981) em 1940 apenas 4,8% da população tinha mais de 60 anos, em 2000 este percentual atingiu 8% e para 2025 projeta-se que 13,8% dos brasileiros sejam idosos (Figura 02).

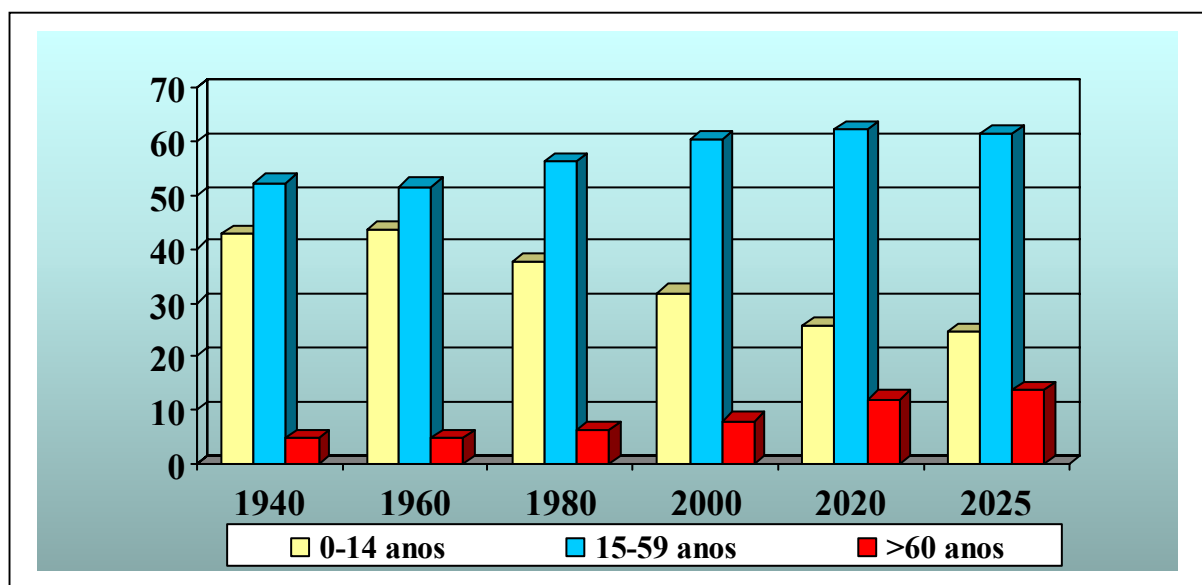


Figura 02: Evolução percentual dos grupos etários no Brasil de 1940 a projeções para 2025 (IBGE, 1981; UNITED NATIONS, 1985).

Considerando-se a tendência atual para as taxas de fecundidade e de longevidade da população brasileira, as estimativas para os próximos 20 anos, indicam que a população idosa poderá exceder 30 milhões de pessoas, chegando-se a atingir, em números relativos, 13% do total da população (IBGE, 2002b). Froghieri et al. (1998) relatam que em 2025 teremos no Brasil cerca de 32 milhões de pessoas na terceira idade, constituindo a sexta maior população de idosos do mundo em número absolutos.

O Censo demográfico de 2000 da Fundação IBGE apresentou reduções nas taxas de natalidade (Figura 03) e de mortalidade (Figura 04) contribuindo para a elevação da expectativa de vida.

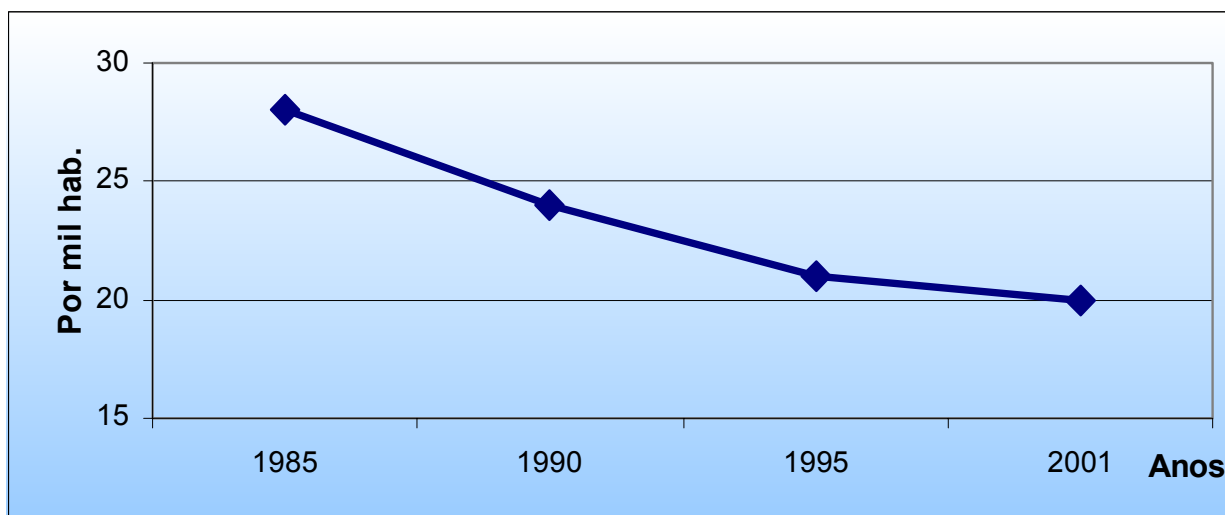


Figura 03: Redução da taxa de natalidade verificada no Censo Demográfico (IBGE, 2002a).

Chaimowicz (1997) chama a atenção para o fato do crescimento da população idosa no Brasil ser melhor explicado pelo declínio das taxas de natalidade. Ressalta-se ainda que em países como Suécia, Inglaterra e Estados Unidos este incremento tem como principal causa a postergação da mortalidade pós 64 anos.

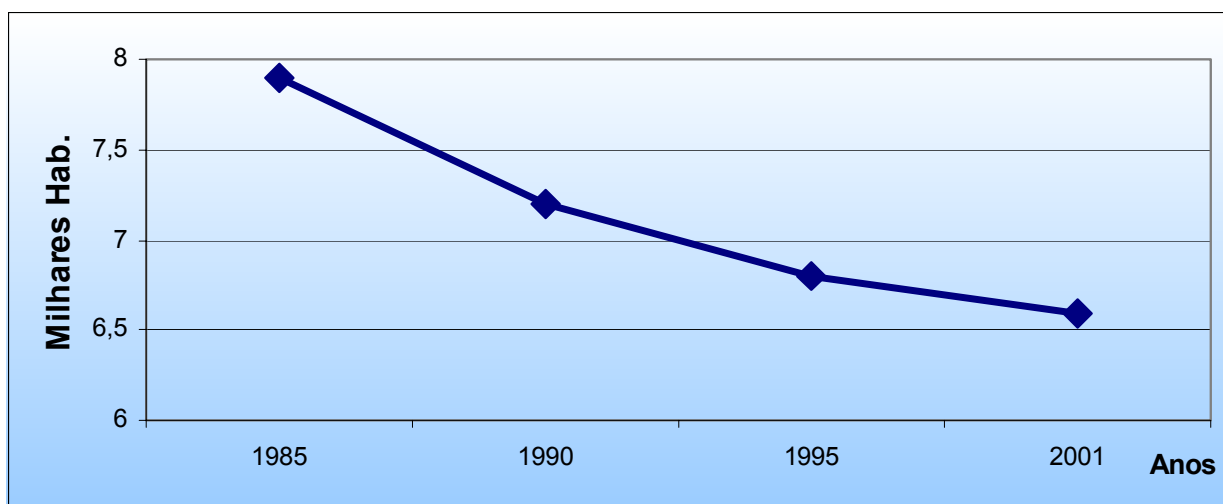


Figura 04: Redução da taxa de mortalidade verificada no Censo Demográfico (IBGE, 2002a).

A pirâmide populacional brasileira (Figura 05) já vem mostrando esta redução das taxas de fecundidade, pois se observa claramente uma redução dos segmentos populacionais mais jovens, modificando-se desta forma o aspecto de sua base, fato que contribui significativamente para o processo de envelhecimento dessa população (IBGE, 2002a).

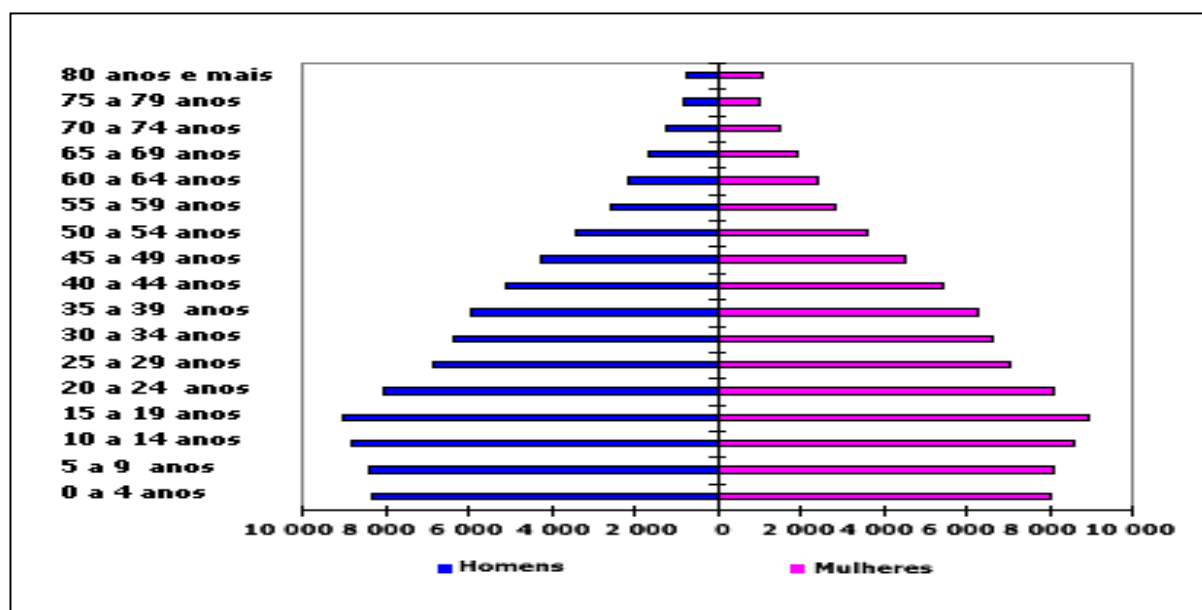


Figura 05: Pirâmide populacional do Brasil verificada no Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002a).

A redução da fecundidade no Brasil pode ser explicada, segundo Veras *apud* Ramos *et al.* (1987), por diversas razões, entre elas destacam-se: o processo de urbanização, a crise econômica e a presença da mulher no mercado de trabalho que a impedem de gerar um número maior de filhos (VERAS *apud* Ramos *et al.*,1987). Uma outra razão apontada pelo *Committee on Population and Demography* *apud* Ramos (1987) é a crescente disponibilização de meios contraceptivos. Segundo dados das *United Nations* (1985) o mais expressivo crescimento da população idosa entre 1980 e 2025 ocorrerá na Ásia e o menor nos países africanos. A Figura 06 ilustra o Brasil em comparação a estas regiões.

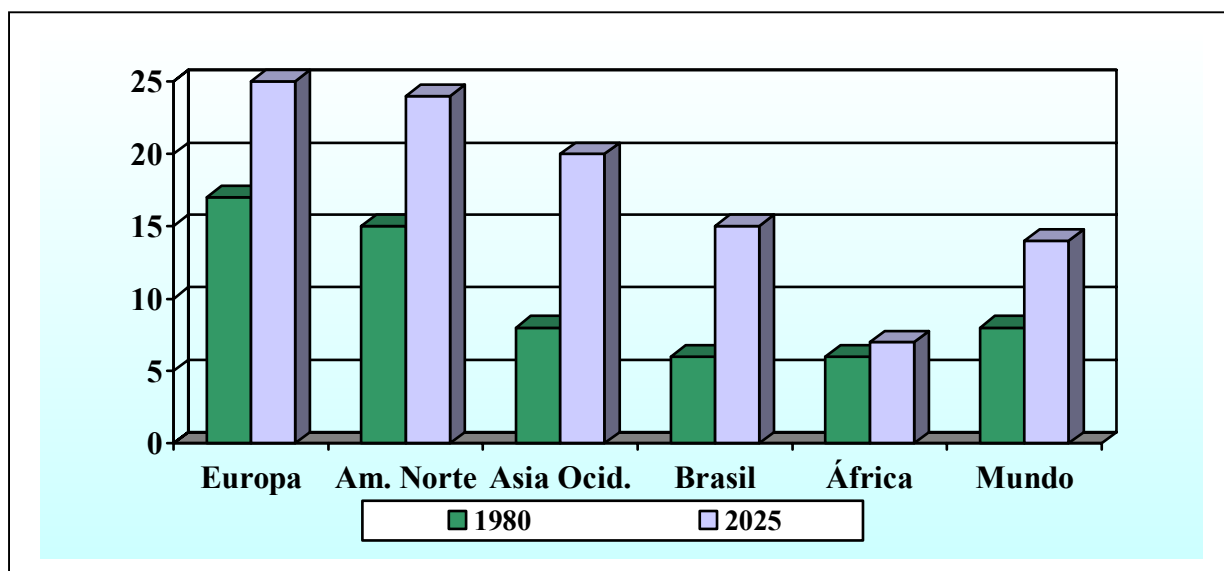


Figura 06: Percentual de idosos no mundo de 1980 e 2025 (UNITED NATIONS, 1985).

Comparado a outros países latino-americanos o Brasil ocupa uma posição intermediária na proporcionalidade da população idosa (8,6%) em relação à população total. A Figura 07 traz o comparativo desta relação existente no Brasil com as de outros países selecionados, onde se observa que há uma diversidade nos países latino-americanos e uma homogeneidade em torno de 1/5 da população nos países europeus.

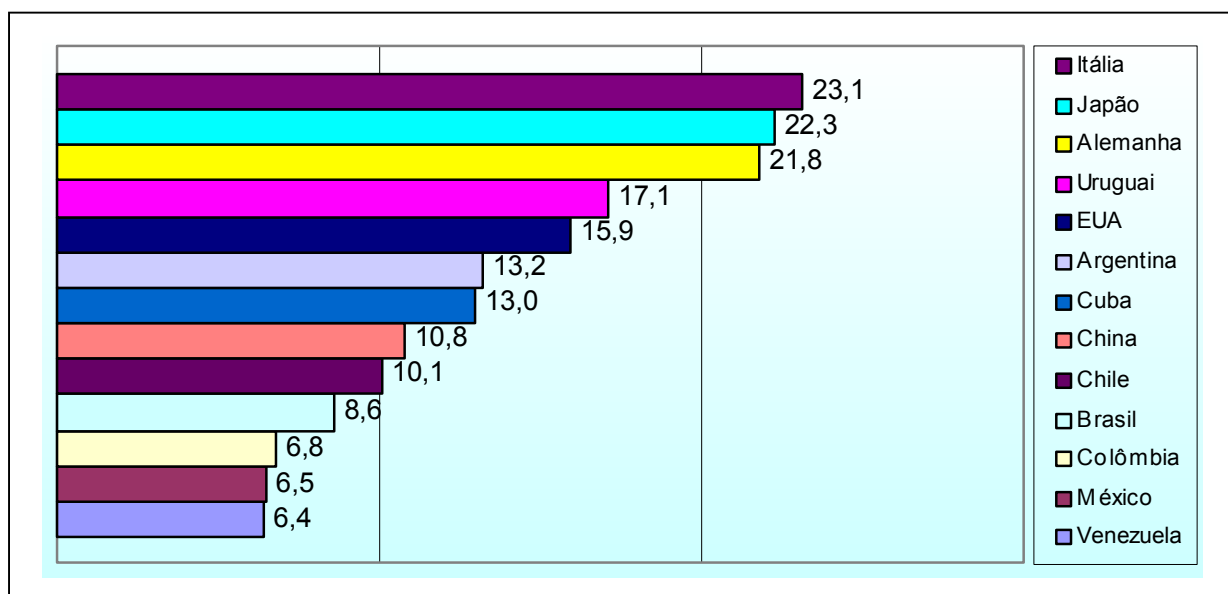


Figura 07: Gráfico de barras horizontal da proporção de pessoas de 60 ou mais anos de idade em países selecionados 1990-1999 (IBGE, 2002b).

Segundo o Censo 2000 (IBGE, 2002b) a população brasileira com mais de 60 anos era de 14.536.029 pessoas, contra 10.722.705 em 1991. A proporção idosa da população atual é de 8,6% em 1991 era de 7,3. Nesse período de nove anos a população idosa brasileira cresceu, em números absolutos, quase quatro milhões de pessoas, resultantes do crescimento vegetativo e do incremento gradual da expectativa de vida.

Entre as capitais brasileiras verifica-se (Tabela 05) que as cidades do Rio de Janeiro/RJ (12,8%) e de Porto Alegre/RS (11,8%) têm as maiores proporções de idosos em suas populações, enquanto que em Boa Vista/RR (3,8%) e em Palmas/TO (2,7%) encontram-se as menores proporções (IBGE, 2002b).

Tabela 05: Proporção da população residente de 60 anos ou mais de idade, segundo os municípios das capitais brasileiras em 2000.

Capital/Estado	Proporção de Idosos na População
Rio de Janeiro/RJ	12,8%
Porto Alegre/RS	11,8%
Recife/PE	9,4%
São Paulo/SP	9,3%
Belo Horizonte/MG	9,1%
Vitória/ES	8,9%
Florianópolis/SC	8,4%
Curitiba/PR	8,4%
João Pessoa/PB	8,1%
Natal/RN	7,9%
Fortaleza/CE	7,5%
Campo Grande/MS	7,3%
Aracaju/SE	7,0%
Goiânia/GO	7,0%
Belém/PA	6,9%
Salvador/BA	6,8%
Maceió/AL	6,5%
Teresina/PI	6,2%
São Luiz/MA	5,7%
Cuiabá/MT	5,7%
Rio Branco/AC	5,4%
Brasília/DF	5,3%
Manaus/AM	4,7%
Porto Velho/RO	4,4%
Macapá/AP	4,1%
Boa Vista/RR	3,8%
Palmas/TO	2,7%

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002b)

Segundo o censo demográfico de 2000, a população idosa brasileira atinge percentuais maiores nas regiões mais ricas, Sul e Sudeste. Os estados com maiores percentuais de idosos são: o Rio de Janeiro (10,7%), o Rio Grande do Sul (10,5%) e a Paraíba (10,2%), sendo que neste último, o processo é explicado pelas emigrações dos jovens em busca de melhores condições de trabalho (IBGE, 2002b).

É encontrada uma diferenciação na razão de sexo das pessoas idosas, sendo que a proporção de mulheres é de 55,1% pelo Censo de 2000 (Tabela 06). Anteriormente, em 1991, esta razão era de 54%. As diferenças entre os sexos podem ser explicadas pelos diferenciais de expectativa de vida entre os sexos, fenômeno mundial que é bastante expressivo no Brasil, pois as mulheres vivem em média oito anos a mais do que os homens (IBGE, 2002b).

Tabela 06: População residente de 60 anos ou mais de idade, em números absolutos e relativos, por sexo, segundo as regiões do Brasil em 2000.

Regiões do País	Total	Homens	Mulheres	% Homens	% Mulheres
Norte	707.071	355.580	351.491	50,3	49,7
Nordeste	4.020.857	1.827.210	2.193.647	45,4	54,6
Sudeste	6.732.888	2.940.991	3.791.897	43,7	56,3
Sul	2.305.348	1.029.514	1.275.834	44,7	55,3
Centro Oeste	769.865	380.489	389.376	49,4	51,6
TOTAL	14.536.029	6.533.784	8.002.245	44,9	55,1

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002).

O grau de urbanização dos idosos brasileiros vem aumentando nos últimos anos ficando em 81,4%, segundo o Censo 2000 do IBGE. O percentual de idosos que viviam em áreas rurais em 1991 era de 23,3%, em 2000 houve uma redução para 18,6%. Fatores que justificam o fato de buscar residência nas cidades se fundamentam na proximidade dos filhos e dos serviços especializados de saúde. (IBGE, 2002b).

O crescimento da população idosa é um processo que ocorre atualmente de forma bem acentuada nos países de terceiro mundo como o Brasil. Essa tendência internacional é impulsionada pela queda das taxas de natalidade e pelos avanços da biotecnologia, que reflete na elevação do contingente deste segmento etário, não apenas em números absolutos, mas também em números relativos (IBGE, 2002b).

Problemas previdenciários e sociais são esperados caso políticas públicas não sejam adotadas imediatamente com a finalidade de se encontrar soluções que venham contribuir com ganho de qualidade de vida para as pessoas da terceira idade. Na 2ª Assembléia Mundial sobre o Envelhecimento da ONU, um tema bastante abordado foi o de incentivar as ações governamentais, econômicas, políticas e culturais que possam garantir ao idoso a continuação de sua contribuição social de forma ativa e produtiva (IBGE, 2002b).

Os impactos sociais se refletem na saúde deste segmento populacional em virtude da perda de autonomia e do envelhecimento funcional causado pelas doenças crônicas que necessitam de uma assistência individualizada por enfermeiros (STERNENBERG; GORDON, 1998), que nem sempre estão disponíveis nos serviços de saúde em número suficiente para atender a demanda que é solicitada.

Os desafios são muitos, porém as expectativas em superá-los devem ser o foco de nossa atenção para que se venha a ter um quadro socioeconômico e de saúde mais justo para com aqueles que dedicaram boa parte de suas vidas à nossa criação.

Espera-se, devido aos processos de industrialização e urbanização, que as mudanças demográficas nas famílias brasileiras se expressem em múltiplos fatores. Segundo Berquío (1989) alguns desses fatores são: a maior participação da mulher no ambiente de trabalho, declínio das taxas de fertilidade e o incremento da expectativa de vida.

2.2.3 A Saúde do Idoso no Brasil

No Brasil as preocupações com a saúde das pessoas da terceira idade se justificam em virtude do crescimento deste segmento populacional e das dificuldades encontradas em se prestar assistência em saúde de modo eficaz.

Ainda persistem um grande número de mortes de idosos, por desnutrição, na Região Sudeste do Brasil (OTERO, 2002). É bem verdade que doenças como o diabetes têm apresentado incrementos em suas prevalências nas últimas décadas (COELI *et al.*, 2002), porém no Brasil, o que se observa é uma superposição de problemas dos países desenvolvidos (doença cardiovascular e obesidade) com os de subdesenvolvidos (fome, miséria). A conjunção destes problemas acarreta a perda da qualidade de vida dos idosos (BOURDELMARCHASSON *et al.*, 1997) e a determinação do aumento do consumo de recursos em saúde pelo caráter crônico dessas enfermidades (DAMSGARD *et al.*, 1989).

Na cidade de São Paulo, foi realizado por Ramos *et al.* (1998) um estudo longitudinal de dois anos, em 1667 pessoas acima de 65 anos de idade e residentes com a finalidade de determinar o perfil deste segmento populacional. Este estudo epidemiológico da população idosa, denominado EPIDOSO, era de base domiciliar e mostrou que as mulheres eram em sua maioria viúvas, morando em domicílios multigeracionais, com alta prevalência de doenças crônicas, distúrbios psiquiátricos e incapacidades físicas. Quando se comparou o sexo, através da análise de regressão logística, observou-se que as mulheres apresentavam menor grau de instrução, renda mais baixa e uma maior frequência de doenças crônicas.

A questão social também foi analisada por Coelho Filho e Ramos (1999) através de uma amostra aleatória estratificada pelo nível socioeconômico e composta por 667 idosos residentes em Fortaleza, Ceará, demonstrando que a maioria reside em domicílios multigeracionais e apresentam morbidade física e mental, sobretudo nas áreas mais pobres. Estas conclusões demonstram que o processo de envelhecimento aponta para as implicações sociais em termos de saúde pública.

Obviamente, muitas são as variáveis socioeconômicas causadoras de impactos na saúde dos idosos. Barros e Santos apud Otero *et al.* (2002) relatam que a renda domiciliar dos idosos

pobres cresce até os 60 anos, quando se passa a ter a aposentadoria como a parcela principal da renda familiar. Como entre os mais pobres esta renda é que sustenta a família é de se supor um impacto negativo na qualidade da alimentação do idoso, haja vista, que em decorrência de suas condições de saúde seria necessário uma dieta mais saudável e que também é mais cara.

Mesmo em questões de saúde bucal o nível socioeconômico mostra o seu impacto. Como exemplo, tem-se o estudo de Corrêa da Silva e Fernandes (2001) que realizaram um levantamento epidemiológico com 201 idosos (60 anos ou mais) dentados frequentadores de um centro de saúde da cidade de Araraquara, São Paulo. Variáveis sociodemográficas foram testadas estatisticamente para se verificar a ocorrência de associação com a autopercepção da condição bucal. A classe social mostrou-se associada, alertando para a precária situação de saúde bucal dos idosos brasileiros, além da ausência de programas voltados a este segmento populacional.

A condição socioeconômica da população idosa é preocupante por muitos fatores, entre eles o de dificultar o acesso dos mesmos aos medicamentos necessários à saúde. Possivelmente devido às doenças crônicas, os idosos pertencem ao grupo mais medicalizado da população (ROSENFELD *apud* MOSEGUI *et al.*, 1999). Segundo Teixeira e Lefrèvre (2001), isto pode ser um problema devido à vulnerabilidade dos idosos às reações adversas da interação de múltiplos medicamentos. Teixeira e Lefrèvre (2001) relatam que o número médio de medicamentos consumidos pelos idosos brasileiros é de 3,6; número semelhante à média de 4 fármacos encontrados por Mosegui *et al.* (1999) em um estudo de base populacional em idosos brasileiros.

No que se refere à saúde, problemas de natureza econômica tornam-se evidentes, pois nos países com programas específicos para idoso o governo tende a gastar três vezes mais com este segmento do que com o resto da população (RICE; FELDMAN *apud* VERAS *et al.*,

1987). Segundo Veras *et al.* (1987) o Brasil gastou 135 milhões de dólares em 1985 com as internações por doenças crônicas como: o câncer, as do aparelho circulatório e o diabetes. Este valor representa mais de um terço do custo de todas as internações e boa parte delas foi relacionada aos idosos.

A relação do custo das hospitalizações no Brasil por habitante/ano em 1995 é vista na Figura 08. Pode-se ver claramente que os idosos demandam um custo maior (Silvestre *et al.*, 1996).

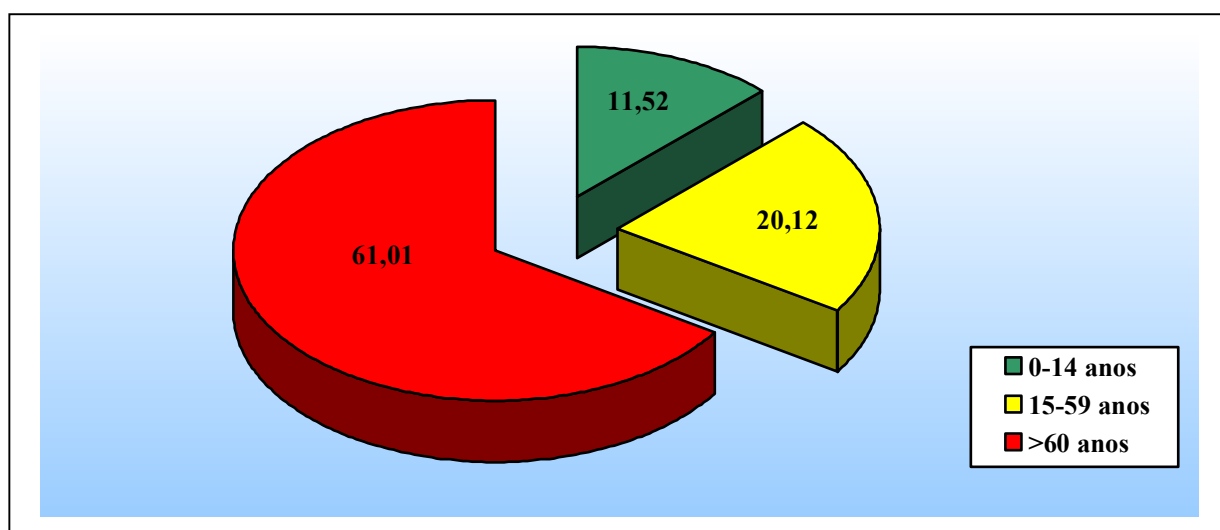


Figura 08: Custo de hospitalização consumido por habitante/ano em 1995. Valores em Reais (SILVESTRE *et al.*, 1996).

No Brasil o aumento das prevalências das doenças crônicas de alto custo é agravado pela persistência da desnutrição e das doenças infecciosas (RAMOS *et al.*, 1987). A Figura 09 mostra o número de hospitalizações por faixa etária, onde se observa que os idosos ocupam um espaço proporcionalmente maior.

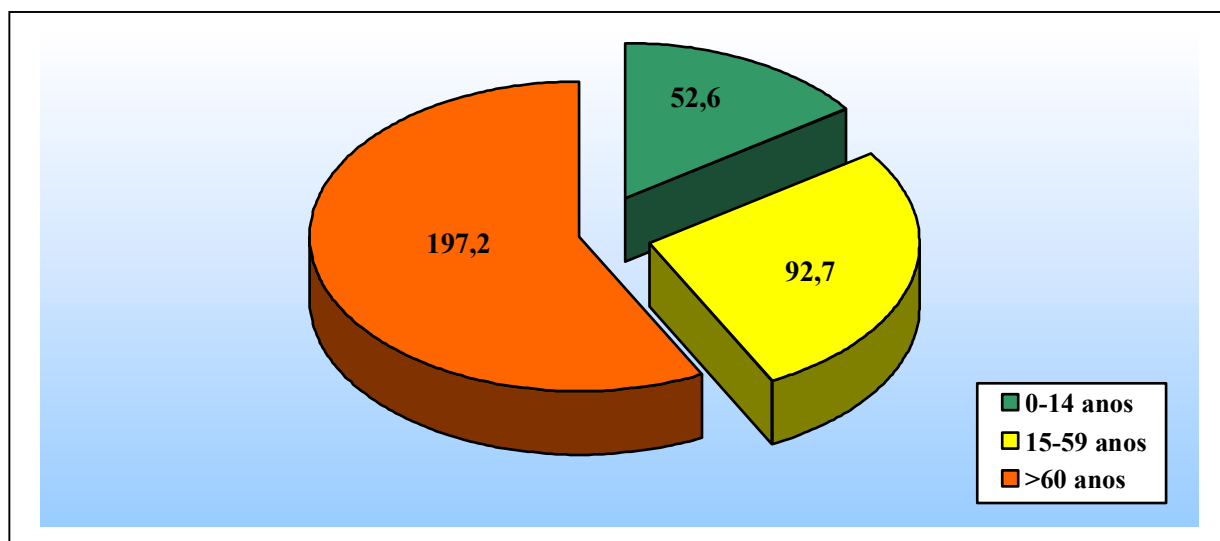


Figura 09: Número de hospitalizações por mil habitantes. (SILVESTRE *et al.*, 1996).

A adoção de políticas mais amplas e expressivas que venham a suprimir ou pelo menos amenizar a realidade dos idosos é sugerida por Veras *et al.* (1987). Silvestre *et al.* (1996) relatam que a falta de discussão adequada dos determinantes socioeconômicos do processo de saúde e enfermidade em nossos cursos universitários se constitui numa das principais causas da inadequada avaliação socioeconômica do paciente idoso.

Devido ao alto desenvolvimento tecnológico dos últimos anos, o idoso sentiu uma grande diminuição do seu status social (VERAS *et al.*, 1987). O conhecimento do idoso, fruto da sabedoria acumulada no decorrer dos anos, que antigamente era valorizado, cedeu lugar ao saber técnico-científico (COWGIL *apud* VERAS *et al.*, 1987). Desta forma o ditado chinês “Ter um velho em casa é como ter um tesouro no lar” não é muito respeitado.

A condição socioeconômica do idoso tende a ser pior do que no período em que trabalhava, isto porque os valores das aposentadorias costumam ser inferiores aos vencimentos do período produtivo (VERAS *et al.*, 1987). Ainda com relação a aposentadoria, Veras *et al.* (1987) fazem duas afirmações interessantes: a de que ela evita o excesso de trabalho e reduz a

mortalidade, e a de que ela conduz a redução da auto-estima e status social. Já, Silvestre (1996) afirma que a perda do trabalho não causa uma queda na qualidade de vida se as variáveis saúde e condição socioeconômica forem controladas. A queda do poder aquisitivo dos idosos devido às baixas aposentadorias é ainda agravada pela inexistência de oportunidades de trabalho (VERAS *et al.*, 1987), que poderiam, de certa forma compensar esta redução e lhes trazer uma ocupação. A queda na renda familiar é um fator, que estando associado às doenças e incapacidades dos idosos, torna-os sujeitos com menor autonomia e conseqüentemente, com pior qualidade de vida (CHAIMOWICZ, 1997).

Kalache *et al.* (1987) já citavam que as perdas da autonomia e da qualidade de vida favorecem o envelhecimento funcional, tornando o mesmo mais relevante que o cronológico, principalmente quando são analisadas as relações do aumento da população de dependentes que geram maior custo social. O envelhecimento funcional prejudica, portanto, a relação entre população economicamente ativa e a não produtiva.

Segundo Silvestre *et al.* (1996) relata-se que muitos estudos longitudinais vêm mostrando que a satisfação no trabalho é um fator de longevidade para o homem. Já para as mulheres é relatado que a longevidade é alcançada quando há a participação em atividades com grupos voluntários, associações, igrejas, etc.

Fazer com que as boas notícias ocupem mais espaço na mídia depende de uma maior mobilização da sociedade em relação ao segmento dos idosos da população, para que os representantes no poder público criem políticas de benefícios para os idosos.

Essas iniciativas devem estar baseadas em um maior número de pesquisas bem conduzidas, para determinação das prevalências das principais doenças que acometem os idosos, para a descrição de cuidadores informais, e o exame de sua sobrecarga, e para a

avaliação de intervenções psicossociais adequadas e efetivas. Essas pesquisas devem ocorrer em serviços específicos de atendimento ao idoso, tanto nas cidades mais desenvolvidas quanto em regiões mais carentes como as do Nordeste. Os resultados dessas pesquisas devem impulsionar políticas adequadas em relação aos idosos, e todos os envolvidos na área devem pressionar para que as mesmas saiam do papel. Assim, o apoio ao idoso não deverá mais depender apenas de iniciativas isoladas de profissionais conscientes, pois o envelhecimento bem-sucedido deve ser uma meta a ser atingida com envolvimento coletivo (GARRIDO; MENEZES, 2002).

2.3 Promoção de Saúde

A contínua melhora nas condições de vida e saúde na maioria dos países vem ocorrendo graças aos progressos políticos, econômicos, sociais e ambientais, assim como aos avanços na saúde pública e na medicina (MARMOT; WILKINSON, 1999). Na América Latina, por exemplo, a expectativa de vida vem crescendo desde o término da II guerra mundial. Entretanto, apesar de que tal melhoria seja incontestável, também o é a permanência de profundas desigualdades nas condições de vida e saúde entre os grupos sociais.

Como medidas apresentadas por Pereira (2001) para evitar as doenças, ou suas conseqüências, estão as medidas inespecíficas, também chamadas de gerais ou amplas, que têm o objetivo de promover o bem-estar das pessoas; e as inespecíficas ou restritas, que incluem as técnicas próprias para lidar com cada dano a saúde, em particular.

Os investimentos crescentes em assistência médica curativa e individual tem sido a principal resposta aos problemas de saúde ainda que se saiba que medidas preventivas e a

promoção da saúde, assim como a melhoria das condições de vida em geral, tenham sido, de fato, as razões fundamentais para os avanços em saúde (TOWNSEND; DAVIDSON, 1990).

Há muito tempo tem sido questionado o papel da medicina, da saúde pública e, num sentido mais genérico, do setor saúde no enfrentamento das causas mais amplas e gerais dos problemas de saúde, aquelas que fugiriam ao objeto propriamente médico da questão saúde (MARMOT; WILKINSON, 1999). Pode-se citar como exemplo, Virchow, na Alemanha, que nos anos que precederam a revolução de 1848, liderou um movimento de reforma médica, através do qual defendia que a medicina é uma ciência social e a política não é mais do que a medicina em grande escala (SINGER, 1956).

O analfabetismo, a péssima distribuição de renda e o baixo grau de escolaridade, assim como as más condições de habitação e ambiente têm um papel muito importante nas condições de vida e saúde. Em um amplo estudo sobre as tendências da situação de saúde na Região das Américas, a OPAS (1998) mostra que os diferenciais econômicos entre os países são determinantes para as variações nas tendências dos indicadores básicos de saúde e desenvolvimento humanos. A redução na mortalidade infantil, o incremento na esperança de vida, o acesso à água e ao saneamento básico, o gasto em saúde, a fecundidade global e o incremento na alfabetização de adultos são dependentes da situação econômica dos países.

Os princípios que regem a promoção em saúde a direcionam para ações que trabalhem com os determinantes e as causas das doenças, sendo então baseadas na cooperação de diversos setores, combinando métodos e abordagens diversificados e complementares, incluindo comunicação, educação, legislação e medidas fiscais (EWLES; SIMNETT, 1995).

O entendimento da promoção da saúde parte de uma concepção ampla do processo saúde-doença e de seus determinantes, propõe a articulação de saberes técnicos e populares, e a

mobilização de recursos institucionais e comunitários, públicos e privados, para seu enfrentamento e resolução (THISTED, 2003).

A Organização Mundial da Saúde estimulou o desenvolvimento do conceito moderno de promoção da saúde com quatro importantes Conferências Internacionais sobre Promoção da Saúde, realizadas em Ottawa (1986), Adelaide (1988), Sundsvall (1991) e Jacarta (1997), onde foram desenvolvidas as bases conceituais e políticas da promoção da saúde.

Contando com participantes de cerca de 38 países, principalmente do mundo industrializado, a Iª Conferência Internacional sobre Promoção da Saúde teve como principal produto a Carta de Ottawa (BRASIL, 1996), que se tornou, desde então, um termo de referência básico e fundamental no desenvolvimento das idéias de promoção da saúde em todo o mundo.

Há quase vinte anos, com a divulgação da Carta de Ottawa, em 1986, a promoção de saúde foi associada a um conjunto de valores: qualidade de vida, saúde, solidariedade, equidade, democracia, cidadania, desenvolvimento, participação e parceria, entre outros. Refere-se também a uma combinação de estratégias: ações do Estado (políticas públicas saudáveis), da comunidade (reforço da ação comunitária), de indivíduos (desenvolvimento de habilidades pessoais), do sistema de saúde (reorientação do sistema de saúde) e de parcerias intersetoriais. Isto é, trabalha com a idéia de responsabilização múltipla, seja pelos problemas, seja pelas soluções propostas para os mesmos (BRASIL, 1996).

A Organização Mundial da Saúde estabelece que o desenvolvimento das ações da concepção de promoção da saúde deve ser formulado e implementado em torno de cinco pontos: desenvolvimento de políticas públicas articuladas e saudáveis; criação de ambientes

saudáveis; estímulo ao desenvolvimento de habilidades pessoais; adoção de estilos de vida saudáveis; e reorientação do modelo de atenção (BRASIL, 1996).

A Carta de Ottawa define promoção da saúde como o processo de capacitação da comunidade para atuar na melhoria da sua qualidade de vida e saúde, incluindo uma maior participação no controle deste processo (BRASIL, 1996). Inscreve-se, desta forma, no grupo de conceitos mais amplos, reforçando a responsabilidade e os direitos dos indivíduos e da comunidade pela sua própria saúde.

O documento aponta ainda para os determinantes múltiplos da saúde e para a “intersetorialidade”, ao afirmar que o conceito de saúde transcende a idéia de formas sadias de vida, a promoção da saúde transcende o setor saúde. É completa, afirmando que as condições e requisitos para a saúde são: a paz, a educação, a habitação, a alimentação, a renda, o ecossistema estável, os recursos sustentáveis, a justiça social e a equidade (BRASIL, 1996).

Para Gutierrez (1994, *apud* Gutierrez, M. et al., 1996), promoção da saúde é o conjunto de atividades, processos e recursos, de ordem institucional, governamental ou da cidadania, orientados a propiciar a melhoria das condições de bem-estar e acesso a bens e serviços sociais, que favoreçam o desenvolvimento de conhecimentos, atitudes e comportamentos favoráveis ao cuidado da saúde e o desenvolvimento de estratégias que permitam à população maior controle sobre sua saúde e suas condições de vida, a níveis individual e coletivo. Neste conceito, mais apropriado à realidade latino-americana, agrega-se ao papel da comunidade a responsabilidade indelegável do Estado na promoção da saúde de indivíduos e populações.

A defesa da saúde é uma estratégia fundamental para a promoção em saúde e consiste em lutar para que os fatores políticos, econômicos, sociais, culturais, ambientais, comportamentais e biológicos sejam cada vez mais favoráveis à saúde (BUSS, 1999).

O movimento das cidades saudáveis que surgiu na Europa, em 1986, visava segundo Ashton (1993), o desenvolvimento de planos de ação locais para a promoção da saúde. Desde então vem crescendo continuamente, englobando várias cidades nos cinco continentes.

O movimento dos municípios saudáveis chegou à América Latina no início da década de 1990. Sua proposta pretende a articulação de políticas públicas multissetoriais na criação dos ambientes e condições para uma vida sadia com bem-estar (OPAS, 1998). É, em última instância, uma forma de governar e administrar que requer e propicia a reestruturação dos sistemas de saúde e de sua articulação com outros sistemas, na conformação de políticas e programas integrados de desenvolvimento humano e bem-estar.

Segundo a OPAS (1998), este enfoque centra a ação e a participação da comunidade, assim como a educação sanitária e a comunicação para a saúde, em ampliar as atitudes pessoais e a capacidade da comunidade de melhorar as condições físicas e psicossociais nos espaços onde as pessoas vivem, estudam, trabalham e se divertem.

3 METODOLOGIA DO ESTUDO

A metodologia descreve como a pesquisa foi realizada para que os objetivos propostos pudessem ser respondidos. Desta forma é apresentado o delineamento do estudo, a população estudada, o plano de coleta dos dados e como os dados foram analisados.

3.1 Delineamento do Estudo

O desenho do estudo adotado no presente estudo foi o ecológico. O estudo ecológico é também conhecido pelos seus sinônimos: estudo de grupos, de agregados, de conglomerados, estatísticos ou comunitários.

Nos estudos ecológicos a unidade de análise são populações ou grupos de pessoas pertencentes a uma área geográfica definida e caracterizam-se por proporcionarem um proveitoso início para as pesquisas epidemiológicas mais detalhadas (BEAGLEHOLE *et al.*, 2001). Nestes estudos procura-se avaliar como os contextos social e ambiental podem afetar a saúde de grupos populacionais.

O termo estudo ecológico tem origem no uso de áreas geográficas como unidades de análise e, por extensão, generalizou-se para outras situações em que a unidade é formada por um grupo (PEREIRA, 2001).

A possibilidade de se trabalhar com dados de populações com características amplamente diferentes é um forte atrativo ao uso do estudo ecológico (BEAGLEHOLE *et al.*, 2001), justificando assim a escolha desse desenho de estudo para esse trabalho.

Segundo Pereira (2001) uma variável ecológica é aquela que descreve o que ocorre em grupos de indivíduos, como por exemplo, o percentual de analfabetos. Os dados já estão agregados e não se sabe se um determinado indivíduo tem esta ou aquela característica.

O estudo tem uma abordagem quantitativa, em virtude de todos os dados serem numéricos e por terem sido utilizadas técnicas estatísticas descritivas e analíticas.

3.2 População Estudada

A população de estudo é composta exclusivamente pelos municípios brasileiros existentes durante a realização do Censo Demográfico do IBGE do ano de 2000. Os dados dos municípios que alcançaram emancipação após a referida data têm seus dados aglutinados nos municípios que lhes originaram.

3.3 O Banco de Dados

O banco de dados engloba todos os municípios brasileiros, dispensando desta forma os métodos estatísticos de cálculo de tamanho da amostra ou de sorteio de seus componentes. Assim sendo, o estudo tem sua unidade de pesquisa retirada do universo dos municípios brasileiros em 2000, fato que vem caracterizar o desenho do estudo como sendo do tipo ecológico.

O software *Microsoft Excel* foi escolhido como plataforma para acolher os dados, em virtude de sua versatilidade em armazenamento e conversão de dados, além de sua disponibilidade nos computadores dos laboratórios da UFSC.

As estatísticas descritivas, os cálculos dos coeficientes de correlação e a análise de regressão, que formulou os modelos explicativos da expectativa de vida das populações, foram realizadas dentro da ferramenta *SPSS 8.0.0 for Windows*, após a conversão do banco de dados formato “.xls” em um banco de dados “.sav”.

A exportação dos dados para o software *SPSS 8.0.0 for Windows*, se fez necessária pelas limitações do *Microsoft Excel* em análises estatísticas mais detalhadas, principalmente quando se deseja acrescentar pesos nos cálculos de regressão múltipla.

3.3.1 A Composição do Banco de Dados

O banco de dados contém a identificação do município pelo nome e estado, seu código, e obviamente os dados das variáveis de estudo.

As variáveis de estudo são compostas de dados numéricos que expressam as características dos municípios brasileiros com relação à expectativa de vida em anos, a taxa de mortalidade infantil até um ano de idade, a renda per capita, o índice de Gini, a intensidade da pobreza, o número de médicos residentes por mil habitantes, o percentual de pessoas com acesso à água encanada, o tamanho da população e a taxa de alfabetização.

As variáveis de estudo podem ser classificadas em dependentes e independentes (TABACHNICK; FIDEL, 1996). A expectativa de vida é a dependente, pois o estudo vai procurar o seu grau de dependência com as demais variáveis de estudo, denominadas independentes.

O código do município, contido no banco de dados, é o identificador utilizado pela Fundação IBGE, também serão inseridos o nome e a sigla da unidade da federação a que o mesmo pertence. Este procedimento é útil quando da elaboração da tabelas estatísticas descritivas que refletirão os municípios com melhores e piores condições em cada atributo.

A expectativa de vida ou variável-alvo das análises estatísticas e a dependente do modelo de regressão, representa o número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do seu nascimento.

A variável independente mortalidade infantil tem o propósito de expressar o número de crianças que não sobrevivem ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas.

A renda per capita é entendida como a razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos. A renda per capita de cada indivíduo é definida como a razão entre a soma da renda de todos os membros da família e o número de membros da mesma. Valores expressos em reais de 1º de agosto de 2000.

O percentual da renda domiciliar apropriada pelos 10% mais ricos da população é a proporção da renda do município apropriada pelos indivíduos pertencentes ao décimo mais rico da distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita.

O índice de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de zero, quando não há desigualdade (a renda de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a um, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula). Assim sendo, quanto maior é o valor deste índice, maior será a concentração de renda encontrada.

A intensidade da pobreza é a distância que separa a renda domiciliar per capita média dos indivíduos pobres, ou seja, dos indivíduos com renda domiciliar per capita inferior à linha de pobreza de R\$ 37,75 em 2000, do valor da linha de pobreza, medida em termos de percentual do valor dessa linha de pobreza.

O número de médicos residentes por mil habitantes é a razão entre o total de médicos residentes no município e o total de habitantes do mesmo, vezes mil. Incluem-se os acadêmicos de hospital (médicos residentes).

O percentual de pessoas com água encanada é o percentual de pessoas que vivem em domicílios com água canalizada para um ou mais cômodos, proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa.

O tamanho da população é o número total de habitantes residentes no município, tanto na zona rural quanto na zona urbana. Para facilitar a análise estatística de regressão linear múltipla foi gerada uma nova variável denominada classe das cidades. Para esta variável, todos os municípios foram classificados obedecendo-se os seguintes critérios:

- Classe 1: para aqueles municípios com até 20.000 habitantes;
- Classe 2: para aqueles municípios entre 20.001 e 50.000 habitantes;
- Classe 3: para aqueles municípios entre 50.001 e 100.000 habitantes;
- Classe 4: para aqueles municípios entre 100.001 e 250.000 habitantes;
- Classe 5: para aqueles municípios entre 250.001 e 500.000 habitantes;
- Classe 6: para aqueles municípios entre 500.001 e 2.000.000 habitantes;
- Classe 7: para aqueles municípios acima de 2.000.000 habitantes;

A taxa de alfabetização é o percentual das pessoas acima de 15 anos de idade que são alfabetizados, ou seja, que sabem ler e escrever pelo menos um bilhete simples. Essa variável é um dos indicadores componentes do IDH-Educação (dimensão do Índice de Desenvolvimento Humano). A taxa de alfabetização participa com dois terços do peso do indicador IDH-Educação, caracterizando assim, como sendo o componente mais importante.

Desta forma, será elaborado um banco de dados que conterà os dados de identificação, da variável dependente e das variáveis independentes para todos os 5507 municípios brasileiros existentes no ano de 2000.

3.3.2 As Fontes de Obtenção dos Dados

O banco de dados foi elaborado com os dados retirados do censo demográfico de 2000 da Fundação IBGE e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

A opção de busca dos dados no PNUD se deu em virtude da facilidade de obtenção dos dados na rede de computadores, haja vista que os mesmos podem ser tabulados conforme o critério de seleção do pesquisador. É importante ressaltar que o PNUD se baseia nas informações do IBGE para o abastecimento de seus dados, desta forma não haverá o risco de se encontrar dados conflitantes.

No endereço eletrônico da Fundação IBGE foram retirados os dados referentes ao tamanho da população de todos os 5507 municípios do Brasil existentes em 2000. Os dados das demais variáveis foram retirados do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil de 2002, disponível no *site* das Nações Unidas (PNUD, 2002).

Após esse processo de busca foi elaborado o novo banco de dados, contendo todos os dados das variáveis a serem analisadas, em uma planilha do *Microsoft Excel*, partindo-se então, para a análise dos dados propriamente dita.

3.4 Os Métodos de Análise dos Dados

É adotado como critério metodológico de análise, aquele proposto por BERRY e LINOFF (1997). Essa metodologia, apresentada na Figura 10, demonstra os passos a serem

empregados no estudo, visando a geração de um modelo explicativo para a expectativa de vida, além da extração de conhecimento sobre a base de dados.

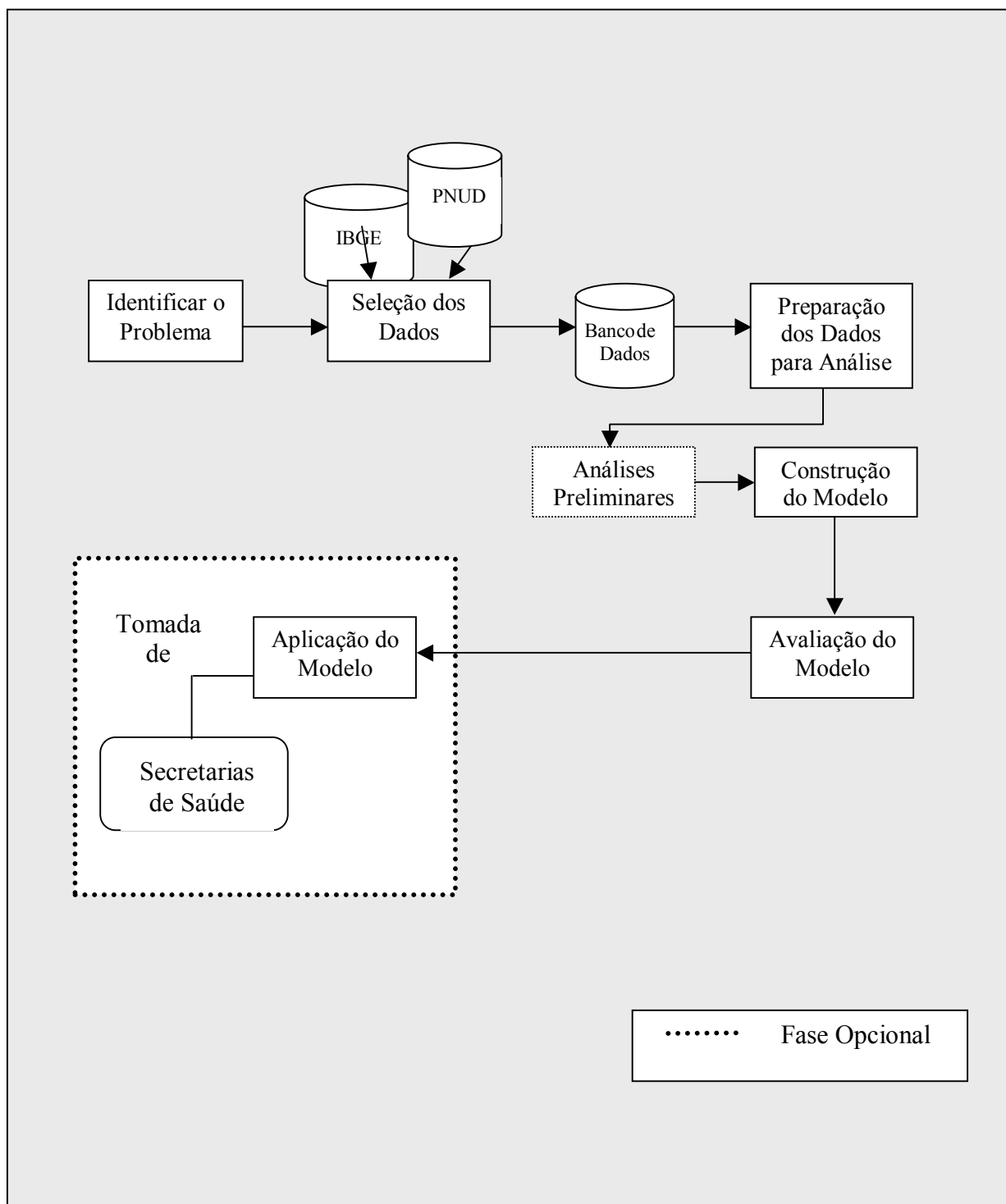


Figura 10: Modelo do estudo para a análise da base de dados. Adaptado de BERRY e LINOFF, 1997.

Os dados dos municípios brasileiros com registros retirados dos endereços eletrônicos da Fundação IBGE e do PNUD das Nações Unidas, são agrupados em uma plataforma de base de dados em *Microsoft Excel* que reúne em uma única planilha todos os registros numéricos das variáveis pesquisadas. Em seguida estes dados foram preparados para as análises estatísticas, através da conversibilidade para os formatos apropriados e compatíveis com o software *SPSS 8.0.0 for Windows*.

Para a elaboração do modelo explicativo, foram feitas análises estatísticas, entre elas destacaram-se a correlação e a análise de regressão múltipla.

A correlação determina o grau em que duas variáveis estão relacionadas linearmente, seja por meio de causalidade direta, indireta ou por probabilidade estatística (BARBETTA, 1999). Emprega-se o teste de correlação para se verificar as quão estas duas variáveis mudam em conjunto, ou seja, se elas estão associadas. Quando isso acontece diz-se que há correlação, ou covariação, cuja direção e magnitude podem ser quantificadas (DORIA FILHO, 1999).

É importante frisar que nem todos os fenômenos que estão associados têm necessariamente uma relação de causa e efeito, porém quando esta relação existir as variáveis em estudo terão obrigatoriamente correlação (BRAULE, 2001).

O cálculo da correlação pode ser feito através da equação proposta por Pearson expressa da seguinte forma (BARBETTA, 1999):

$$R = \frac{n \times \sum xy - \sum x \times \sum y}{\sqrt{(n \times \sum x^2 - (\sum x)^2)} \times \sqrt{(n \times \sum y^2 - (\sum y)^2)}}$$

O valor de n corresponde ao tamanho da amostra, x são os valores numéricos da primeira variável de estudo, y os valores da segunda variável e R é o valor do coeficiente de correlação de Pearson.

O coeficiente de correlação de Pearson (R) permitirá concluir se as duas variáveis comparadas na análise apresentam correlação ou não (BARBETTA, 1999; NEUFELD, 2003).

A magnitude da correlação linear, segundo Milone (2004), será mensurada através da proximidade do valor de R com os seus extremos $+1$ ou -1 . Quando encontrarmos o valor $+1$ ter-se-á a correlação linear positiva perfeita e -1 para a correlação linear negativa perfeita. Os valores próximos de zero indicam a ausência de correlação.

Para se descobrir se a correlação encontrada na amostra de dados também ocorre na população, testa-se a hipótese de existir ou não esta correlação na população através do teste de significância sobre o coeficiente de correlação de Pearson. Este teste fornecerá o valor de t da distribuição *t de student* com $n-2$ graus de liberdade, que irá gerar a probabilidade de significância do teste de hipótese. Quando esta probabilidade (p) for menor que $0,05$ rejeita-se a hipótese nula, ou seja, aquela que diz não haver correlação entre as duas variáveis estudadas (BARBETA, 1999).

Quando se faz o cálculo da correlação entre duas variáveis não há a preocupação em se estabelecer uma relação de dependência entre elas (FREUND; SIMON, 2000). A análise de regressão pode ser entendida como um passo adiante, haja vista que se procura estabelecer não só a dependência, relação de causa-efeito, mas também a função matemática que liga as variáveis (MILONE, 2004).

O objetivo da análise de regressão é o de tentar descobrir como uma variável consegue explicar o comportamento de outra. Logo, a análise de regressão pode servir como um

instrumento explicativo para uma série de questões (ANDERSON et al., 2003), como por exemplo: “Por que não somos todos da mesma altura?”, “Por que não temos a mesma renda familiar”, “Por que algumas populações têm expectativa de vida maior do que outras?”

A análise de regressão se baseia na elaboração de uma função matemática do tipo:

$$Y = a + b \cdot X_1 + c \cdot X_2 + \dots + z \cdot X_n$$

Y é a variável dependente, ou seja, aquela que sofre influência o comportamento das demais. X₁, X₂, ..., X_n são as variáveis independentes, ou seja, aquelas que explicam o comportamento de Y. Os valores a, b, c, ..., z são estimadores dos parâmetros populacionais encontrados através do método dos mínimos quadrados (FREUND; SIMON, 2000).

O primeiro passo da análise é o de se verificar se os coeficientes das variáveis independentes (b,c, ..., z) são significativamente diferentes de zero, ou seja se Y realmente depende de x. Se o(s) coeficiente(s) for(em) diferente(s) de zero, a avaliação prossegue examinando-se a capacidade explicativa do modelo, ou seja, a aderência entre os dados reais e aqueles previstos no modelo, ou ainda, qual é a parcela da variância de Y que é explicada pela variável independente (DAWSON-SAUNDERS; TRAPP, 1996).

O coeficiente de determinação, denominado R² (R-quadrado), que é o quadrado do coeficiente de correlação (R), mede a capacidade de explicação do modelo através de valores que oscilam entre zero e um (BRAULE, 2001).

O R² é, portanto, uma estatística que representa a proporção da variância explicada face à variância total da variável dependente. Como regra geral, escolhem-se os modelos com R² mais elevado (WEISBERG, 1985).

O coeficiente de correlação quantifica o grau de associação linear existente entre duas variáveis. O coeficiente de correlação parcial é necessário para quantificar a relação linear de duas variáveis, mas controlando/ajustando essa associação pela influência de uma terceira variável. Se X1 e X2 representam duas variáveis que influenciam Y, é natural medir a correlação entre X1 e Y, controlando pela influência de X2 (MONTGOMERY, 1982).

A análise de regressão foi realizada adotando-se um peso para cada um dos 5507 municípios, ou seja, através da utilização de uma nova variável que foi elaborada através da seguinte equação:

$$\text{Variável Peso} = (\% \text{ da População Regional} \times \text{Número de Municípios na Região}) / 100$$

O percentual da população regional corresponde ao número de habitantes no município dividido pelo total de habitantes da região. O número de municípios da região é variável para cada região do país conforme a Tabela 07.

Tabela 07: Total de habitantes e número de municípios para cada região do país em 2000.

Região do País	Sigla	Número de municípios	Total de habitantes
SUDESTE	SE	1.666	72.412.411
NORDESTE	NE	1.787	47.741.711
SUL	S	1.159	25.107.616
NORTE	N	449	12.900.704
CENTRO OESTE	CO	446	11.636.728
TOTAL		5.507	169.799.170

Fonte: IBGE, 2002.

A análise de regressão múltipla tem o objetivo de estudar os relacionamentos entre uma variável dependente com outras independentes. Esse tipo de análise origina uma equação

(função matemática) que permite calcular o valor da variável dependente (expectativa de vida) com base em outras variáveis conhecidas.

Desta forma, a função matemática que liga as variáveis pode ser denominada como sendo um modelo explicativo da expectativa de vida. Este estudo gerou funções matemáticas específicas para cada uma das cinco regiões do país, pois devido aos contrastes regionais, pensou-se ser este o melhor método de análise em vez de uma análise única e nacional.

Através destas análises poder-se-á iniciar a construção de um modelo preditivo da expectativa de vida, baseado nas variáveis independentes presentes no estudo. Algumas regras explicativas da expectativa de vida poderão ser encontradas e irão auxiliar um processo de tomada de decisão por parte de entidades governamentais que tenham compromisso com a melhoria da qualidade de vida da população.

A avaliação do modelo preditivo será feita através da consistência das funções geradas para cada uma das regiões brasileiras, atentando-se para a concordância dos resultados do estudo com o que está exposto na revisão da literatura.

Finalmente, parte-se para uma fase opcional do estudo, onde o modelo encontrado poderá ser apresentado a instituições governamentais que poderão utilizá-lo como um subsídio à implantação de políticas públicas voltadas para o incremento da expectativa de vida populacional. As secretarias de saúde, tanto na esfera municipal como estadual, são aquelas que poderão utilizar o estudo em suas atividades, caracterizando, desta forma a aplicação do modelo gerado.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Nas variáveis que compõem o banco de dados dos 5507 municípios brasileiros foram inicialmente empregadas as técnicas estatísticas descritivas e posteriormente as inferenciais.

4.1 Estatística Descritiva das Variáveis de Estudo

As variáveis renda per capita, coeficiente de Gini, renda apropriada pelos 10% mais ricos da população, intensidade da pobreza, percentual de pessoas que vivem em domicílios sem água encanada, número de médicos residentes por mil habitantes, mortalidade até um ano de idade, tamanho da população, taxa de alfabetização e expectativa de vida, são descritas a seguir.

4.1.1 Renda per capita

A renda per capita dos municípios brasileiros está situada entre R\$ 954,65 (Águas de São Pedro/SP) e R\$ 28,38 (Centro do Guilherme/MA), sendo que a metade dos municípios têm renda per capita até R\$ 159,10 (mediana), a média é de R\$ 170,81, o desvio padrão de R\$ 96,43 e o coeficiente de variação é de 56,45%.

Na Região Sudeste o município de Águas de São Pedro/SP com R\$ 954,65 tem a maior renda per capita do país e em Bonito de Minas/MG com R\$ 49,12 observa-se o menor valor da região. A mediana é de R\$ 213,91, a média é de R\$ 222,24, o desvio padrão é de R\$ 93,93 e o coeficiente de variação é de 42,26%.

Na Região Sul o limite superior está no município de Porto Alegre /RS com R\$ 709,88 e o limite inferior em Doutor Ulysses /PR com R\$ 86,00. A mediana é de R\$ 223,03, a média é de R\$ 233,69, o desvio padrão é de R\$ 76,26 e o coeficiente de variação é de 32,63%. Observa-se que os dados da Região Sul, comparados à situação do Brasil, mostram um grau de homogeneidade maior, caracterizando esta região como sendo aquela com menor dispersão na renda per capita.

Na Região Nordeste tem-se no Distrito Estadual de Fernando de Noronha /PE a maior renda per capita da região R\$ 558,95 e em Centro do Guilherme /MA a menor do país com R\$ 28,38. A média é de R\$ 85,16, o desvio padrão é R\$ 35,57, a mediana é R\$ 77,78 e o coeficiente de variação é de 41,76%.

Na Região Norte, o município de Palmas /TO tem a maior renda per capita com R\$ 358,05, e em Jordão /AC encontra-se a menor com R\$ 34,53. A média da região é de R\$ 120,47, o desvio padrão é de R\$ 54,59, a mediana é de R\$ 111,67 e o coeficiente de variação é de 45,31%.

Na Região Centro-Oeste, a maior renda per capita está em Brasília /DF com R\$ 605,41 e a menor em Buritinópolis /GO com R\$ 68,89. Metade dos municípios da região têm renda per capita até R\$ 194,19, a média é de R\$ 209,16, o desvio padrão é de R\$ 71,59 e o coeficiente de variação é de 34,22%.

Na Tabela 08 e na Tabela 09 selecionaram-se as cinco maiores e as cinco menores rendas per capita para cada região do Brasil. Observa-se que, com exceção da Região Sudeste, as capitais de estado freqüentam a lista das maiores rendas per capita.

Tabela 08: As maiores rendas per capita de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	RENDA PER CAPITA
SE	1 ^a	Águas de São Pedro /SP	R\$ 964,65
SE	2 ^a	São Caetano do Sul /SP	R\$ 834,00
SE	3 ^a	Niterói /RJ	R\$ 809,18
SE	4 ^a	Santana de Parnaíba /SP	R\$ 765,05
SE	5 ^a	Santos /SP	R\$ 729,62
S	1 ^a	Porto Alegre /RS	R\$ 709,88
S	2 ^a	Florianópolis /SC	R\$ 701,42
S	3 ^a	Balneário Camboriú /SC	R\$ 670,28
S	4 ^a	Curitiba /PR	R\$ 619,82
S	5 ^a	Luiz Alves /SC	R\$ 507,63
NE	1 ^a	Fernando de Noronha /PE	R\$ 558,95
NE	2 ^a	Recife /PE	R\$ 392,46
NE	3 ^a	Aracajú /SE	R\$ 352,74
NE	4 ^a	Salvador /BA	R\$ 341,32
NE	5 ^a	Natal /RN	R\$ 339,92
N	1 ^a	Palmas /TO	R\$ 358,05
N	2 ^a	Belém /PA	R\$ 313,93
N	3 ^a	Paraíso do Tocantins /TO	R\$ 313,72
N	4 ^a	Porto Velho /RO	R\$ 305,21
N	5 ^a	Boa Vista /RR	R\$ 299,46
CO	1 ^a	Brasília /DF	R\$ 605,41
CO	2 ^a	Campo Novo do Parecis /MT	R\$ 514,43
CO	3 ^a	Goiânia /GO	R\$ 508,30
CO	4 ^a	Sorriso /MT	R\$ 461,37
CO	5 ^a	Chapadão do Sul /MS	R\$ 451,52

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

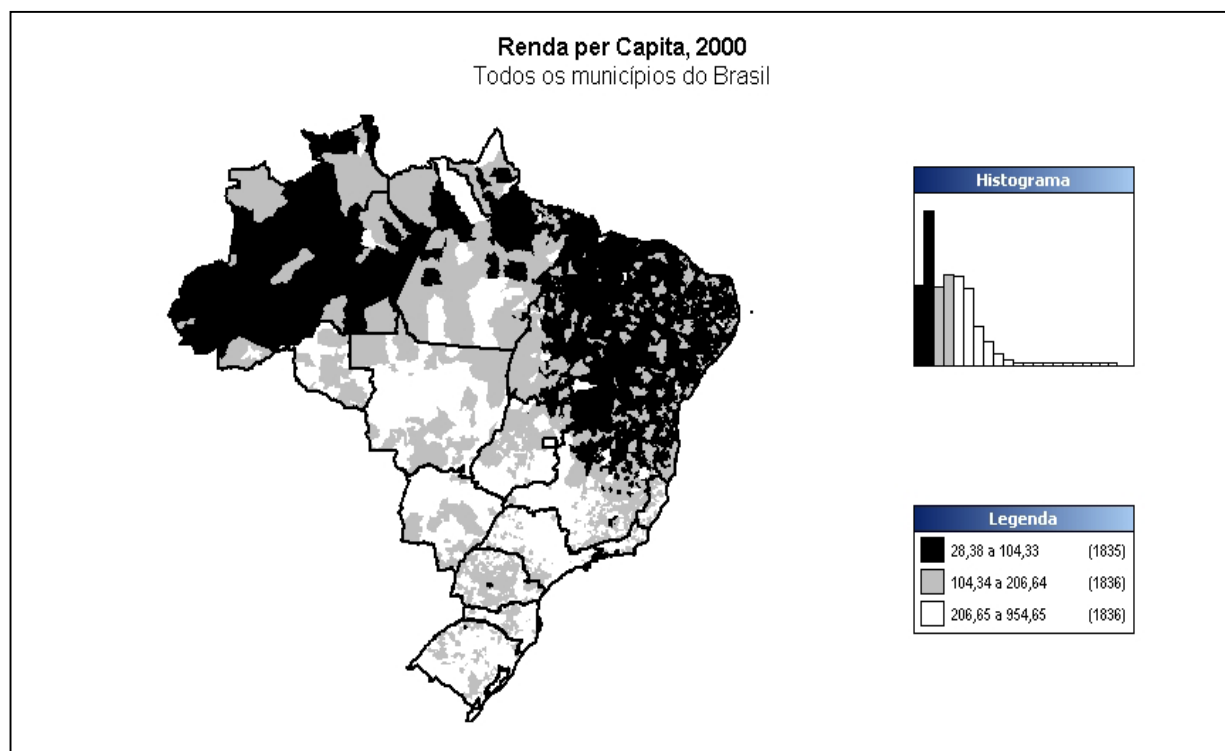
**Figura 11:** A renda per capita no Brasil.

Tabela 09: As menores rendas per capita de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO /ESTADO	RENDA PER CAPITA
SE	1662 ^a	Cônego Marinho /MG	R\$ 58,31
SE	1663 ^a	Padre Carvalho/MG	R\$ 56,52
SE	1664 ^a	Fruta de Leite/MG	R\$ 55,76
SE	1665 ^a	São João das Missões/MG	R\$ 55,63
SE	1666 ^a	Bonito de Minas/MG	R\$ 49,12
S	1155 ^a	Laranjal/PR	R\$ 105,86
S	1156 ^a	Mato Rico/PR	R\$ 103,89
S	1157 ^a	Santa Maria do Oeste/PR	R\$ 99,21
S	1158 ^a	Redentora/RS	R\$ 99,63
S	1159 ^a	Doutor Ulysses/PR	R\$ 86,00
NE	1783 ^a	Betânia do Piauí/PI	R\$ 35,49
NE	1784 ^a	Santo Amaro do Maranhão/MA	R\$ 35,13
NE	1785 ^a	Belágua/MA	R\$ 31,93
NE	1786 ^a	Manari/PE	R\$ 30,43
NE	1787 ^a	Centro do Guilherme/MA	R\$ 28,38
N	445 ^a	Fonte Boa/AM	R\$ 44,09
N	446 ^a	Envira/AM	R\$ 43,72
N	447 ^a	Ipixuna/AM	R\$ 39,57
N	448 ^a	Guajará/AM	R\$ 36,96
N	449 ^a	Jordão/AC	R\$ 34,53
CO	442 ^a	Guarani de Goiás/GO	R\$ 89,66
CO	443 ^a	Amaralina/GO	R\$ 89,31
CO	444 ^a	Japorá/MS	R\$ 88,74
CO	445 ^a	Damianópolis/GO	R\$ 86,71
CO	446 ^a	Buritópolis/GO	R\$ 68,89

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

A Figura 11 ilustra os dados descritivos da renda per capita, mostrando que os maiores valores são encontradas nas regiões Sul e Sudeste, caracterizando desta forma os contrastes regionais encontrados em nosso país.

4.1.2 O Índice de Gini

A concentração de renda expressa pelo índice de Gini, dos municípios brasileiros está situada entre 0,36 e 0,82. Em Barra do Choça/BA é encontrada a menor concentração de renda e em Jutai/AM a maior concentração. A metade dos municípios têm o índice de Gini até 0,56 (mediana), a média também é de 0,56, o desvio padrão de 0,06 e o coeficiente de variação é de 10,71%.

Na Região Sudeste, o município de Santana de Parnaíba/SP tem o índice de Gini mais alto (0,73) e Ariranha o mais baixo (0,30). A mediana e a média da região são de 0,54, o desvio padrão é de 0,05 e o coeficiente de variação é de 9,26%.

Na Região Sul encontra-se em Santa Vitória do Palmar/RS o índice de Gini mais alto (0,8) e em Santa Maria do Herval/RS o mais baixo (0,36). A mediana e a média assumem o mesmo valor (0,53), o desvio padrão é de 0,06 e o coeficiente de variação é de 11,32%.

Na Região Nordeste o município de Formosa do Rio Preto/BA tem o índice de Gini mais alto (0,8) e Barra do Choça/BA o mais baixo (0,36). A mediana é de 0,57, enquanto a média é de 0,58, o desvio padrão é de 0,05 e o coeficiente de variação é de 8,62%.

Na Região Norte o maior índice de Gini está em Jutaí/AM (0,82) e o menor em Melgaço/PA (0,46). Tanto a mediana quanto a média equivalem a 0,61, o desvio padrão é de 0,06 e o coeficiente de variação é igual a 9,83%.

Na Região Centro-Oeste o maior valor do índice de Gini é encontrado em Miranda/MS com 0,80 e o menor em Águas Lindas de Goiás/GO com 0,46. A mediana e a média são equivalentes em 0,57, o desvio padrão é de 0,05 e o coeficiente de variação é de 8,77%.

A Tabela 10 e a Tabela 11 apresentam os maiores e os menores índices de Gini para cada região do Brasil. A Figura 12 ilustra os dados descritivos do índice de Gini, mostrando que há concentração de renda em todas as regiões do país, porém nas regiões Norte e Nordeste são encontrados os maiores valores.

Tabela 10: Os maiores índices de Gini de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	ÍNDICE DE GINI
SE	1 ^a	Santana de Parnaíba/SP	0,73
SE	2 ^a	São Gotardo/MG	0,73
SE	3 ^a	Buritis/MG	0,72
SE	4 ^a	Unai/MG	0,71
SE	5 ^a	Guapiara/SP	0,71
S	1 ^a	Santa Vitória do Palmar/RS	0,80
S	2 ^a	Arapoti/PR	0,72
S	3 ^a	Sengés/PR	0,72
S	4 ^a	Abelardo Luz/SC	0,72
S	5 ^a	Itapema/SC	0,68
NE	1 ^a	Formosa do Rio Preto/BA	0,80
NE	2 ^a	Trindade/PE	0,79
NE	3 ^a	São Bento do Uma/PE	0,78
NE	4 ^a	Piranhas/AL	0,75
NE	5 ^a	Paramirim/BA	0,75
N	1 ^a	Jutaí/AM	0,82
N	2 ^a	São Gabriel da Cachoeira/AM	0,81
N	3 ^a	Uiramutã/RR	0,80
N	4 ^a	Normandia/RR	0,79
N	5 ^a	Carauari/AM	0,78
CO	1 ^a	Miranda/MS	0,80
CO	2 ^a	Mozarlândia/GO	0,78
CO	3 ^a	Costa Rica/MS	0,76
CO	4 ^a	Porangatu/GO	0,72
CO	5 ^a	Tabaporá/MT	0,71

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

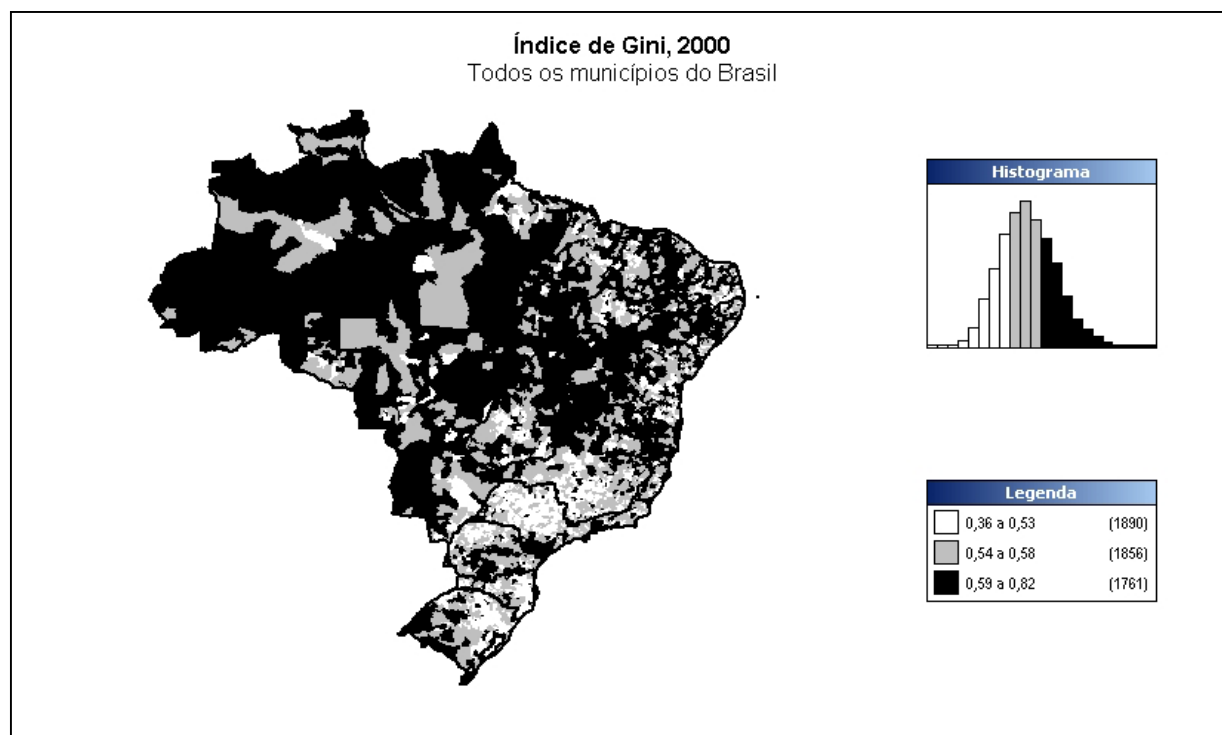
**Figura 12:** O índice de Gini no Brasil.

Tabela 11: Os menores índices de Gini de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	ÍNDICE DE GINI
SE	1662 ^a	Abaté/SP	0,43
SE	1663 ^a	Palmares Paulista/SP	0,43
SE	1664 ^a	Borebi/SP	0,43
SE	1665 ^a	Álvaro de Carvalho/SP	0,43
SE	1666 ^a	Ariranha/SP	0,42
S	1155 ^a	Fagundes Varela/RS	0,38
S	1156 ^a	São José do Hortêncio/RS	0,38
S	1157 ^a	Vila Flores/RS	0,38
S	1158 ^a	Lindolfo Collor/RS	0,37
S	1159 ^a	Santa Maria do Herval/RS	0,36
NE	1783 ^a	Santa Luzia/BA	0,45
NE	1784 ^a	Cândido Mendes/MA	0,45
NE	1785 ^a	Bonito/BA	0,44
NE	1786 ^a	Itambé/BA	0,42
NE	1787 ^a	Barra do Choça/BA	0,36
N	445 ^a	Limoeiro do Ajuru/PA	0,50
N	446 ^a	Augusto Corrêa/PA	0,49
N	447 ^a	Afuá/PA	0,48
N	448 ^a	São Caetano de Odivelas/PA	0,47
N	449 ^a	Melgaço/PA	0,46
CO	442 ^a	Anhanguera/GO	0,46
CO	443 ^a	Maurilândia/GO	0,46
CO	444 ^a	Goianira/GO	0,46
CO	445 ^a	Senador Canedo/GO	0,46
CO	446 ^a	Águas Lindas de Goiás/GO	0,46

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.1.3 Percentual da renda dos 10% mais ricos da população

A concentração de renda na parcela mais rica da população está mais acentuada no município de Rio Crespo/RO, onde se observa que 72,81% da renda está distribuída em apenas 10% da população. Já no município de Alto Feliz/RS este percentual é de 23,27%, o mais baixo do Brasil. Na metade dos municípios, até 43,51% da renda está concentrada nos mais ricos (mediana), a média é de 43,93%, o desvio padrão de 7,27% e o coeficiente de variação é de 16,54%.

Na Região Sudeste a parcela mais rica da população detêm em Emilianópolis/SP 69,24% da renda e 23,57% em Borebi/SP, sendo estes o limite superior e inferior. A mediana é

42,98%, a média é de 43,31%, o desvio padrão é de 6,62% e o coeficiente de variação é de 15,29%.

Na Região Sul encontra-se no município de Santa Vitória do Palmar/RS o maior percentual (70,64%) e em Alto Feliz/RS o menor (23,27%). A mediana da região é de 41,77%, a média é de 42,36%, o desvio padrão é de 7,49% e o coeficiente de variação é de 17,68%.

Na Região Nordeste o maior percentual é encontrado em São João Batista/MA com 72,01% e o menor em Areia de Baraúnas, com 25,89%. A região apresenta como média dos municípios o percentual de 43,74%, a mediana é 43,22%, o desvio padrão é 6,78% e o coeficiente de variação é de 15,50%.

Na Região Norte o maior valor é o do município de Rio Crespo/RO com 72,81% e o menor é em Crixás do Tocantins/TO com 27,93%. A média da região é 48,41%, a mediana é 48,01%, o desvio padrão é 7,40% e o coeficiente de variação é de 15,29%.

Na Região Centro Oeste, o município de Campos de Júlio/MT tem o maior percentual (72,43%) e Araguinha/MT o menor (27,86%). A média da região é 47,02%, a mediana é 46,76%, o desvio padrão é 8,19% e o coeficiente de variação é de 17,42%.

A concentração de renda na parcela dos 10% mais ricos da população é uma característica nacional que ocorre em todas as regiões do país e que pode ser visualizada na Figura 13. As Tabelas 12 e 13 descrevem os maiores e os menores valores municipais de cada região brasileira para esta variável de estudo.

Tabela 12: Os maiores percentuais da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	% DA RENDA
SE	1 ^a	Emilianópolis/SP	69,24%
SE	2 ^a	Centralina/MG	68,29%
SE	3 ^a	São Gotardo/MG	67,65%
SE	4 ^a	Romaria/MG	67,28%
SE	5 ^a	Alvorada de Minas/MG	66,58%
S	1 ^a	Santa Vitória do Palmar/RS	70,64%
S	2 ^a	Dilermano de Aguiar/RS	70,14%
S	3 ^a	Pinhal/RS	68,92%
S	4 ^a	Putinga/RS	68,07%
S	5 ^a	Jundiá do Sul/PR	67,60%
NE	1 ^a	São João Batista/MA	72,01%
NE	2 ^a	Formosa do Rio Preto/BA	71,55%
NE	3 ^a	Trindade/PE	71,18%
NE	4 ^a	São Bento do Una/PE	70,47%
NE	5 ^a	Formosa da Serra Negra/MA	69,90%
N	1 ^a	Rio Crespo/RO	72,81%
N	2 ^a	Novo Acordo/TO	72,74%
N	3 ^a	Uiramutã/RR	71,40%
N	4 ^a	Uruará/AM	70,59%
N	5 ^a	Jutai/AM	70,30%
CO	1 ^a	Campos de Júlio/MT	72,43%
CO	2 ^a	Miranda/MS	71,81%
CO	3 ^a	Avelinópolis/GO	70,95%
CO	4 ^a	Mozarlândia/GO	70,76%
CO	5 ^a	Tabaporá/MT	69,61%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

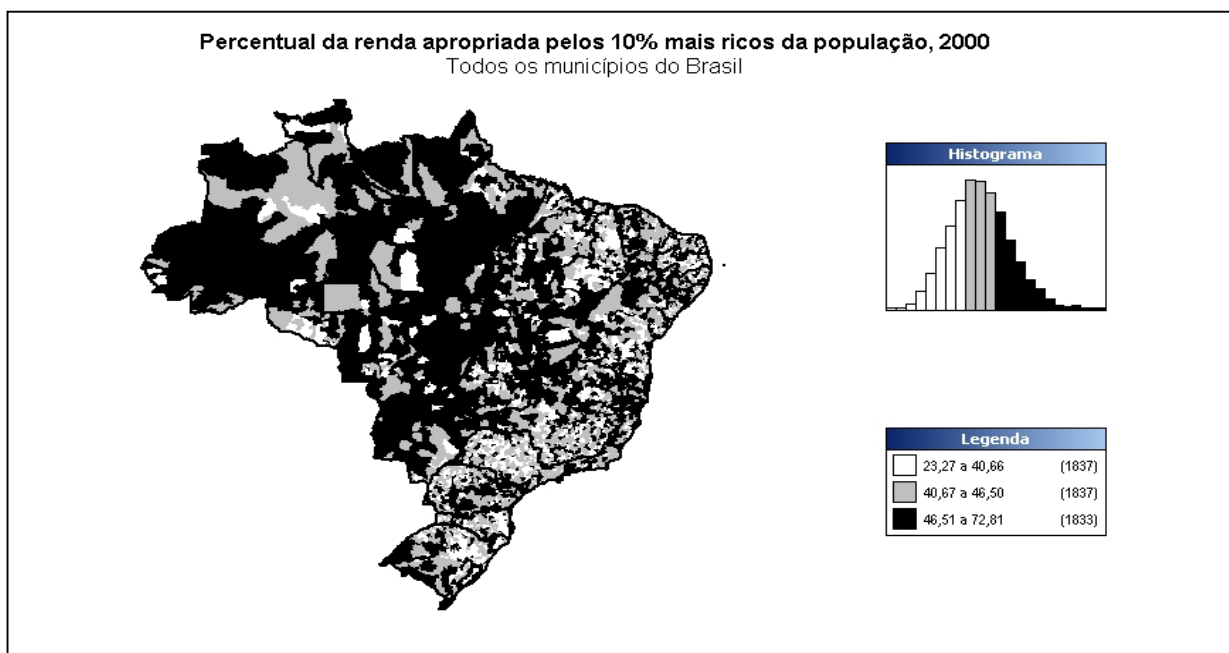


Figura 13: O percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população.

Tabela 13: Os menores percentuais da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	% DA RENDA
SE	1662 ^a	Cedro do Abaeté/MG	27,01%
SE	1663 ^a	José Gonçalves de Minas/MG	26,54%
SE	1664 ^a	Santa Salete/SP	26,41%
SE	1665 ^a	Parisi/SP	26,32%
SE	1666 ^a	Borevi/SP	23,57%
S	1155 ^a	Travesseiro/RS	24,37%
S	1156 ^a	Treviso/SC	24,06%
S	1157 ^a	Ponte Preta/RS	24,04%
S	1158 ^a	São José do Hortêncio/RS	23,95%
S	1159 ^a	Alto Feliz/RS	23,95%
NE	1783 ^a	Congo/PB	28,34%
NE	1784 ^a	São José do Brejo do Cruz/PB	27,76%
NE	1785 ^a	Santana do Ceridó/RN	27,06%
NE	1786 ^a	Barra do Choça/BA	27,03%
NE	1787 ^a	Areia de Baraúnas/PB	25,89%
N	445 ^a	Cachoeirinha/TO	32,27%
N	446 ^a	Pimenteiras do Oeste/RO	32,19%
N	447 ^a	Pindorama do Tocantins/TO	32,10%
N	448 ^a	Rio da Conceição/TO	28,61%
N	449 ^a	Crixás do Tocantins/TO	27,93%
CO	442 ^a	Indiavaí/MT	30,28%
CO	443 ^a	Buriti de Goiás/GO	30,06%
CO	444 ^a	Ponte Branca/MT	28,26%
CO	445 ^a	Ananguera/GO	28,05%
CO	446 ^a	Araguainha/MT	27,86%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.1.4 Intensidade da pobreza

A distância entre a média dos que tem renda domiciliar per capita inferior a R\$ 37,75 e este valor (linha de pobreza) está mais elevada no município de Uiramutã/RR, onde se observa a distância de 83,03% e a menor está no município de Nova Roma do Sul/RS, onde o percentual é de 15,76%, sendo este último o mais baixo do Brasil. A distância mediana dos municípios brasileiros é de 46,23% a média é de 47,09%, o desvio padrão de 10,73% e o coeficiente de variação é de 22,78%.

Na Região Sudeste o maior percentual de intensidade da pobreza está em Bonito de Minas/MG com 74,10% e o mais baixo em Borá/SP com 21,69%. A mediana é 38,96%, a média é de 40,62%, o desvio padrão é de 8,06% e o coeficiente de variação é de 19,84%.

Na Região Sul observa-se no município de Entre Rios/SC a maior distância (64,66%) e em Nova Roma do Sul/RS a menor (15,76%). A mediana da região é de 39,80%, a média é de 40,08%, o desvio padrão é de 6,51% e o coeficiente de variação é de 16,24%.

Na Região Nordeste está em Buritirama/BA o maior percentual 79,96% e em Fernando de Noronha/PE o menor 14,15%. A mediana da região é de 56,87%, a média é de 56,96%, o desvio padrão é de 6,74% e o coeficiente de variação é de 11,83%.

Na Região Norte o município de Uiramutã/RR apresenta o percentual mais alto 83,03% e Cariri do Tocantins/TO o mais baixo 36,36%. A mediana da região é de 54,54%, a média é de 55,11%, o desvio padrão é de 8,57% e o coeficiente de variação é de 15,55%.

Na Região Centro Oeste o percentual mais alto está em Santa Terezinha/MT com 63,22% e o mais baixo em Ipameri/GO com 27,22%. A mediana da região é de 40,49%, a média é de 41,81%, o desvio padrão é de 6,86% e o coeficiente de variação é de 16,41%.

Nas regiões Norte e Nordeste podem ser encontradas as maiores distâncias percentuais entre a renda domiciliar média per capita e a linha de pobreza. Esta característica está plenamente visível na Figura 14 que ilustra esta situação em âmbito nacional. As cidades com maiores e menores intensidades da pobreza estão expressas nas Tabelas 14 e 15.

Tabela 14: As maiores distâncias percentuais entre a renda domiciliar média per capita e a linha de pobreza para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	DISTÂNCIA %
SE	1 ^a	Bonito de Minas/MG	74,10%
SE	2 ^a	São João das Missões/MG	69,88%
SE	3 ^a	Cônego Marinho/MG	69,64%
SE	4 ^a	Miravânia/MG	69,38%
SE	5 ^a	Ibiracatu/MG	68,75%
S	1 ^a	Entre Rios/SC	64,66%
S	2 ^a	Godoy Moreira/PR	62,85%
S	3 ^a	Redentora/RS	60,85%
S	4 ^a	Diamante do Sul/PR	60,57%
S	5 ^a	Nova Laranjeiras/PR	60,29%
NE	1 ^a	Buritirama/BA	79,96%
NE	2 ^a	Betânia do Piauí/PI	78,32%
NE	3 ^a	Traipu/AL	77,76%
NE	4 ^a	Belágua/MA	76,90%
NE	5 ^a	Poço das Trincheiras/AL	76,53%
N	1 ^a	Uiramutã/RR	83,03%
N	2 ^a	Normandia/RR	81,95%
N	3 ^a	Mateiros/TO	76,61%
N	4 ^a	Guajará/AM	75,54%
N	5 ^a	Envira/AM	75,41%
CO	1 ^a	Santa Terezinha/MT	63,22%
CO	2 ^a	Buritinópolis/GO	62,07%
CO	3 ^a	Flores de Goiás/GO	61,95%
CO	4 ^a	Montevidiu do Norte/GO	61,59%
CO	5 ^a	Cavalcanti/GO	60,00%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

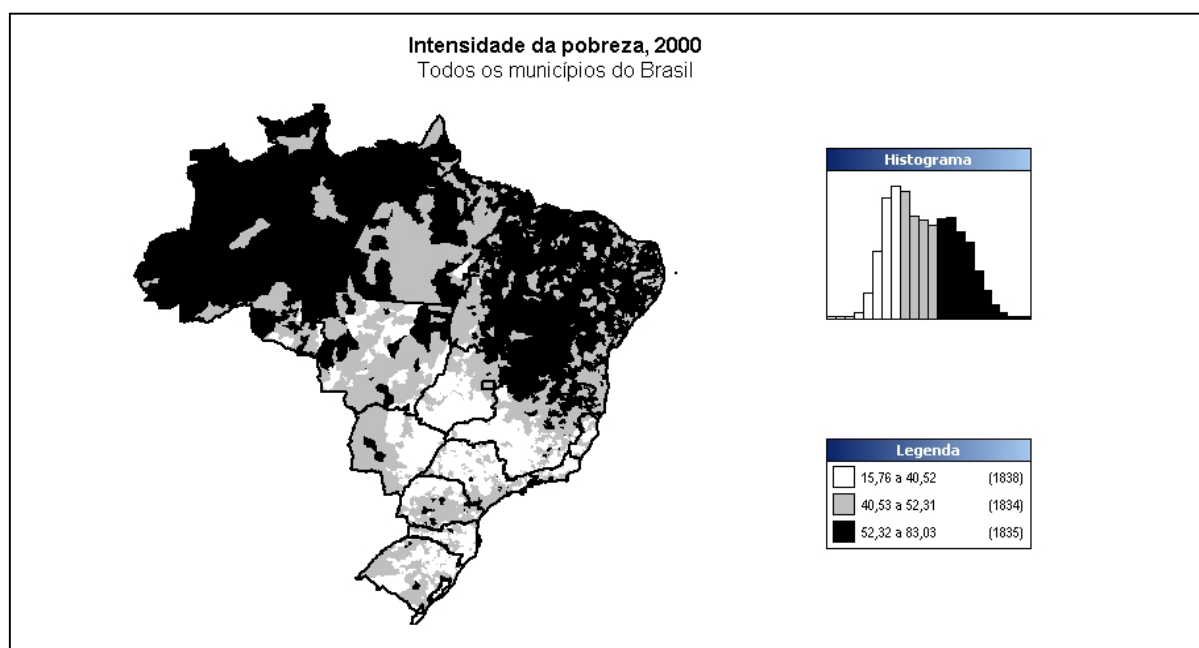


Figura 14: A intensidade da pobreza da população brasileira.

Tabela 15: As menores distâncias percentuais entre a renda domiciliar média per capita e a linha de pobreza para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	DISTÂNCIA %
SE	1662 ^a	Santo Antônio do Monte/MG	26,34%
SE	1663 ^a	Carmo do Rio Claro/MG	24,43%
SE	1664 ^a	Américo de Campos/SP	24,34%
SE	1665 ^a	Monte Sião/MG	24,04%
SE	1666 ^a	Borá/SP	21,69%
S	1155 ^a	Feliz/RS	23,41%
S	1156 ^a	São Vendelino/RS	21,87%
S	1157 ^a	Vanini/RS	20,46%
S	1158 ^a	Arroio do Meio/RS	19,22%
S	1159 ^a	Nova Roma do Sul/RS	15,76%
NE	1783 ^a	Timbaúba dos Batistas/RN	40,71%
NE	1784 ^a	Santa Cruz do Capibaribe/PE	38,63%
NE	1785 ^a	Caicó/RN	38,34%
NE	1786 ^a	Toritama/PE	36,53%
NE	1787 ^a	Fernando de Noronha/PE	17,15%
N	445 ^a	Rio Maria/PA	38,03%
N	446 ^a	Sapucaia/PA	37,84%
N	447 ^a	Vilhena/RO	37,48%
N	448 ^a	São Francisco do Guaporé/RO	37,19%
N	449 ^a	Cariri do Tocantins/TO	36,36%
CO	442 ^a	Caçu/GO	29,71%
CO	443 ^a	Aparecida do Rio Doce/GO	28,55%
CO	444 ^a	Palminópolis/GO	27,89%
CO	445 ^a	Ananguera/GO	27,57%
CO	446 ^a	Ipameri/GO	27,22%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.1.5 Percentual de pessoas com acesso à água encanada

Somente em três municípios do Brasil, Águas de São Pedro/SP, Atalanta/SC e Inajá/PR, é que todos os habitantes têm acesso à água encanada. O inverso é encontrado em Várzea Branca/PI, onde não existe água encanada. A mediana dos municípios brasileiros é de 80,32% da população ser abastecida com água encanada, a média é de 68,74%, o desvio padrão é de 29,16% e o coeficiente de variação é de 42,42%.

Na Região Sudeste a maior cobertura por água encanada está no município de Águas de São Pedro/SP (100%) e ao menor em Fruta de Leite/MG com 13,38%. A mediana da região é

de 95,10%, a média é de 88,75%, o desvio padrão é de 15,68% e o coeficiente de variação é de 17,67%.

Na Região Sul os municípios que tem a totalidade (100%) de suas populações com acesso à água encanada são Atalanta/SC e Inajá/PR. A menor cobertura está em Entre Rios/SC com 53,14%. A mediana dos municípios da região é de 94,80%, a média é de 91,84%, o desvio padrão é de 8,03% e o coeficiente de variação é de 8,74%.

Na Região Nordeste está em João Pessoa/PB o maior acesso à água encanada com 96,32% da população sendo atendida, e o menor está em Várzea Branca/PI onde não existe tal abastecimento (0%). A mediana da região é de 40,99%, a média é de 41,22%, o desvio padrão é de 20,19% e o coeficiente de variação é de 48,98%.

Na Região Norte o município de Vilhena/RO é aquele que apresenta a população com maior acesso à água encanada, 91,71%. Em Nova Esperança do Piriá/PA apenas 2,38% da população pode contar com tal benefício. Nesta região a mediana é de 32,7%, a média é de 34,66%, o desvio padrão é de 18,31% e o coeficiente de variação é de 52,83%.

Na Região Centro Oeste encontra-se em Rio Quente/GO uma cobertura por água encanada alcançando 98,09% da população, porém em um outro extremo se verifica em Castanheira/MT apenas 10,6% da população sendo abastecida. A mediana da região é de 83,76%, a média é de 78,60%, o desvio padrão é de 16,06% e o coeficiente de variação é de 20,43%.

A Figura 15 mostra que as regiões Norte e Nordeste apresentam os menores percentuais de cobertura populacional por água encanada. Esta variável ilustra, de forma bastante acentuada, o contraste regional existente no Brasil. As tabelas 16 e 17 apresentam as cidades com maior e menor acesso à água encanada.

Tabela 16: Os maiores percentuais da população municipal abastecida por água encanada para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	% COM ÁGUA
SE	1 ^a	Águas de São Pedro/SP	100,00%
SE	2 ^a	Santa Gertrudes/SP	99,98%
SE	3 ^a	Poloni/SP	99,94%
SE	4 ^a	Analândia/SP	99,90%
SE	5 ^a	Uchoa/SP	99,89%
S	1 ^a	Atalanta/SC	100,00%
S	1 ^a	Inajá/PR	100,00%
S	3 ^a	Flórida/PR	99,89%
S	4 ^a	Governador Celso Ramos/SC	99,79%
S	5 ^a	Treviso/SC	99,76%
NE	1 ^a	João Pessoa/PB	96,32%
NE	2 ^a	Natal/RN	93,95%
NE	3 ^a	Fernando de Noronha/PE	93,79%
NE	4 ^a	Paulista/PE	93,64%
NE	5 ^a	Salvador/BA	93,00%
N	1 ^a	Vilhena/RO	91,71%
N	2 ^a	Palmas/TO	84,15%
N	3 ^a	Gurupi/TO	81,90%
N	3 ^a	Paraíso do Tocantins/TO	81,90%
N	5 ^a	Pimenta Bueno/RO	81,30%
CO	1 ^a	Rio Quente/GO	98,09%
CO	2 ^a	Chapadão do Céu/GO	97,76%
CO	3 ^a	Paranaiguara/GO	97,45%
CO	4 ^a	Cachoeira de Goiás/GO	97,40%
CO	5 ^a	Santa Carmem/MT	97,39%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

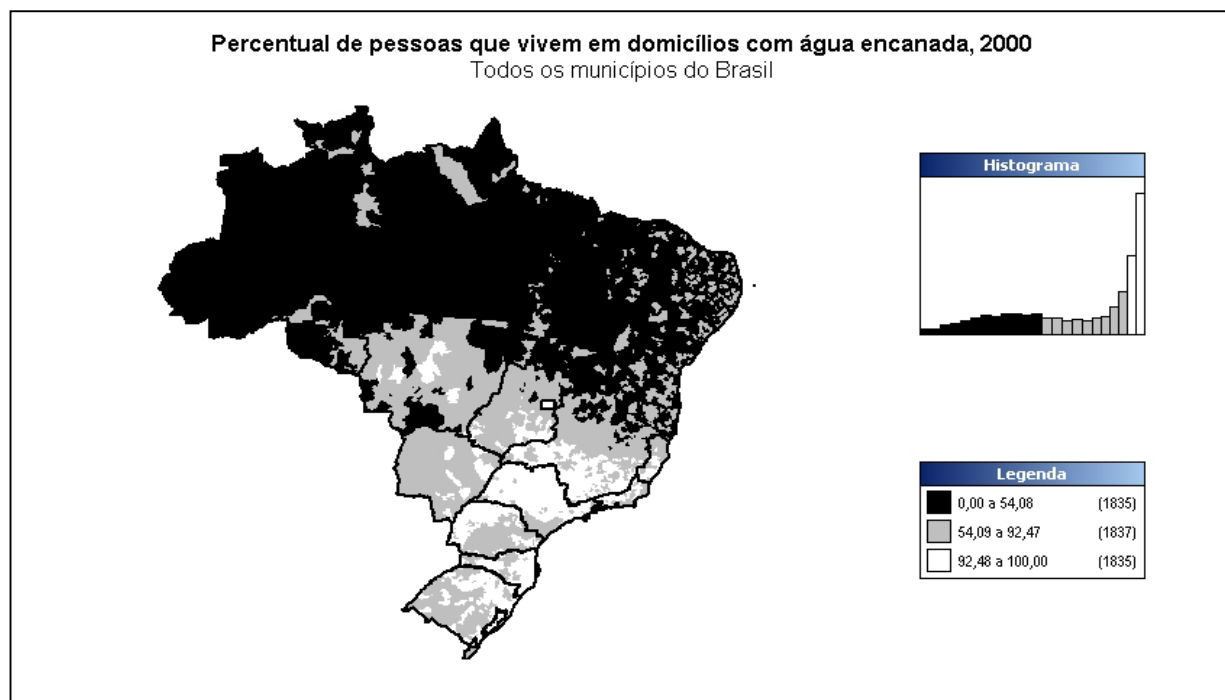


Figura 15: O acesso à água encanada no Brasil.

Tabela 17: Os menores percentuais da população municipal abastecida por água encanada para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	% COM ÁGUA
SE	1662 ^a	Icarai de Minas/MG	20,93%
SE	1663 ^a	Ibiracatu/MG	18,88%
SE	1664 ^a	Josenópolis/MG	15,11%
SE	1665 ^a	Pai Pedro/MG	14,21%
SE	1666 ^a	Fruta de Leite/MG	13,38%
S	1155 ^a	Diamante do Sul/PR	61,61%
S	1156 ^a	Jari/RS	58,75%
S	1157 ^a	Laranjal/PR	57,65%
S	1158 ^a	Marquinho/PR	56,67%
S	1159 ^a	Entre Rios/SC	53,14%
NE	1783 ^a	Morro Cabeça no Tempo/PI	00,22%
NE	1784 ^a	Guaribas/PI	00,21%
NE	1785 ^a	São Brás do Piauí/PI	00,20%
NE	1786 ^a	Massapê do Piauí/PI	00,08%
NE	1787 ^a	Várzea Branca/PI	00,00%
N	445 ^a	Marechal Thaumaturgo/AC	04,87%
N	446 ^a	Chaves/PA	04,62%
N	447 ^a	Jordão/AC	03,10%
N	448 ^a	Curuá/PA	03,08%
N	449 ^a	Nova Esperança do Piriá/PA	02,38%
CO	442 ^a	São José do Xingu/MT	31,45%
CO	443 ^a	Santa Terezinha/MT	30,35%
CO	444 ^a	Confresa/MT	19,56%
CO	445 ^a	Cana Brava do Norte/MT	18,52%
CO	446 ^a	Castanheira/MT	10,06%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.1.6 Número de médicos residentes para cada mil habitantes

Os municípios do Brasil que concentram a maior proporção de médicos são: Niterói/RJ (7,27), Porto Alegre/RS (5,93), Vitória/ES (5,63), Ribeirão Preto/SP (4,68) e Florianópolis/SC (4,58). O inverso é encontrado em 3676 municípios onde não são encontrados médicos residentes. A mediana dos municípios brasileiros é zero, fato que indica que pelo menos 50% dos municípios não tem médicos residentes, a média é 0,27, o desvio padrão é de 0,52 e o coeficiente de variação é de 192,60%.

Na Região Sudeste a maior concentração de médicos está no município de Niterói/RJ (7,27) e inexistência de médicos ocorre em 945 dos 1666 municípios, mostrando que 56,67%

do total de municípios da região não têm esses profissionais à disposição. A mediana da região é zero, a média é de 0,41, o desvio padrão é de 0,66 e o coeficiente de variação é de 160,98%.

Na Região Sul verifica-se em Porto Alegre/RS a existência de 5,93 médicos para cada grupo de mil habitantes, e dos 1159 municípios existentes, em 695 (59,97%) ocorre a ausência destes profissionais. A mediana da região é zero, a média é de 0,36, o desvio padrão é de 0,57 e o coeficiente de variação é de 158,33%.

Na Região Nordeste a maior concentração destes profissionais está em Recife/PE com a razão de 3,58 e dos 1787 municípios, em 1424 (79,69% do total) não há médicos. A mediana da região é zero, a média é de 0,12, o desvio padrão é de 0,29 e o coeficiente de variação é de 241,66%.

Na Região Norte o município de Piraquê/TO tem a proporção médicos/mil habitantes mais alta com 4,05, e dos 449 municípios, em 322 (71,71% do total) não existem médicos. A mediana da região é zero, média é de 0,18, o desvio padrão é de 0,39 e o coeficiente de variação é de 216,66%.

Na Região Centro Oeste, Goiânia/GO tem a maior concentração de médicos com a proporção de 3,04 por mil habitantes e dos 446 municípios da região, 290 (65,02% do total) não possuem médicos. A mediana da região é zero, a média é de 0,25, o desvio padrão é de 0,43 e o coeficiente de variação é de 172,00%.

As maiores proporções de médicos por habitante podem ser encontradas nas capitais e nas maiores cidades do país, como pode ser encontrado na Tabela 18, e a Figura 16 ilustra a carência de médicos nos municípios de pequeno porte do interior do Brasil.

Tabela 18: As maiores proporções de médicos residentes no município/mil habitantes para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	PROPORÇÃO
SE	1 ^a	Niterói/RJ	7,27
SE	2 ^a	Vitória/ES	5,63
SE	3 ^a	Ribeirão Preto/SP	4,68
SE	4 ^a	Águas de São Pedro/SP	4,10
SE	5 ^a	Belo Horizonte/MG	3,99
S	1 ^a	Porto Alegre/RS	5,93
S	2 ^a	Florianópolis/SC	4,58
S	3 ^a	Balneário Camboriú/SC	3,08
S	4 ^a	Curitiba/PR	2,98
S	5 ^a	Jardim Olinda/PR	2,87
NE	1 ^a	Recife/PE	3,58
NE	2 ^a	João Pessoa/PB	2,78
NE	3 ^a	Aracajú/SE	2,71
NE	4 ^a	Natal/RN	2,46
NE	5 ^a	Maceió/AL	2,39
N	1 ^a	Piraquê/TO	4,05
N	2 ^a	Paraíso do Tocantins/TO	2,21
N	3 ^a	Belém/PA	2,10
N	4 ^a	Augustinópolis/TO	1,91
N	5 ^a	Novo Airão/AM	1,81
CO	1 ^a	Goiânia	3,04
CO	2 ^a	Ceres/GO	2,47
CO	3 ^a	Santa Cruz de Goiás/GO	2,20
CO	4 ^a	Brasília/DF	2,05
CO	5 ^a	Cuiabá/MT	1,54

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

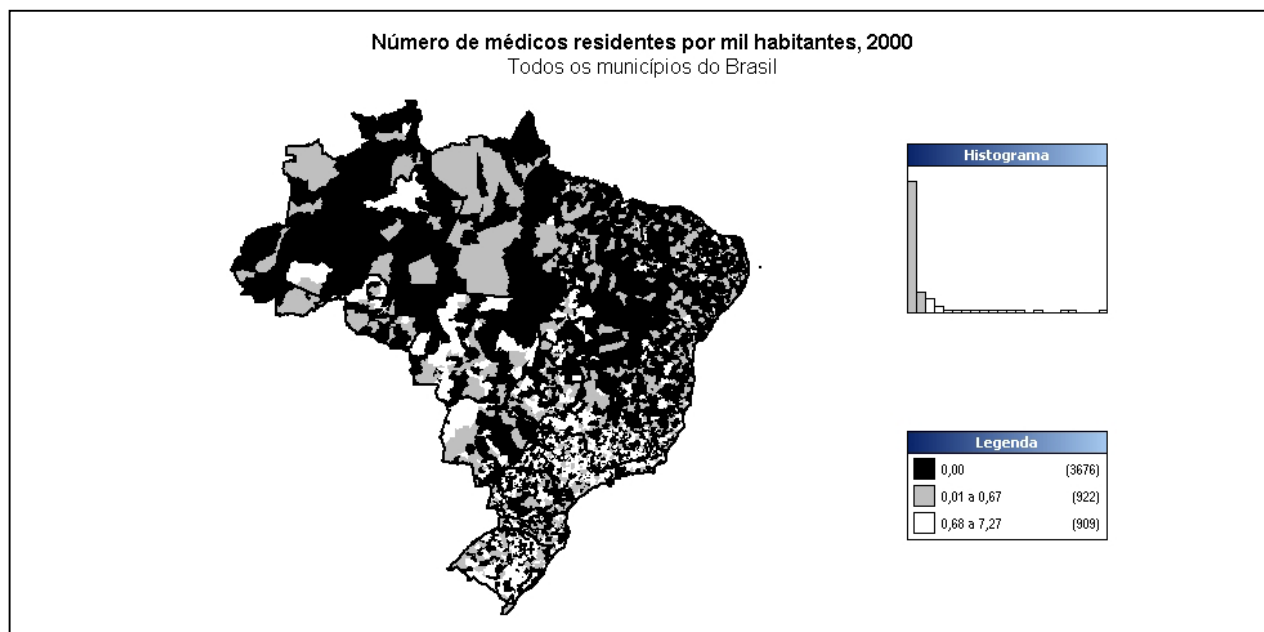


Figura 16: Número de médicos residentes por mil habitantes nos municípios brasileiros.

4.1.7 Índice de mortalidade infantil

O município brasileiro que apresenta o maior índice de mortalidade infantil é Maniri/PE com 109,67 mortes para cada mil nascidos. O menor índice é encontrado em São Caetano do Sul/SP com apenas 5,38. A mediana dos municípios brasileiros é 29,51, a média é 34,08, o desvio padrão é de 18,47 e o coeficiente de variação é de 54,20%.

Na Região Sudeste os maiores índices de mortalidade infantil estão nos municípios de Curral de Dentro/MG e de Montezuma/MG com 71,78 e o menor em São Caetano do Sul com 5,38. A mediana da região é 21,86, a média é de 24,40, o desvio padrão é de 11,63 e o coeficiente de variação é de 47,66%.

Na Região Sul, a mortalidade infantil mais alta é a de Mato Rico/PR com 45,26 mortes por mil nascimentos, e a menor é em Quatro Pontes/PR com 6,04. A mediana da região é 17,31, a média é de 18,30, o desvio padrão é de 6,33 e o coeficiente de variação é de 34,59%.

Na Região Nordeste a mortalidade infantil mais elevada está em Manari/PE com 109,7 e a menor em Fernando de Noronha/PE com 20,34. A mediana da região é de 52,13, a média é de 53,51, o desvio padrão é de 13,89 e o coeficiente de variação é de 25,95%.

Na Região Norte o município de Axixá do Tocantins/TO apresenta o índice de mortalidade infantil mais alto (86,79) e o de Novo Progresso/PA o mais baixo (18,95). A mediana da região é de 38,22, a média é de 40,88, o desvio padrão é de 12,58 e o coeficiente de variação é de 30,77%.

Na Região Centro Oeste encontra-se em Burutinópolis/GO e em Flores de Goiás/GO os maiores índices de mortalidade infantil com 50,06 mortes para cada mil nascidos e em Palmelo/GO o menor com 9,80. A mediana da região é de 25,56, a média é de 26,57, o desvio padrão é de 7,59 e o coeficiente de variação é de 28,57%.

Tabela 19: As maiores taxas de mortalidade de menores de um ano/mil nascimentos para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	MORTES/MIL NASC.
SE	1 ^a	Curral de Dentro/MG	71,78
SE	1 ^a	Montezuma/MG	71,78
SE	3 ^a	Itacarambi/MG	71,09
SE	3 ^a	Jampruca/MG	71,09
SE	3 ^a	Manga/MG	71,09
S	1 ^a	Mato Rico/PR	41,26
S	2 ^a	Ortigueira/PR	42,32
S	3 ^a	São João do Triunfo/PR	40,31
S	4 ^a	Palmital/PR	39,89
S	5 ^a	Bela Vista do Toldo/SC	39,26
NE	1 ^a	Manari/PE	109,70
NE	2 ^a	Águas Belas/PE	98,12
NE	3 ^a	Jucati/PE	96,37
NE	4 ^a	Lagoa dos Gatos/PE	95,59
NE	5 ^a	Caetés/PE	94,11
N	1 ^a	Axixá do Tocantis/TO	86,79
N	2 ^a	Santa Teresinha do Tocantis/TO	82,96
N	3 ^a	Sampaio/TO	78,02
N	4 ^a	Ipixuna/AM	75,03
N	4 ^a	Juruá/AM	75,03
CO	1 ^a	Buritinópolis/GO	50,06
CO	1 ^a	Flores de Goiás/GO	50,06
CO	3 ^a	Luciara/MT	49,02
CO	4 ^a	Montividiu do Norte/GO	48,95
CO	5 ^a	Campinápolis/MT	47,43

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

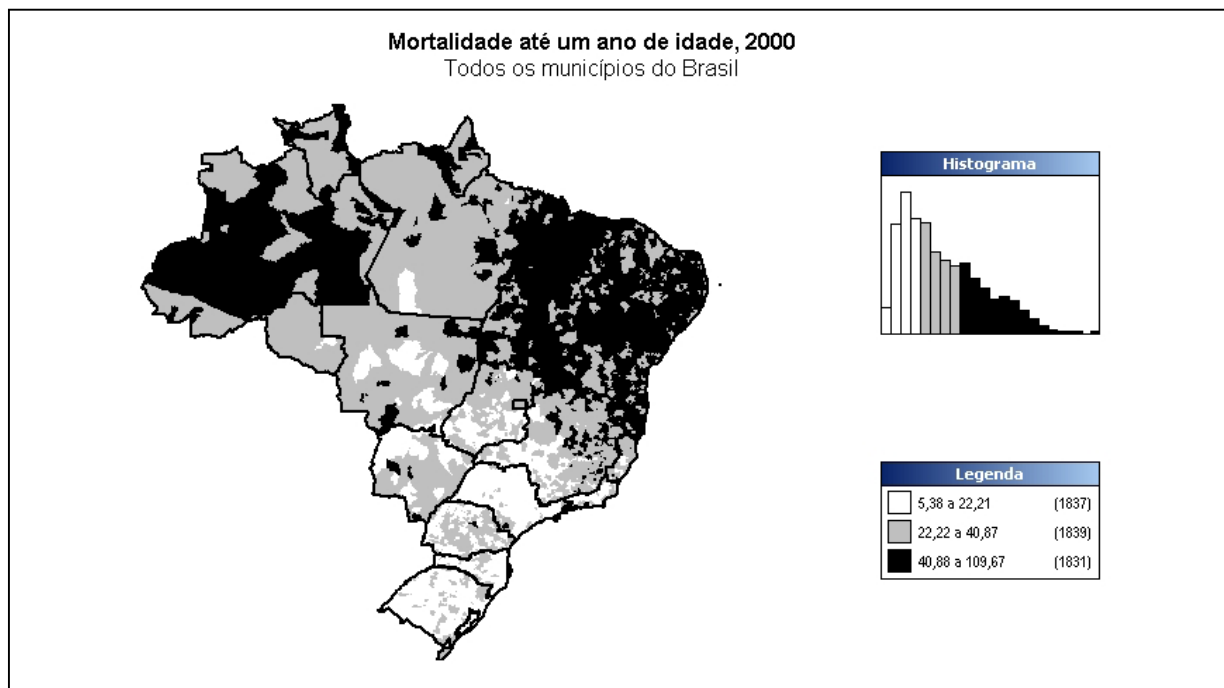


Figura 17: A mortalidade infantil no Brasil.

Tabela 20: As menores taxas de mortalidade de menores de um ano/mil nascimentos para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	MORTES/MIL NASC.
SE	1662 ^a	Cordeirópolis/SP	7,06
SE	1663 ^a	São João da Boa vista/SP	6,93
SE	1664 ^a	Saltinho/SP	6,39
SE	1665 ^a	Águas de São Pedro/SP	6,28
SE	1666 ^a	São Caetano do sul/SP	5,38
S	1155 ^a	Tucunduva/RS	7,16
S	1156 ^a	São José do Inhacorá/RS	6,99
S	1157 ^a	Entre Rios do Oeste/PR	6,49
S	1158 ^a	Maripá/PR	6,22
S	1159 ^a	Quatro Pontes/PR	6,04
NE	1783 ^a	Caicó/RN	22,51
NE	1783 ^a	São João do Sabugi/RN	22,51
NE	1783 ^a	Timbaúba dos Batistas/RN	22,51
NE	1786 ^a	Paulista/PE	21,40
NE	1787 ^a	Fernando de Noronha/PE	21,34
N	445 ^a	Rolim de Moura/RO	21,68
N	446 ^a	Cacoal/RO	21,27
N	447 ^a	Espigão d'Oeste/RO	20,25
N	448 ^a	Barcarena/PA	19,57
N	449 ^a	Novo Progresso/PA	18,95
CO	442 ^a	Portelândia/GO	12,12
CO	443 ^a	Chapadão do Céu/GO	11,36
CO	444 ^a	Nerópolis/GO	10,74
CO	445 ^a	Santo Antônio da Bara/GO	9,92
CO	446 ^a	Palmelo/GO	9,80

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

A variável mortalidade infantil, conforme demonstrada na revisão da literatura, é muito sensível às questões socioeconômicas e, portanto a Figura 17 ilustra o contraste das regiões Norte e Nordeste com as demais regiões do País. As Tabelas 19 e 20 mostram as cidades com maiores e menores taxas de mortalidade infantil.

4.1.8 Tamanho da população

O município mais populoso do Brasil é São Paulo/SP com 10.434.252 habitantes e o menos habitado é Borá/SP com apenas 795 habitantes. A mediana dos municípios brasileiros é

de 10.418 habitantes, a média é 30.383,33, o desvio padrão é de 186.750,58 e o coeficiente de variação é de 614,65%.

Na Região Sudeste o maior município é São Paulo (10.434.252 hab) e o menor é Borá/SP (795 hab.). A mediana da região é de 9.999 habitantes, a média é de 43.464,83, o desvio padrão é de 307.988,73 e o coeficiente de variação é de 708,59%.

Na Região Sul, Curitiba tem a maior população com 1.587.315 habitantes e André da Rocha/RS com 1.113 habitantes é o menor município. A mediana é de 7.221 habitantes, a média é de 21.663,17, o desvio padrão é de 73.130,62 e o coeficiente de variação é de 337,58%.

Na Região Nordeste, Salvador, com 2.443.107 habitantes, é o município mais populoso e Quixaba/PB, com 1.308 habitantes, é o menor. A mediana da região é de 13.076 habitantes, a média é de 26.716,12, o desvio padrão é de 97.711,85 e o coeficiente de variação é de 365,74%.

Na Região Norte, o município mais populoso é Manaus/AM com 1.405.835 habitantes e o menor é Oliveira de Fátima/TO com 958 habitantes. A mediana da região é de 11.802 habitantes, a média é de 28.732,08, o desvio padrão é de 96.211,56 e o coeficiente de variação é de 334,86%.

Na Região Centro Oeste é em Brasília/DF que se encontra a maior população com 2.051.146 habitantes, e em Anhanguera/GO a menor com 985 habitantes. A mediana da região é de 8.306 habitantes, a média é de 26.091,32, o desvio padrão é de 118.902,79 e o coeficiente de variação é de 455,72%.

A Figura 18 ilustra a distribuição em tercís do tamanho dos municípios do Brasil. As Tabelas 21 e 22 listam as maiores e as menores cidades de cada uma das regiões brasileiras.

Tabela 21: Os municípios mais populosos de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	Nº DE HABITANTES
SE	1 ^a	São Paulo/SP	10.434.252
SE	2 ^a	Rio de Janeiro/RJ	5.587.904
SE	3 ^a	Belo Horizonte/MG	2.238.526
SE	4 ^a	Guarulhos/SP	1.072.717
SE	5 ^a	Campinas/SP	969.396
S	1 ^a	Curitiba/PR	1.587.315
S	2 ^a	Porto Alegre/RS	1.360.590
S	3 ^a	Londrina/PR	447.065
S	4 ^a	Joinville/SC	429.604
S	5 ^a	Caxias do Sul/RS	360.419
S	6 ^a	Florianópolis/SC	342.315
NE	1 ^a	Salvador/BA	2.443.107
NE	2 ^a	Fortaleza/CE	2.141.402
NE	3 ^a	Recife/PE	1.422.905
NE	4 ^a	São Luiz/MA	870.028
NE	5 ^a	Maceió/AL	797.759
N	1 ^a	Manaus/AM	1.405.835
N	2 ^a	Belém/PA	1.280.614
N	3 ^a	Ananindeua/PA	393.569
N	4 ^a	Porto Velho/RO	334.661
N	5 ^a	Macapá/AP	283.308
CO	1 ^a	Brasília/DF	2.051.146
CO	2 ^a	Goiânia/GO	1.093.007
CO	3 ^a	Campo Grande/MS	663.621
CO	4 ^a	Cuiabá/MT	483.346
CO	5 ^a	Aparecida de Goiânia/GO	336.392

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002a).

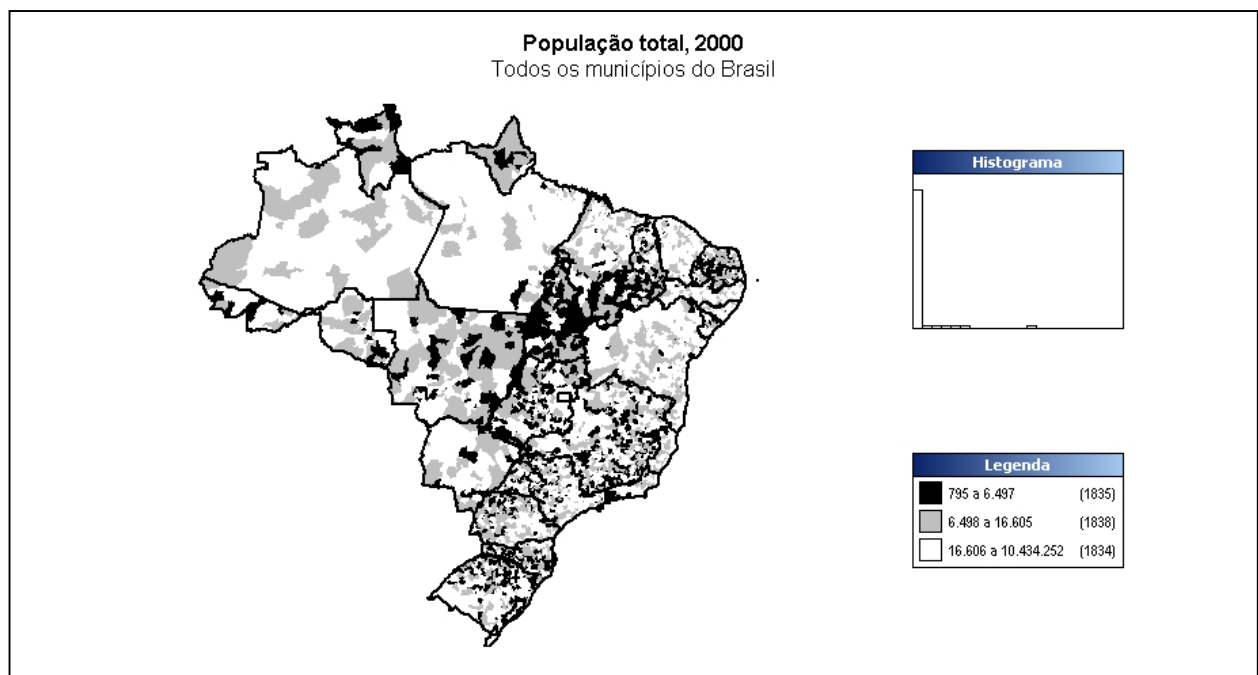
**Figura 18:** A população total dos municípios brasileiros.

Tabela 22: Os municípios menos populosos de cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	Nº DE HABITANTES
SE	1662 ^a	Balbinos/SP	1.313
SE	1663 ^a	Cedro do Abaeté/MG	1.289
SE	1664 ^a	Nova Castilho/SP	991
SE	1665 ^a	Serra da Saudade/MG	873
SE	1666 ^a	Borá/SP	795
S	1155 ^a	Lajeado Grande/SC	1.572
S	1156 ^a	Linha Nova/RS	1.564
S	1157 ^a	Jardim Olinda/PR	1.523
S	1158 ^a	Nova Aliança do Ivaí/PR	1.338
S	1159 ^a	André da Rocha/RS	1.113
NE	1783 ^a	Parari/PB	1.437
NE	1784 ^a	Coxixola/PB	1.422
NE	1785 ^a	Miguel Leão/PI	1.370
NE	1786 ^a	Riacho de Santo Antônio/PB	1.334
NE	1787 ^a	Quixaba/PB	1.308
N	445 ^a	Lavandeira/TO	1.209
N	446 ^a	Rio da Conceição/TO	1.189
N	447 ^a	Tupirama/TO	1.179
N	448 ^a	Ipueiras/TO	1.166
N	449 ^a	Oliveira de Fátima/TO	958
CO	442 ^a	Marzagão/GO	1.920
CO	443 ^a	São Patrício/GO	1.835
CO	444 ^a	Cachoeira de Goiás/GO	1.498
CO	445 ^a	Araguainha/MT	1.352
CO	446 ^a	Anhanguera/GO	895

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002a).

4.1.9 Taxa de alfabetização

O município com maior taxa de alfabetização no país é São João do Oeste/SC que abrange 99,09% da população, porém em Jordão/AC apenas 39,34% da população é alfabetizada, sendo neste município o registro mais baixo do Brasil. A mediana dos municípios brasileiros é de 82,04%, a média é 78,23%, o desvio padrão é de 12,46% e o coeficiente de variação é de 15,93%.

Na Região Sudeste o município com a maior taxa é o de Águas de São Pedro/SP com 97,07% da população alfabetizada e a taxa é encontrada em Setubinha/MG com 53,92%. A mediana da região é de 86,70%, a média é de 85,00%, o desvio padrão é de 7,26% e o coeficiente de variação é de 8,54%.

Na Região Sul, São João do Oeste/SC tem o maior percentual de alfabetizados (99,09%) e Godoy Moreira/PR tem o menor com 71,03%. A mediana da região é de 89,52%, a média é de 88,89%, o desvio padrão é de 5,19% e o coeficiente de variação é de 5,38%.

Na Região Nordeste está em Salvador/BA a maior parcela da população alfabetizada (93,72%) e em Caraúbas do Piauí/PI a menor com 40,17%. A mediana da região é de 63,99%, a média é de 64,32%, o desvio padrão é de 8,16% e o coeficiente de variação é de 12,69%.

Na Região Norte, Belém é que apresenta o maior percentual de alfabetizados com 94,96%, e Jordão/AC o menor com 39,34%. A mediana da região é de 77,47%, a média é de 76,00%, o desvio padrão é de 9,38% e o coeficiente de variação é de 12,34%.

Na Região Centro Oeste, o município de Campos de Júlio/MT, com 94,99% da população alfabetizada, tem a maior taxa da região e Cavalcanti/GO a menor com 58,26%. A mediana da região é de 83,56%, a média é de 83,23%, o desvio padrão é de 4,85% e o coeficiente de variação é de 5,53%.

A Figura 19 mostra que as taxas de alfabetização apresentam os piores valores nas regiões Norte e Nordeste. As Tabelas 23 e 24 descrevem as maiores e as menores taxas de alfabetização municipais de cada região brasileira, auxiliando na visualização do contraste existente entre as regiões brasileiras que é bastante visível através desta variável.

Tabela 23: Os municípios com as maiores taxas de alfabetização para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSICÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	TAXA DE ALFABETIZAÇÃO
SE	1 ^a	Águas de São Pedro/SP	97,07%
SE	2 ^a	São Caetano do Sul/SP	97,01%
SE	3 ^a	Niterói/RJ	96,45%
SE	4 ^a	Santos/SP	96,44%
SE	5 ^a	Nilópolis/RJ	96,24%
S	1 ^a	São João do Oeste/SC	99,09%
S	2 ^a	Morro Reuter/RS	98,41%
S	3 ^a	Harmonia/RS	98,21%
S	4 ^a	Pomerode/SC	98,13%
S	5 ^a	Bom Princípio/RS	98,08%
NE	1 ^a	Salvador/BA	93,72%
NE	2 ^a	Fernando de Noronha/PE	93,13%
NE	3 ^a	São Luiz/MA	92,69%
NE	4 ^a	Paulista/PE	91,57%
NE	5 ^a	Madre de Deus/BA	91,27%
N	1 ^a	Belém/PA	94,96%
N	2 ^a	Ananindeua/PA	94,57%
N	3 ^a	Manaus/AM	93,91%
N	4 ^a	Palmas/TO	93,67%
N	5 ^a	Porto Velho/RO	91,78%
CO	1 ^a	Campos de Júlio/MT	94,99%
CO	2 ^a	Goiânia/GO	94,82%
CO	3 ^a	Chapadão do Céu/GO	94,65%
CO	4 ^a	Brasília/DF	94,32%
CO	5 ^a	Nova Mutum/MT	94,03%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

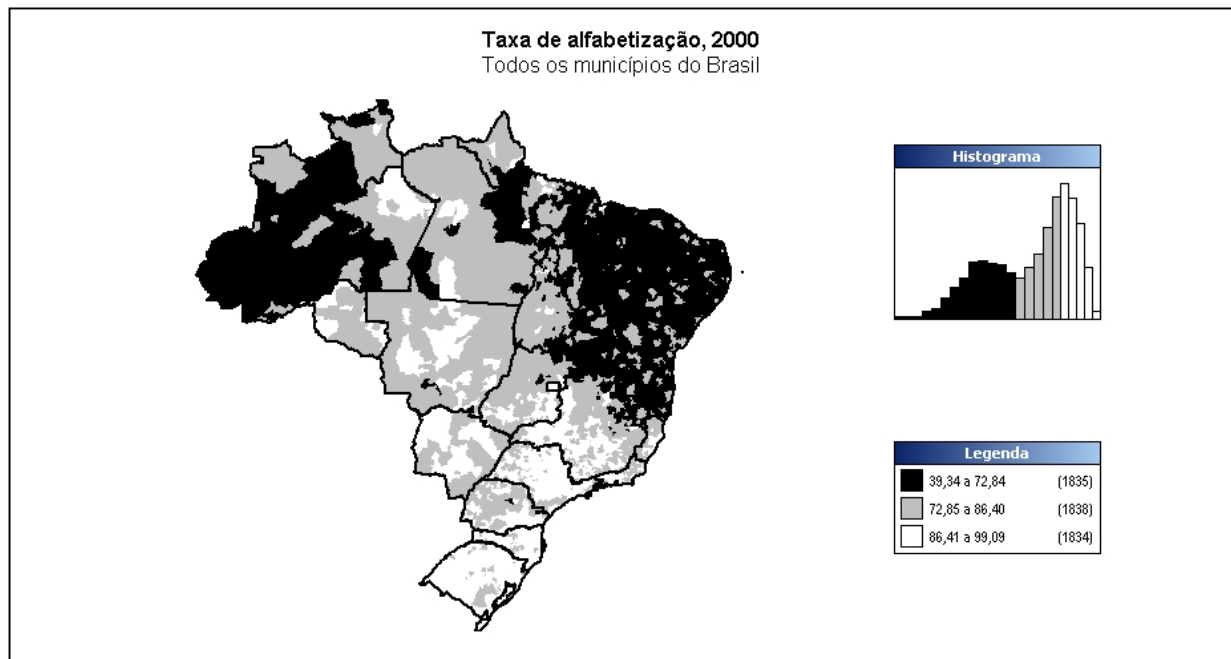


Figura 19: A alfabetização da população brasileira.

Tabela 24: Os municípios com as menores taxas de alfabetização para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	TAXA DE ALFABETIZAÇÃO
SE	1662 ^a	Novo Horizonte/MG	57,36%
SE	1663 ^a	São João das Missões/MG	56,18%
SE	1664 ^a	Fruta de Leite/MG	55,21%
SE	1665 ^a	Ninheira/MG	54,37%
SE	1666 ^a	Setubinha/MG	53,92%
S	1155 ^a	Adrianópolis/PR	74,09%
S	1156 ^a	São Jerônimo da Serra/PR	73,61%
S	1157 ^a	Ortigueira/PR	72,20%
S	1158 ^a	Tunas do Paraná/PR	71,91%
S	1159 ^a	Godoy Moreira/PR	71,03%
NE	1783 ^a	Capim/PB	43,36%
NE	1784 ^a	Casserengue/PB	43,05%
NE	1785 ^a	Maniri/PE	42,99%
NE	1786 ^a	Guaribas/PI	40,98%
NE	1787 ^a	Caraúbas do Piauí/PI	40,17%
N	445 ^a	Marechal Thaumaturgo/AC	47,37%
N	446 ^a	Ipixuna/AM	46,62%
N	447 ^a	Santa Rosa do Purus/AC	43,16%
N	448 ^a	Itamarati/AM	40,05%
N	449 ^a	Jordão/AC	39,34%
CO	442 ^a	Guarani de Goiás/GO	69,20%
CO	443 ^a	Japorã/MS	68,43%
CO	444 ^a	Buritinópolis/MT	67,31%
CO	445 ^a	Nossa Senhora do Livramento/MT	65,90%
CO	446 ^a	Cavalcanti/GO	58,26%

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.1.10 Esperança de vida ao nascer

O município brasileiro com maior esperança de vida ao nascer é São Caetano do Sul/SP com 78,18 anos, porém em Centro do Guilherme/MA se verifica o constraste de 54,35 anos, sendo este o menor valor do país. A mediana dos municípios brasileiros é de 68,24 anos, a média é 67,75 anos, o desvio padrão é de 4,86 anos e o coeficiente de variação é de 7,17%.

Na Região Sudeste, o município com o maior valor é São Caetano do Sul/SP com 78,18 anos e o menor valor é encontrada em Montezuma/MG com 59,27 anos. A mediana da região é de 70,64 anos, a média é de 70,26 anos, o desvio padrão é de 3,22 anos e o coeficiente de variação é de 4,58%.

Na Região Sul encontra-se em Antônio Carlos/SC a maior esperança de vida ao nascer com 77,9 anos e em Mato Rico/PR a menor com 60,64 anos. A mediana da região é de 71,91 anos, a média é de 71,58 anos, o desvio padrão é de 3,23 anos e o coeficiente de variação é de 4,51%.

Na Região Nordeste, está em Fernando de Noronha/PE a maior esperança de vida ao nascer com 75,11 anos e em Centro do Guilherme a menor com 54,35 anos. A mediana da região é de 63,20 anos, a média é de 63,13 anos, o desvio padrão é de 3,75 anos e o coeficiente de variação é de 5,94%.

Na Região Norte, encontra-se no município de Novo Progresso/PA a maior esperança de vida ao nascer da região com 73,27 anos e em Axixá do Tocantins/TO, com 55,22 anos, a menor. A mediana da região é de 65,93 anos, a média é de 65,72 anos, o desvio padrão é de 3,18 anos e o coeficiente de variação é de 4,84%.

Na Região Centro Oeste, o município de Palmelo/GO, com 75,74 anos tem o maior valor da região e o menor está em Flores de Goiás/GO com 61,10 anos. A mediana da região é de 68,77 anos, a média é de 68,94 anos, o desvio padrão é de 2,59 anos e o coeficiente de variação é de 3,76%.

A Figura 20 mostra que as expectativas de vida mais baixas estão concentradas nas regiões Norte e Nordeste. O inverso é encontrado nas regiões Sul e Sudeste, que desta forma caracterizam o Brasil como sendo um país com acentuadas diferenças regionais.

As Tabelas 25 e 26 listam os municípios com as maiores e as menores expectativas de vida para cada região brasileira, e também caracterizam os contrastes regionais.

Tabela 25: Os municípios brasileiros com as maiores esperanças de vida ao nascer para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	ANOS
SE	1 ^a	São Caetano do Sul//SP	78,18
SE	2 ^a	Águas de São Pedro/SP	77,44
SE	3 ^a	Saltinho/SP	77,35
SE	4 ^a	São João da Boa Vista/SP	76,92
SE	5 ^a	Alfenas/MG	76,90
S	1 ^a	Antônio Carlos/SC	77,90
S	2 ^a	Planalto Alegre/SC	77,82
S	3 ^a	Massaranduba/SC	77,78
S	4 ^a	São José do Inhamorá/RS	77,76
S	5 ^a	Cunhataí/SC	77,75
NE	1 ^a	Fernando de Noronha/PE	75,11
NE	2 ^a	Paulista/PE	74,75
NE	3 ^a	Caicó/RN	73,32
NE	3 ^a	São João do Sabugi/RN	73,32
NE	3 ^a	Timbaúba dos Batistas/RN	73,32
N	1 ^a	Novo Progresso/PA	73,27
N	2 ^a	Barcarena/PA	73,02
N	3 ^a	Ananindeua/PA	72,19
N	4 ^a	Cariri do Tocantins/TO	72,07
N	5 ^a	Sucupira/TO	71,69
CO	1 ^a	Palmelo/GO	75,74
CO	2 ^a	Santo Antônio da Barra/GO	75,67
CO	3 ^a	Nerópolis/GO	75,18
CO	4 ^a	Chapadão do Céu/GO	74,82
CO	5 ^a	Portelândia/GO	74,39

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

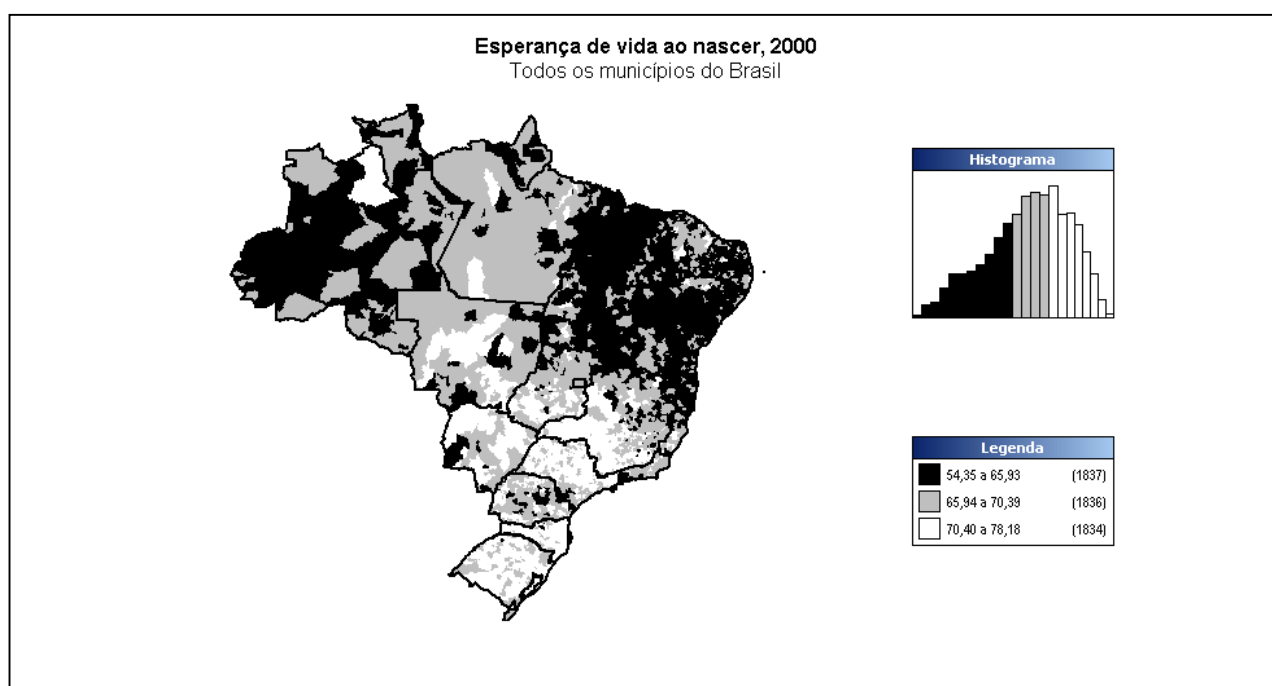


Figura 20: A esperança de vida ao nascer no Brasil.

Tabela 26: Os municípios brasileiros com as menores esperanças de vida ao nascer para cada região do país em 2000.

REGIÃO	POSIÇÃO REGIONAL	MUNICÍPIO/ESTADO	ANOS
SE	1662 ^a	Manga/MG	59,41
SE	1662 ^a	Nacip Raydan/MG	59,41
SE	1662 ^a	São Gonçalo do Rio Preto/MG	59,41
SE	1665 ^a	Rio de Dentro/GO	59,27
SE	1665 ^a	Montezuma/MG	59,27
S	1155 ^a	Ventania/PR	62,80
S	1156 ^a	Palmital/PR	62,17
S	1157 ^a	São João do Triunfo/PR	62,08
S	1158 ^a	Ortigueira/PR	61,46
S	1159 ^a	Mato Rico/PR	60,64
NE	1783 ^a	Gado Bravo/PB	55,18
NE	1783 ^a	Natuba/PB	55,18
NE	1785 ^a	Araioses/MA	55,15
NE	1786 ^a	Lagoa Grande do Maranhão/MA	54,90
NE	1787 ^a	Centro do Guilherme/MA	54,35
N	445 ^a	Mosquito/TO	57,68
N	445 ^a	Sítio Novo do Tocantins/TO	57,68
N	447 ^a	Sampaio/TO	56,91
N	448 ^a	Santa Terezinha do Tocantins/TO	55,94
N	449 ^a	Axixá do tocantins/TO	55,22
CO	442 ^a	Monte Alegre de Goiás/GO	62,28
CO	442 ^a	Uirapuru/GO	62,28
CO	444 ^a	Montividiu do Norte/GO	61,37
CO	445 ^a	Buritinópolis/GO	61,10
CO	445 ^a	Flores de Goiás/GO	61,10

Fonte: PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, 2002.

4.2 Estatística Descritiva da Esperança de Vida ao Nascer para as Regiões Brasileiras

A esperança de vida ao nascer mostrou-se diferente entre as regiões brasileiras, pois se observou que nas regiões Norte e Nordeste há uma maior frequência de valores mais baixos se comparados principalmente às regiões Sul e Sudeste.

Esse quadro de contraste entre as regiões brasileiras pode ser mais bem visualizado após a divisão dos municípios brasileiros em três grupos. Um agrupamento de 1837 municípios brasileiros, composto pelos valores mais baixos, tem expectativa de vida entre 54,35 (limite inferior) e 65,93 anos de idade (primeiro tertil). O grupo de 1836 municípios com valores

intermediários para a expectativa de vida são formados pelo intervalo entre 65,93 (primeiro tercil) a 70,39 anos de idade (segundo tercil). O agrupamento dos 1834 municípios restantes e que estão em melhor situação para a expectativa de vida vão de 70,39 (segundo tercil) a 78,18 anos de idade (limite superior).

A Região Sudeste apresenta 897 municípios (53,84%) no agrupamento de melhor situação, 604 (36,26%) no grupo intermediário e 165 (9,90%) em piores condições. A Figura 21 ilustra esta situação colocando na cor mais escura os municípios com esperanças de vida ao nascer mais baixas.

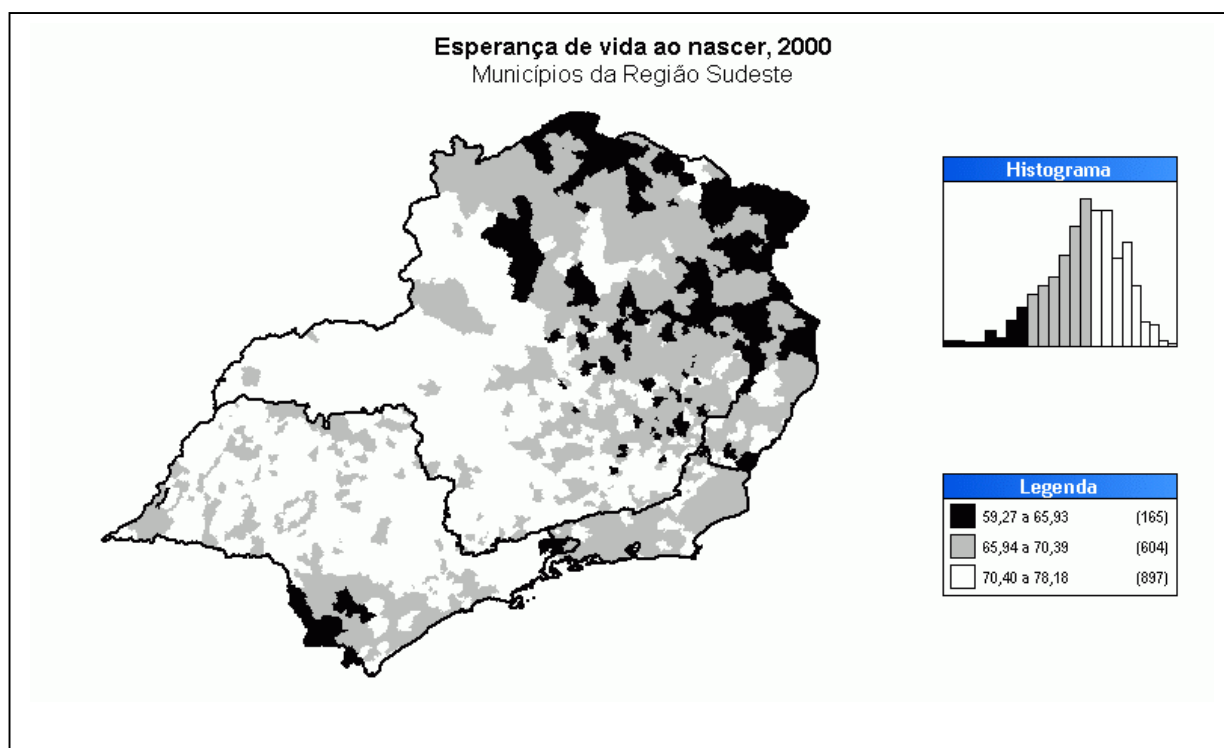


Figura 21: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Sudeste

Na Região Sul (Figura 22) encontra-se um quadro semelhante ao da Região Sudeste, pois há 748 municípios (64,54%) no agrupamento de melhor situação, 363 (31,32%) no grupo intermediário e 48 (4,14%) em piores condições.

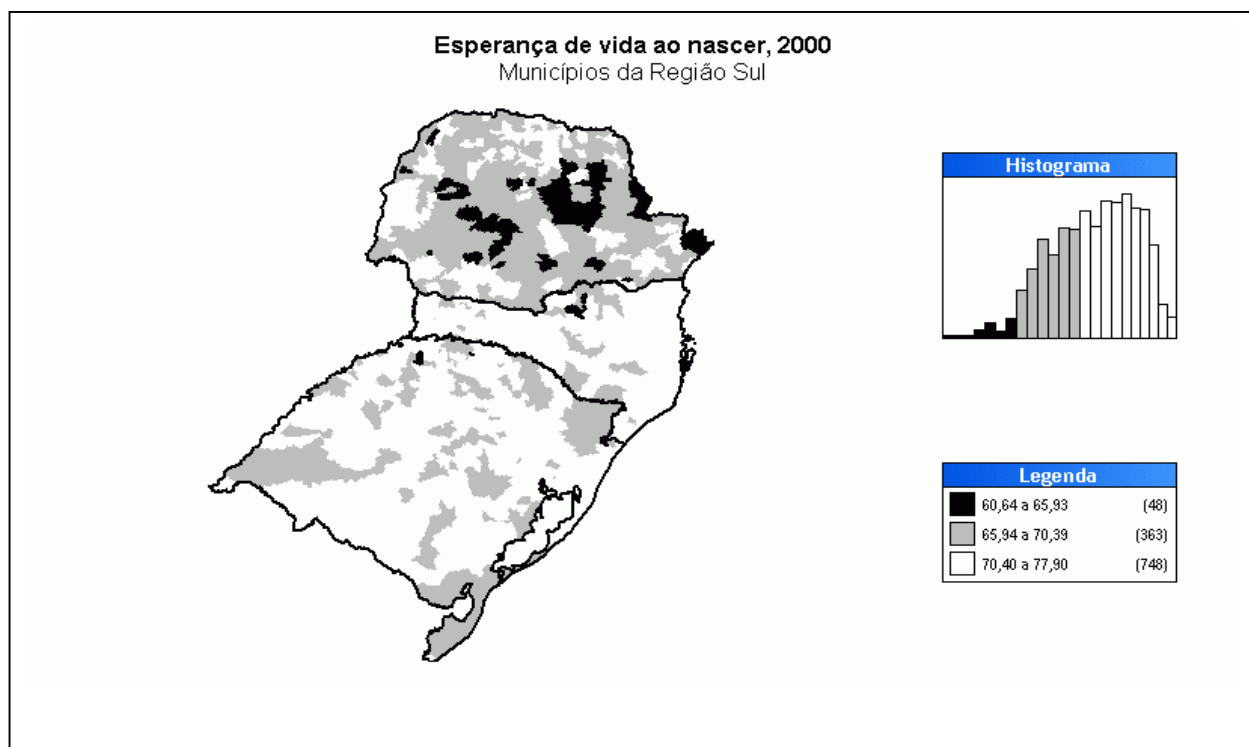


Figura 22: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Sul.

O quadro apresentado para a Região Centro Oeste (Figura 23) difere das Regiões Sul e Sudeste, pois a maioria dos municípios deixa de figurar no agrupamento de maior esperança de vida ao nascer, para se situarem no agrupamento intermediário.

No Centro Oeste 126 (28,25%) municípios estão no agrupamento de maior esperança de vida ao nascer, 264 (59,19%) estão no grupo intermediário e 56 (12,56%) formam o grupo de pior situação.

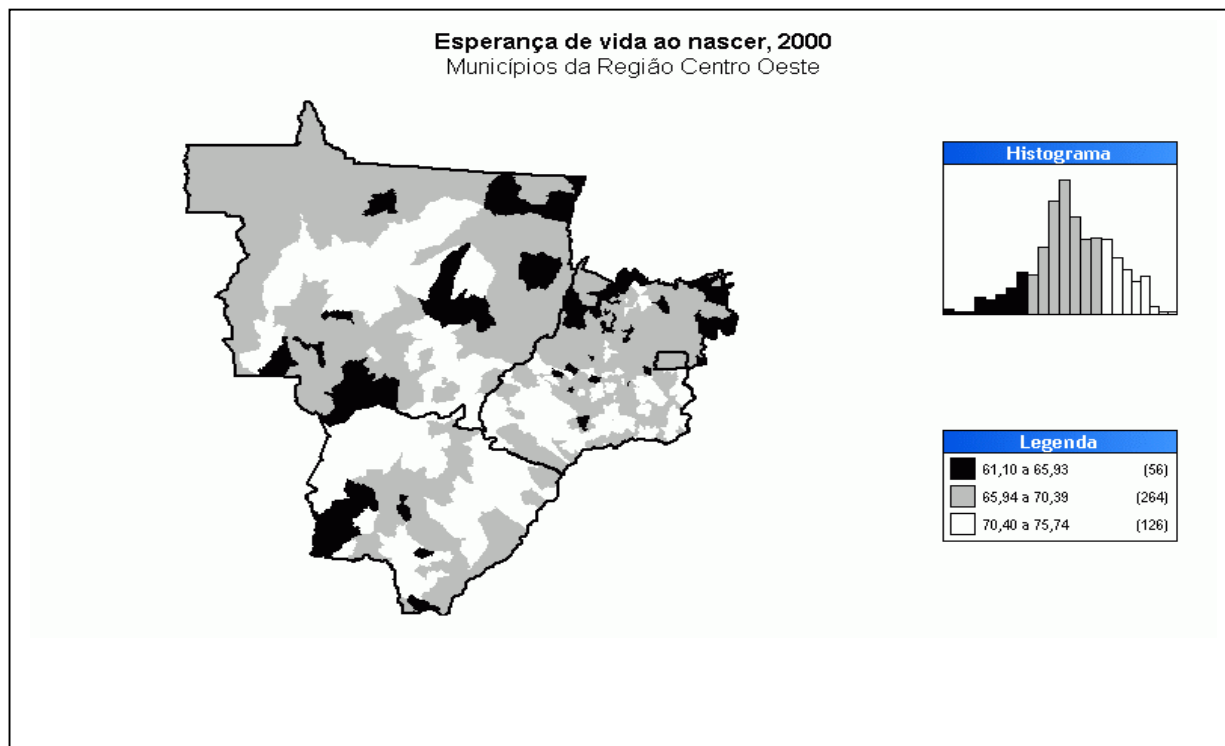


Figura 23: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Centro Oeste.

Porém, os maiores contrastes com as Regiões Sul e Sudeste podem ser observados nas Regiões Norte e Nordeste que se caracterizam por terem a maioria dos municípios no agrupamento formado abaixo do primeiro tercil.

A Região Norte tem apenas 24 (5,35%) municípios no agrupamento de melhor situação, 200 (44,54%) municípios em situação intermediária e 225 (50,11%) no pior agrupamento para a esperança de vida ao nascer (Figura 24).

A Região Nordeste é a que apresenta a situação mais desfavorável para a esperança de vida ao nascer dentre as cinco regiões brasileiras, pois se encontra um forte predomínio de municípios situados abaixo do primeiro tercil.

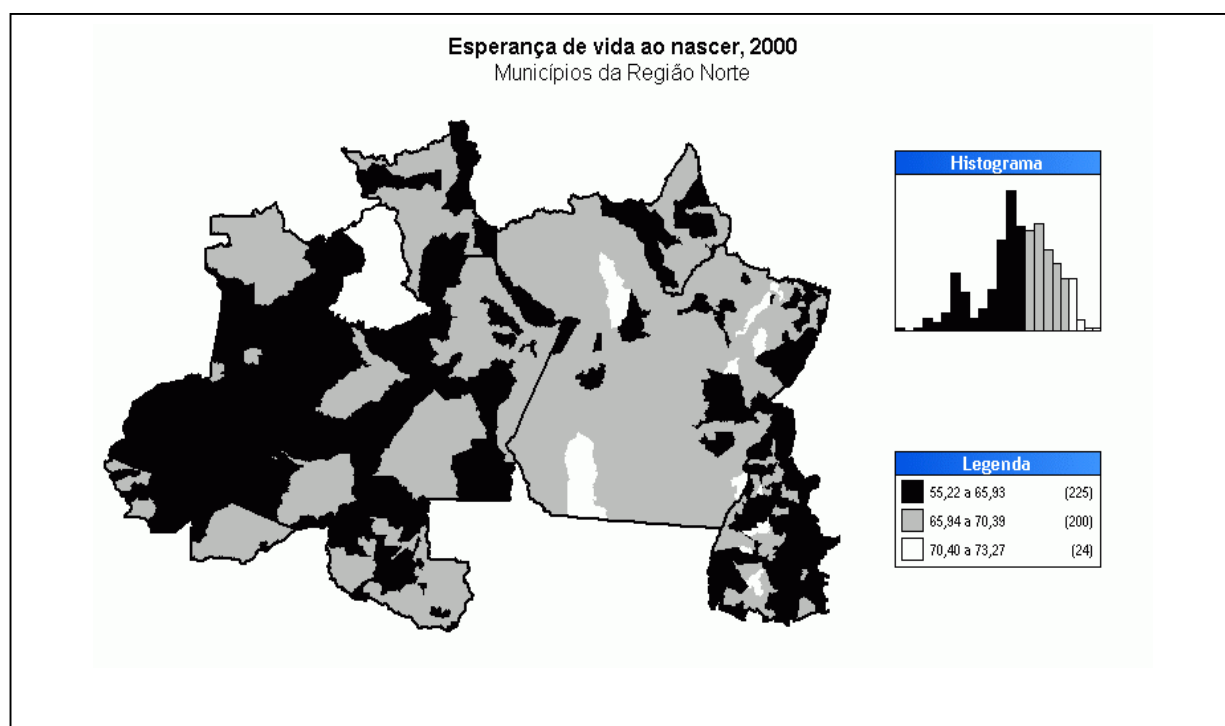


Figura 24: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Norte.

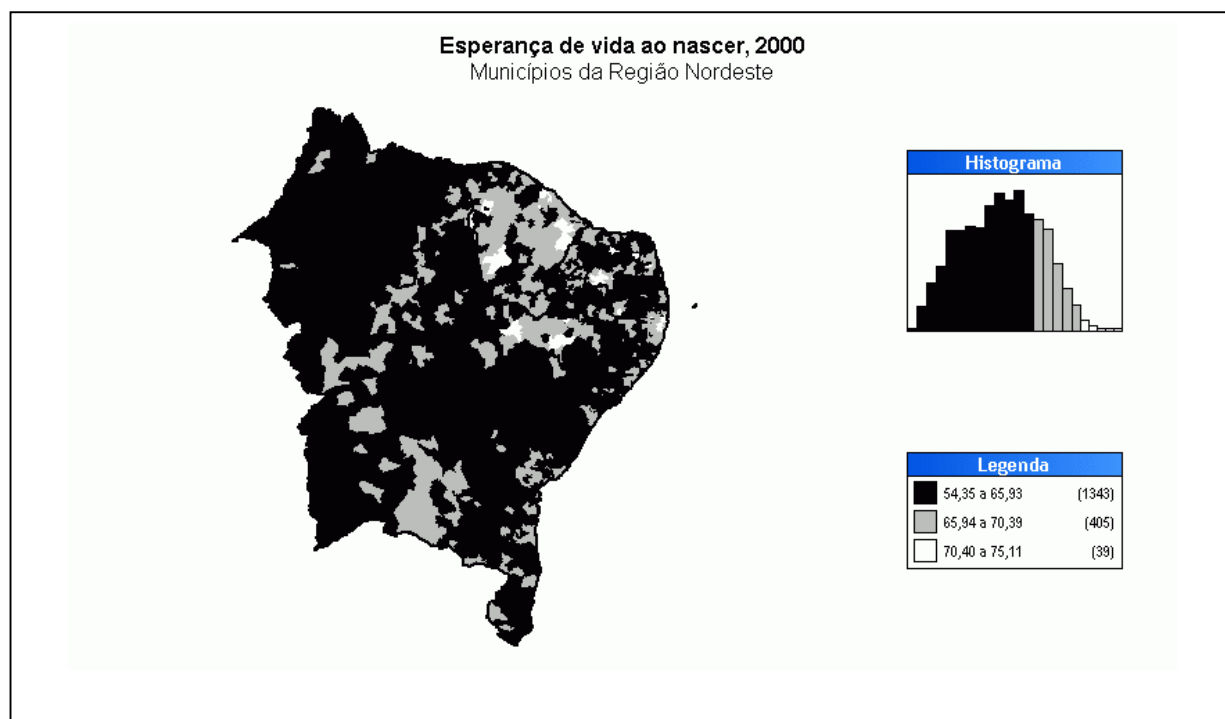


Figura 25: Pictograma da esperança de vida ao nascer nos municípios da Região Nordeste.

No Nordeste apenas 39 (2,18%) municípios compõem o grupo de melhor situação, 405 (22,67%) formam o agrupamento intermediário e 1343 municípios estão presentes no grupo mais desfavorecido em esperança de vida ao nascer (Figura 25).

As principais razões explicativas destas desigualdades entre as regiões brasileiras podem ser explicadas pelos diferentes níveis dos indicadores sociais. Em algumas regiões observa-se ainda, por exemplo, um elevado grau de analfabetismo e de mortalidade infantil, enquanto que em outras estes problemas, apesar de ainda existirem, estão situados em patamares mais discretos.

5 ANÁLISES DE CORRELAÇÃO E REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

5.1 Correlação da Expectativa de Vida com as Demais Variáveis de Estudo

A correlação da expectativa de vida com as variáveis de estudo renda per capita, índice de Gini, percentual da renda apropriado pelos 10% mais ricos da população, intensidade da pobreza, percentual de pessoas com acesso à água encanada, número de médicos residentes para cada mil habitantes, taxa de mortalidade infantil, tamanho da população e taxa de alfabetização está apresentada na tabela 27.

Como o Brasil é um país que apresenta contrastes culturais, sociais e demográficos procurou-se estudar estas correlações de uma maneira mais padronizada, onde os agrupamentos municipais de estudo foram formados de acordo com as grandes regiões em que o município se situa. Desta forma, procurou-se minimizar as diferenças regionais que poderiam interferir no cálculo dos coeficientes de correlação, haja vista que uma determinada variável que poderia estar correlacionada com a expectativa de vida de uma região poderia não estar se os mesmos cálculos fossem feitos em uma outra região.

Tabela 27: Coeficientes de Correlação de Pearson da expectativa de vida com as variáveis de estudo por regiões do Brasil.

	Centro Oeste	Sul	Sudeste	Norte	Nordeste	Brasil
Renda per capita	0,5056	0,4739	0,5580	0,3895	0,4320	0,7201
Índice Gini	-0,0492 ^{n.s.}	-0,3893	-0,3624	-0,1943	0,0324 ^{n.s.}	-0,3591
Renda 10% mais ricos	0,0606 ^{n.s.}	-0,2562	-0,1905	-0,0098 ^{n.s.}	0,0861	-0,1026
Intensidade pobreza	-0,4551	-0,3871	-0,5594	-0,4290	-0,3412	-0,7226
Água encanada	0,4964	0,3380	0,5801	0,1979	0,4450	0,7471
Médicos/habitante	0,1837	0,0812	0,2267	0,1250	0,1886	0,2779
Mortalidade infantil	-0,9514	-0,9466	-0,8974	-0,9422	-0,9170	-0,9508
Tamanho População	0,0748 ^{n.s.}	0,0104 ^{n.s.}	0,0197 ^{n.s.}	0,1691	0,1618	0,0441
Taxa alfabetização	0,4628	0,5951	0,6110	0,3497	0,4143	0,7806

n.s. = correlação não significativa

A renda per capita apresentou correlação linear positiva com a expectativa de vida em todas as regiões brasileiras, estando mais fortemente correlacionada na Região Sudeste e mais fracamente na Região Nordeste.

O índice de Gini não apresentou correlação linear nas regiões Centro Oeste e Nordeste, sendo que nas demais regiões mostraram-se as variáveis concentração de renda e a expectativa de vida como sendo inversamente proporcionais, especialmente na Região Sul que apresentou a correlação linear negativa mais forte.

A renda apropriada pelos 10% mais ricos da população não apresentou correlação linear estatisticamente significativa com a expectativa de vida nas regiões Centro Oeste e Norte. Nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste foram encontradas correlações, sendo a mais forte e de forma negativa a da Região Sul.

A intensidade da pobreza foi correlacionada negativamente com a expectativa de vida em todas as regiões do Brasil, sendo que a maior força foi encontrada na Região Sudeste.

A presença de água encanada nos domicílios mostrou correlação linear positiva em todas as regiões brasileiras. A Região Sudeste apresentou a maior correlação desta variável com a expectativa de vida.

O número de médicos residentes nos municípios apresentou correlação linear positiva em todas as regiões do país, sendo a mais forte encontrada na Região Sudeste.

A taxa de mortalidade infantil foi a variável que apresentou os valores mais fortemente correlacionados com a expectativa de vida. O sentido da correlação foi negativo em todas as regiões do Brasil, com destaque pra a Região Centro Oeste que apresentou a maior força de correlação.

O tamanho da população do município só mostrou correlação estatisticamente significativa com a expectativa de vida nas regiões Norte e Nordeste, que a apresentaram de forma positiva e com valores semelhantes.

A taxa de alfabetização da população municipal se mostrou positivamente correlacionada com a expectativa de vida em todas as regiões brasileiras, estando na Região Sudeste a maior força de correlação.

Na tabela apresentada foi colocada uma coluna com os dados das correlações das variáveis com os dados agrupados de todos os municípios do país, onde pode-se observar que um resultado nacional tem configuração diferente quando se analisa a questão dentro de uma determinada região, fato que justifica a metodologia empregada de separação das análises por regiões do país.

A correlação linear indica se as variáveis de estudo e a expectativa de vida caminham no mesmo sentido ou em sentidos opostos, não especificando se existe dependência de alguma das variáveis de estudo sobre a expectativa de vida.

Na Região Centro Oeste as correlações mais fortes foram com a mortalidade infantil ($R=-0,9514$), seguida pelas variáveis renda per capita ($R=0,5056$), água encanada ($R=0,4964$) e taxa de alfabetização ($R=0,4628$). O coeficiente de Gini, a renda apropriada pelos 10% mais ricos e o tamanho da população não mostraram correlação estatisticamente significativa.

Para a Região Sul, além da mortalidade infantil ($R= -0,9466$), as variáveis que apresentaram coeficiente de correlação de Pearson mais fortes foram a taxa de alfabetização ($R=0,5951$) e a renda per capita ($R=0,4739$). O tamanho da população não apresentou correlação com a expectativa de vida.

A Região Sudeste mostrou correlações mais fortes para as variáveis mortalidade infantil ($R=-0,8974$), taxa de alfabetização ($R=0,6110$), parcela da população com água encanada ($R=0,5801$) e renda per capita ($R=0,5580$). Nesta região também não foi encontrada correlação linear para a variável tamanho da população.

Na Região Norte encontrou-se nas variáveis mortalidade infantil ($R=-0,9422$), intensidade da pobreza ($R=-0,4290$) e renda per capita ($R=0,3895$) as correlações lineares mais fortes. A renda apropriada pelos 10% mais ricos da população não mostrou correlação estatisticamente significativa com a expectativa de vida.

A Região Nordeste apresentou as correlações lineares mais fortes nas variáveis mortalidade infantil ($R=-0,9170$), percentual de pessoas com acesso à água encanada ($R=0,4450$), renda per capita ($R=0,4320$) e taxa de alfabetização ($R=0,4143$). A única variável que não mostrou correlação linear com a expectativa de vida foi o índice de Gini.

A análise de regressão linear múltipla, elaborada para cada uma das cinco regiões do Brasil, visa o estabelecimento da função matemática que une as variáveis independentes à variável dependente – expectativa de vida.

5.2 Análise de Regressão Linear Múltipla

A seguir são descritas as análises de regressão linear múltipla com as respectivas equações que procuram explicar a expectativa de vida das regiões brasileiras em função das variáveis socioeconômicas estudadas.

5.2.1 Regressão Linear Múltipla para a Região Sudeste

O valor de R^2 ajustado é de 0,742, ou seja, a variação dos valores das variáveis independentes explicam 74,2% das variações na expectativa de vida. Os outros 25,8% de variação na expectativa de vida são explicados por fatores não presentes neste estudo. O valor de Durbin-Watson encontrado foi de 1,970.

A variável mortalidade infantil foi aquela que apresentou a maior correlação com a expectativa de vida, concordando desta forma com o encontrado na revisão da literatura. Se esta variável for retirada da análise de regressão o valor de R^2 reduz para 0,467 e o valor de Durbin-Watson passa a ser de 1,946.

A estatística F de regressão (534,206) tem o valor de p aproximado de 0,000, indicando que a hipótese de todos os coeficientes das variáveis independentes serem igual a zero está rejeitada ao nível de significância de 0,05 adotado para este estudo. Assim sendo, pelo menos uma das variáveis independentes tem relação com a expectativa de vida.

A estatística t determina a probabilidade de significância de cada coeficiente ser individualmente diferente de zero. A Tabela 28 apresenta os coeficientes padronizados de cada variável independente, as estatísticas t, as probabilidades de significância e os intervalos de confiança.

As variáveis independentes que não apresentaram significância estatística foram o percentual de pessoas com acesso à água encanada ($p=0,668$) e a classe dos municípios ($p=0,331$). As demais variáveis mostraram exercer influência na expectativa de vida populacional, sendo que a renda per capita ($p=0,000$), o percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população ($p=0,004$) e o número de médicos residentes por mil habitantes ($p=0,003$) são diretamente proporcionais à expectativa de vida.

Tabela 28: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Sudeste do Brasil.

Variável	Coefficiente	estatística t	p	IC _{95%} Lim Inf	IC _{95%} Lim Sup
Constante	86,856	65,353	0,000	84,250	89,463
Renda per capita	0,224	5,737	0,000	0,002	0,004
Índice de Gini	-0,125	-2,092	0,037	-10,898	-0,351
% da Renda dos 10% mais ricos	0,146	2,906	0,004	0,021	0,107
Intensidade da pobreza	-0,246	-11,696	0,000	-0,099	-0,071
% de pessoas com água encanada	-0,012	-0,429	0,668	-0,017	0,011
Médicos por mil habitantes	0,093	2,989	0,003	0,052	0,251
Mortalidade infantil	-0,795	-42,112	0,000	-0,260	-0,237
Classe dos municípios	-0,028	-0,973	0,331	-0,092	0,031
Taxa de alfabetização	-0,202	-5,765	0,000	-0,115	-0,057

As variáveis independentes índice de Gini (p=0,037), intensidade da pobreza (p=0,000), mortalidade infantil (p=0,000) e taxa de alfabetização (p=0,000) são inversamente proporcionais à expectativa de vida.

O modelo explicativo da expectativa de vida para a Região Sudeste pode ser expresso através da equação de regressão linear múltipla abaixo, sendo que os resíduos são apresentados na Tabela 29:

$Y = 86,856 + 0,224 \times \text{Renda per capita} - 0,125 \times \text{Índice de Gini} + 0,146 \times \text{Percentual da renda apropriada pelos 10\% mais ricos da população} - 0,246 \times \text{Intensidade da pobreza} - 0,012 \times \text{Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada} + 0,093 \times \text{Número de médicos residentes no município por mil habitantes} - 0,795 \times \text{Taxa de mortalidade até um ano de idade} - 0,028 \times \text{Classe da cidade} - 0,202 \times \text{Taxa de alfabetização}$

Tabela 29: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Sudeste do Brasil.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	N
Valor Preditor	57,891	76,794	70,206	3,082	1666
Resíduo	-5,076	3,433	0,056	1,431	1666

A equação de regressão identifica a melhor linha ajustante, baseada no método dos mínimos quadrados, para a Região Sudeste, onde a constante 86,856 anos indica a expectativa de vida quando todas as outras variáveis forem iguais a zero. Evidentemente que quando qualquer uma das variáveis da equação for diferente de zero haverá modificações no valor da expectativa de vida do município, que havia sido estimada apenas pelo valor da constante 86,856.

A análise dos resíduos mostra as diferenças encontradas entre as expectativas de vida do município com aquela gerada pelo modelo de regressão quando se substituem os valores das variáveis independentes na equação.

5.2.2 Regressão Linear Múltipla para a Região Sul

O valor de R^2 ajustado é de 0,903, ou seja, 90,3% das variações na expectativa de vida são explicadas pela variação dos valores das variáveis independentes. Os 9,7% restantes de variação na expectativa de vida são explicados por outros fatores. O valor de Durbin-Watson encontrado foi de 2,094.

A variável que apresentou a maior correlação com a expectativa de vida foi a mortalidade infantil, estando em concordância com a revisão da literatura. Se esta variável for

retirada da análise de regressão o valor de R^2 ajustado reduz para 0,384 e o valor de Durbin-Watson passa a ser de 2,095.

A estatística F de regressão (1203,468) tem o valor de p igual a 0,000, indicando que a hipótese de todos os coeficientes das variáveis independentes serem igual a zero está rejeitada ao nível de significância de 0,05 adotado neste estudo. Assim sendo, pelo menos uma das variáveis independentes tem relação com a expectativa de vida.

A Tabela 30 apresenta os coeficientes de cada variável independente, as estatísticas t, as probabilidades de significância e os intervalos de confiança.

Tabela 30: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Sul do Brasil.

Variável	Coefficiente	estatística t	p	IC _{95%} Lim Inf	IC _{95%} Lim Sup
Constante	74,216	54,303	0,000	71,631	76,802
Renda per capita	0,355	12,464	0,000	0,005	0,007
Índice de Gini	-0,085	-2,533	0,011	-7,810	-0,093
% da Renda dos 10% mais ricos	0,018	0,626	0,532	-0,019	0,037
Intensidade da pobreza	0,062	4,859	0,000	0,022	0,051
% de pessoas com água encanada	-0,052	-3,655	0,000	-0,038	-0,011
Médicos por mil habitantes	-0,150	-6,576	0,000	-0,361	-0,195
Mortalidade infantil	-0,855	-78,574	0,000	-0,460	-0,438
Classe dos municípios	-0,189	-10,581	0,000	-0,356	-0,244
Taxa de alfabetização	-0,130	8,039	0,000	0,061	0,101

A única variável independente que não apresentou significância estatística foi o percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população ($p=0,532$). As demais variáveis mostraram exercer influência na expectativa de vida populacional, sendo que a renda per capita ($p=0,000$), a intensidade da pobreza ($p=0,000$) e a taxa de alfabetização ($p=0,000$) são diretamente proporcionais à expectativa de vida.

As variáveis independentes índice de Gini ($p=0,000$), percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada ($p=0,000$), número de médicos residentes por mil habitantes ($p=0,000$), mortalidade infantil ($p=0,000$) e classe das cidades ($p=0,000$) são inversamente proporcionais à expectativa de vida.

A equação de regressão linear múltipla, que procura explicar o modelo da expectativa de vida para a Região Sul e que tem os resíduos apresentados na Tabela 31, pode ser expressa da seguinte maneira:

$$Y = 74,216 + 0,355 \times \text{Renda per capita} - 0,085 \times \text{Índice de Gini} + 0,018 \times \text{Percentual da renda apropriada pelos 10\% mais ricos da população} + 0,062 \times \text{Intensidade da pobreza} - 0,052 \times \text{Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada} - 0,150 \times \text{Número de médicos residentes no município por mil habitantes} - 0,855 \times \text{Taxa de mortalidade até um ano de idade} - 0,189 \times \text{Classe da cidade} + 0,130 \times \text{Taxa de alfabetização}$$

Tabela 31: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Sul do Brasil.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	N
Valor Preditor	58,821	78,020	71,476	3,205	1159
Resíduo	-2,079	4,206	0,105	0,929	1159

A equação de regressão identifica a melhor linha ajustante, baseada no método dos mínimos quadrados, para a Região Sul, onde a constante 74,216 anos indica a expectativa de vida quando todas as outras variáveis forem iguais a zero. Evidentemente que quando qualquer uma das variáveis da equação for diferente de zero haverá modificações no valor da expectativa de vida do município, que havia sido estimada apenas pelo valor da constante 74,216.

A análise dos resíduos mostra as diferenças encontradas entre as expectativas de vida do município com aquela gerada pelo modelo de regressão quando se substituem os valores das variáveis independentes na equação.

5.2.3 Regressão Linear Múltipla para a Região Centro Oeste

O valor de R^2 ajustado é de 0,900, ou seja, 90,0% das variações na expectativa de vida são explicadas pela variação dos valores das variáveis independentes. Fatores não abordados neste trabalho explicam os 10,0 % restantes de variação na expectativa de vida. O valor de Durbin-Watson encontrado foi de 2,177.

A mortalidade infantil foi, também nesta região, a variável que apresentou a maior correlação com a expectativa de vida. Ao se fazer a análise de regressão sem esta variável o valor de R^2 ajustado reduz para 0,363 e o valor de Durbin-Watson passa a ser de 1,991.

A estatística F de regressão (445,800) tem o valor de p igual a 0,000, indicando que a hipótese de todos os coeficientes das variáveis independentes serem igual a zero está rejeitada ao nível de significância de 0,05 adotado neste estudo. Assim sendo, pelo menos uma das variáveis independentes tem relação com a expectativa de vida.

A Tabela 32 apresenta os coeficientes de cada variável independente, as estatísticas t, as probabilidades de significância e os intervalos de confiança.

Tabela 32: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Centro Oeste do Brasil.

Variável	Coeficiente	estatística t	p	IC _{95%} Lim Inf	IC _{95%} Lim Sup
Constante	70,268	59,991	0,000	67,966	72,570
Renda per capita	0,111	2,138	0,033	0,000	0,002
Índice de Gini	0,193	2,872	0,004	2,094	11,177
% da Renda dos 10% mais ricos	-0,065	-1,214	0,225	-0,053	0,013
Intensidade da pobreza	-0,048	-2,019	0,044	-0,035	0,000
% de pessoas com água encanada	-0,149	-5,318	0,000	-0,031	-0,014
Médicos por mil habitantes	-0,209	-6,926	0,000	-0,493	-0,275
Mortalidade infantil	-0,953	-48,458	0,000	-0,334	-0,308
Classe dos municípios	-0,123	-3,172	0,002	-0,159	-0,037
Taxa de alfabetização	0,247	7,339	0,000	0,060	0,104

A única variável independente que não apresentou significância estatística foi o percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população ($p=0,225$). As demais variáveis mostraram exercer influência na expectativa de vida populacional, sendo que a renda per capita ($p=0,000$), o índice de Gini ($p=0,004$) e a taxa de alfabetização ($p=0,000$) são diretamente proporcionais à expectativa de vida.

As variáveis independentes intensidade da pobreza ($p=0,044$), percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada ($p=0,000$), número de médicos residentes por mil habitantes ($p=0,000$), mortalidade infantil ($p=0,000$) e classe das cidades ($p=0,002$) são inversamente proporcionais à expectativa de vida.

A equação de regressão linear múltipla tem os seus resíduos na Tabela 33, e explica o modelo da expectativa de vida para a Região Centro Oeste, através da seguinte expressão:

$$Y = 70,268 + 0,111 \times \text{Renda per capita} - 0,193 \times \text{Índice de Gini} - 0,065 \times \text{Percentual da renda apropriada pelos 10\% mais ricos da população} + 0,048 \times \text{Intensidade da pobreza} - 0,149 \times \text{Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada} - 0,209 \times \text{Número de médicos residentes no município por mil habitantes} - 0,953 \times \text{Taxa de mortalidade até um ano de idade} - 0,123 \times \text{Classe da cidade} + 0,247 \times \text{Taxa de alfabetização}$$

Tabela 33: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Centro Oeste do Brasil.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	N
Valor Preditor	60,644	74,367	68,981	2,460	446
Resíduo	-2,005	2,259	0,037	0,742	446

A equação de regressão identifica a melhor linha ajustante, baseada no método dos mínimos quadrados, para a Região Centro Oeste, onde a constante 70,628 anos indica a expectativa de vida quando todas as outras variáveis forem iguais a zero. Evidentemente que quando qualquer uma das variáveis da equação for diferente de zero haverá modificações no valor da expectativa de vida do município, que havia sido estimada apenas pelo valor da constante 70,628.

A análise dos resíduos mostra as diferenças encontradas entre as expectativas de vida do município com aquela gerada pelo modelo de regressão quando se substituem os valores das variáveis independentes na equação.

5.2.4 Regressão Linear Múltipla para a Região Norte

O valor de R^2 ajustado é de 0,865, ou seja, 86,5% das variações na expectativa de vida são explicadas pela variação dos valores das variáveis independentes. Os 13,5% restantes de variação na expectativa de vida são explicados por fatores não abordados neste estudo. O valor de Durbin-Watson encontrado foi de 1,888.

A exemplo das outras regiões brasileiras, a mortalidade infantil foi a variável que apresentou a maior correlação com a expectativa de vida. Ao se fazer a análise de regressão

sem esta variável o valor de R^2 ajustado reduz para 0,364 e o valor de Durbin-Watson passa a ser de 1,999.

A estatística F de regressão (319,794) tem o valor de p igual a 0,000, indicando que a hipótese de todos os coeficientes das variáveis independentes serem igual a zero está rejeitada ao nível de significância de 0,05 adotado neste estudo. Assim sendo, pelo menos uma das variáveis independentes tem relação com a expectativa de vida.

A Tabela 34 apresenta os coeficientes de cada variável independente, as estatísticas t, as probabilidades de significância e os intervalos de confiança.

Tabela 34: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Norte do Brasil.

Variável	Coefficiente	estatística t	p	IC _{95%} Lim Inf	IC _{95%} Lim Sup
Constante	77,144	75,661	0,000	75,140	79,148
Renda per capita	-0,626	-11,193	0,000	-0,023	-0,016
Índice de Gini	0,223	2,960	0,003	4,184	20,716
% da Renda dos 10% mais ricos	-0,076	-1,256	0,210	-0,095	0,021
Intensidade da pobreza	-0,288	-5,815	0,000	-0,136	-0,067
% de pessoas com água encanada	-0,064	-1,480	0,139	-0,016	0,002
Médicos por mil habitantes	0,254	7,960	0,000	0,790	1,308
Mortalidade infantil	-0,951	-40,422	0,000	-0,272	-0,246
Classe dos municípios	0,180	2,467	0,014	0,023	0,208
Taxa de alfabetização	0,068	1,945	0,052	0,000	0,034

As variáveis independentes que não apresentaram significância estatística foram o percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população ($p=0,210$), o percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada ($p=0,139$) e a taxa de alfabetização ($p=0,052$). As demais variáveis mostraram exercer influência na expectativa de vida populacional, sendo que o índice de Gini ($p=0,003$), número de médicos residentes por mil

habitantes ($p=0,000$), e classe das cidades ($p=0,014$) são diretamente proporcionais à expectativa de vida.

As variáveis independentes renda per capita ($p=0,000$), intensidade da pobreza ($p=0,000$), e mortalidade infantil ($p=0,000$) são inversamente proporcionais à expectativa de vida.

A equação de regressão linear múltipla, que procura explicar o modelo da expectativa de vida para a Região Norte, tem os resíduos apresentados na Tabela 35, e pode ser expressa da seguinte maneira:

$$Y = 77,144 - 0,626 \times \text{Renda per capita} + 0,223 \times \text{Índice de Gini} - 0,076 \times \text{Percentual da renda apropriada pelos 10\% mais ricos da população} - 0,288 \times \text{Intensidade da pobreza} - 0,064 \times \text{Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada} + 0,254 \times \text{Número de médicos residentes no município por mil habitantes} - 0,951 \times \text{Taxa de mortalidade até um ano de idade} + 0,080 \times \text{Classe da cidade} + 0,068 \times \text{Taxa de alfabetização}$$

Tabela 35: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Norte do Brasil.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	N
Valor Preditor	54,226	71,633	65,890	3,174	449
Resíduo	-3,893	3,544	-0,167	1,008	449

A equação de regressão identifica a melhor linha ajustante, baseada no método dos mínimos quadrados, para a Região Norte, onde a constante 77,144 anos indica a expectativa de vida quando todas as outras variáveis forem iguais a zero. Evidentemente que quando qualquer uma das variáveis da equação for diferente de zero haverá modificações no valor da

expectativa de vida do município, que havia sido estimada apenas pelo valor da constante 77,144.

A análise dos resíduos mostra as diferenças encontradas entre as expectativas de vida do município com aquela gerada pelo modelo de regressão quando se substituem os valores das variáveis independentes na equação.

5.2.5 Regressão Linear Múltipla para a Região Nordeste

O valor de R^2 ajustado é de 0,882, ou seja, os valores das variáveis independentes explicam 88,2% das variações na expectativa de vida. Fatores não abordados neste estudo explicam os 11,8% restantes de variação na expectativa de vida. O valor de Durbin-Watson encontrado foi de 1,879.

Como em todas as outras regiões brasileiras, a mortalidade infantil foi a variável que apresentou a maior correlação com a expectativa de vida. Ao se fazer a análise de regressão sem esta variável o valor de R^2 ajustado diminui para 0,494 e o valor de Durbin-Watson passa a ser de 1,910.

A estatística F de regressão (1478,723) tem o valor de p igual a 0,000, indicando que a hipótese de todos os coeficientes das variáveis independentes serem igual a zero está rejeitada ao nível de significância de 0,05 adotado neste estudo. Assim sendo, pelo menos uma das variáveis independentes tem relação com a expectativa de vida.

A Tabela 36 apresenta os coeficientes de cada variável independente, as estatísticas t, as probabilidades de significância e os intervalos de confiança.

Tabela 36: Coeficientes, estatísticas t, valores de p e intervalos de confiança das variáveis independentes para a Região Nordeste do Brasil.

Variável	Coefficiente	estatística t	p	IC _{95%} Lim Inf	IC _{95%} Lim Sup
Constante	76,618	102,900	0,000	75,157	78,078
Renda per capita	0,433	9,595	0,000	0,014	0,021
Índice de Gini	-0,012	-0,317	0,751	-6,184	4,464
% da Renda dos 10% mais ricos	-0,043	-1,420	0,156	-0,065	0,010
Intensidade da pobreza	0,100	4,037	0,000	0,028	0,081
% de pessoas com água encanada	0,145	8,894	0,000	0,018	0,029
Médicos por mil habitantes	-0,319	-12,552	0,000	-1,593	-1,163
Mortalidade infantil	-0,857	-76,289	0,000	-0,256	-0,243
Classe dos municípios	0,142	6,718	0,000	0,200	0,365
Taxa de alfabetização	-0,200	-9,752	0,000	-0,079	-0,052

As variáveis independentes que não apresentaram significância estatística foram o índice de Gini ($p=0,751$) e o percentual da renda apropriada pelos 10% mais ricos da população ($p=0,156$). As demais variáveis mostraram exercer influência na expectativa de vida populacional, sendo que a renda per capita ($p=0,000$), a intensidade da pobreza ($p=0,000$), o percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada ($p=0,000$) e a classe das cidades ($p=0,000$) são diretamente proporcionais à expectativa de vida.

As variáveis independentes número de médicos residentes por mil habitantes ($p=0,000$), mortalidade infantil ($p=0,000$) e a taxa de alfabetização ($p=0,000$) são inversamente proporcionais à expectativa de vida.

A equação de regressão linear múltipla apresenta os resíduos na Tabela 37 e explica o modelo da expectativa de vida para a Região Nordeste da seguinte maneira:

$$Y = 76,618 + 0,433 \times \text{Renda per capita} - 0,012 \times \text{Índice de Gini} - 0,043 \times \text{Percentual da renda apropriada pelos 10\% mais ricos da população} + 0,100 \times \text{Intensidade da pobreza} + 0,145 \times \text{Percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada} - 0,319 \times \text{Número de médicos residentes no município por mil habitantes} - 0,857 \times \text{Taxa de mortalidade até um ano de idade} + 0,142 \times \text{Classe da cidade} - 0,200 \times \text{Taxa de alfabetização}$$

Tabela 37: Análise dos resíduos do modelo de regressão linear múltipla para a Região Nordeste do Brasil.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	N
Valor Preditor	49,132	77,059	63,195	3,560	1787
Resíduo	-3,007	6,870	0,061	1,477	1787

A equação de regressão identifica a melhor linha ajustante, baseada no método dos mínimos quadrados, para a Região Nordeste, onde a constante 76,618 anos indica a expectativa de vida quando todas as outras variáveis forem iguais a zero. Evidentemente que quando qualquer uma das variáveis da equação for diferente de zero haverá modificações no valor da expectativa de vida do município, que havia sido estimada apenas pelo valor da constante 76,618.

A análise dos resíduos mostra as diferenças encontradas entre as expectativas de vida do município com aquela gerada pelo modelo de regressão quando se substituem os valores das variáveis independentes na equação.

6 CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Esta pesquisa teve como propósito a elaboração de modelos explicativos, gerados pela análise de regressão linear múltipla, para a expectativa de vida, baseados em fatores socioeconômicos das cinco regiões brasileiras.

Para o suporte teórico do presente trabalho foram levantadas na literatura informações referentes às variáveis socioeconômicas que se apresentavam mais frequentemente associadas com a expectativa de vida populacional, possibilitando o alcance dos objetivos desta pesquisa.

6.1 Conclusões

Os objetivos propostos neste estudo foram respondidos através da análise estatística das variáveis que compõem o banco de dados dos 5507 municípios brasileiros.

O primeiro objetivo específico foi respondido com o emprego da estatística descritiva do banco de dados que identificou a distribuição da variável dependente expectativa de vida, bem como as variáveis independentes: renda per capita, índice de Gini, intensidade da pobreza, acesso à água encanada, disponibilidade médica no município, mortalidade infantil, tamanho da população e taxa de alfabetização.

Dessa forma, foram apresentadas as estatísticas descritivas das expectativas de vida para as regiões brasileiras as quais mostraram as diferenças entre as regiões mais desenvolvidas quando comparadas às menos desenvolvidas. Nas regiões Sul e Sudeste a expectativa de vida em anos está em torno de 71,58 e 70,26 respectivamente, no Centro Oeste é de 68,94, no Norte

é de 65,72 e no Nordeste 63,13 anos. Assim, se observa a existência de diferenças entre as regiões brasileiras, estando no Sul o maior valor e no Nordeste o menor.

Além da variável dependente (expectativa de vida), as variáveis independentes: renda per capita, índice de Gini, intensidade da pobreza, acesso à água encanada, disponibilidade médica no município, mortalidade infantil, tamanho da população e taxa de alfabetização, também apresentaram indicadores mais favoráveis para as regiões Sul e Sudeste. Assim, a hipótese esperada de ocorrer maiores valores para a expectativa de vida nas regiões que detêm melhores indicadores sociais foi confirmada.

O segundo objetivo específico foi atendido ao se analisar quais as variáveis que mais se correlacionaram com a expectativa de vida em cada uma das regiões brasileiras.

A correlação linear de Pearson foi o método escolhido para se observar os relacionamentos existentes entre a variável dependente e as independentes. A mortalidade infantil foi a variável que se apresentou mais fortemente correlacionada com a expectativa de vida em todas as regiões brasileiras.

A correlação linear negativa que a mortalidade infantil apresentou com a expectativa de vida variou de -0,8974 na Região Sudeste à -0,9514 na Região Centro Oeste. O forte grau de correlação encontrado nesta pesquisa, para estas duas variáveis, apresenta-se em consonância com o que aparece relatado na literatura nacional a respeito do tema de estudo.

Desta forma, entende-se que as políticas públicas que priorizem as questões de redução dos índices de mortalidade infantil estarão também agindo na elevação na expectativa de vida populacional.

Os contrastes encontrados entre as regiões para a variável de estudo foram analisados, com o intuito de atender o terceiro objetivo específico, através de regressão linear múltipla com

a finalidade de se elaborar um modelo (equação matemática) preditivo da expectativa de vida para os municípios de cada uma das cinco regiões brasileiras.

O modelo de regressão também mostrou que em todas as regiões brasileiras a mortalidade infantil é a variável preditora que apresentou maior impacto na expectativa de vida. As demais variáveis independentes também se mostraram relevantes, pois freqüentemente apresentaram coeficientes diferentes de zero, o que influencia a expectativa de vida e aumenta o poder explicativo do modelo.

Em todas as regiões brasileiras o modelo gerado apresentou coeficientes de determinação (R^2) altos, que variaram de 0,742 na Região Sudeste a 0,903 na Região Sul. Esses coeficientes confirmam a relevância que os determinantes sociais têm na expectativa de vida populacional.

A segunda hipótese, que afirmava que as desigualdades poderiam influenciar a expectativa de vida, também foi confirmada, pois as variáveis socioeconômicas em estudo se mostraram pertencentes aos modelos explicativos de expectativa de vida no Brasil.

Algumas variáveis independentes se mostraram mais relevantes em uma região do que em outras. Isso pode ser explicado, em parte, pelos contrastes regionais que caracterizam diferenças nas necessidades não atendidas para cada uma das variáveis de estudo.

Ressalta-se a pouca importância das variáveis independentes, tamanho do município e número de médicos residentes nos municípios como contribuintes ao incremento da expectativa de vida.

A Carta de Ottawa, resultante da 1ª Conferência Internacional de Promoção de Saúde reunida em 21 de novembro de 1986, chamava a atenção para a criação de ambientes favoráveis à saúde implicando no reconhecimento da complexidade das nossas sociedades e das relações

de interdependência entre diversos setores. A proteção do meio ambiente e a conservação dos recursos naturais, o acompanhamento sistemático do impacto que as mudanças no meio ambiente produzem sobre a saúde, bem como a conquista de ambientes que facilitem e favoreçam a saúde, como o trabalho, o lazer, o lar, a escola e a própria cidade, passam a compor as questões da saúde.

O presente relatório mostrou que o relacionamento da saúde, através da expectativa de vida, com variáveis socioeconômicas estudadas é de extrema importância para o entendimento de ambientes mais saudáveis.

A reorientação dos serviços de saúde na direção da concepção da promoção da saúde, além do provimento de serviços assistenciais, está entre as medidas preconizadas na Carta de Ottawa.

Os modelos de regressão linear de cada uma das regiões brasileiras mostraram claramente a superação do modelo biomédico, centrado na doença como fenômeno individual e na assistência médica curativa desenvolvida nos estabelecimentos médico-assistenciais como foco essencial da intervenção. Logo se faz necessário profundas transformações na organização e financiamento dos sistemas e serviços de saúde, assim como nas práticas e na formação dos profissionais.

A qualidade de vida é uma preocupação freqüente para a saúde pública, assim os estudos que procuram elaborar modelos explicativos da expectativa de vida têm seu espaço e valor, pois é necessário saber onde é prioritário intervir para que sejam alcançados resultados efetivos e com maior impacto na saúde das populações.

Pelos conceitos do Sistema Único de Saúde – SUS, o nível federal deve colocar à disposição dos demais gestores em saúde instrumentos que possam estimular, induzir, subsidiar

e dar suporte à administração e aperfeiçoamento dos sistemas estaduais e municipais, e às transformações e reorganizações dos sistemas e redes de atenção em saúde.

Com os modelos gerados torna-se possível ao gestor público conhecer de forma antecipada o impacto que uma eventual alteração em alguma das variáveis independentes cause no valor da expectativa de vida do município. A utilidade do modelo se dará em futuras aplicações como instrumento auxiliar a elaboração de políticas públicas de saúde voltadas ao incremento da expectativa de vida das pessoas.

6.2 Sugestões e Recomendações

É importante lembrar que os estudos quantitativos apenas descrevem as variáveis mais relevantes para o assunto, porém com a realização de futuras pesquisas com abordagens qualitativas, ouvindo-se os sujeitos, é que a sociedade terá a possibilidade de participar e expressar seus sentimentos e desejos frente às ações públicas a serem adotadas.

Essa pesquisa não tem a pretensão de esgotar os estudos sobre de expectativa de vida, pois se sabe que outros fatores determinantes, não abordados neste estudo, podem interferir sobre a esperança de vida ao nascer da população brasileira.

Sugere-se, portanto novos estudos com maior constância e grau de aprofundamento, que busquem orientar as questões relacionadas à expectativa de vida das pessoas, e que contribuam para uma verdadeira evolução da esperança de vida ao nascer das coletividades.

No desenvolvimento de pesquisas que possam auxiliar as questões relacionadas com a expectativa de vida da população brasileira sugere-se:

- a) A elaboração de sistemas de informações que demonstrem constantemente aos administradores responsáveis pela gestão pública as principais variáveis a sofrerem intervenção em benefício da população,
- b) A realização de pesquisas quali-quantitativas, para que a população seja ouvida e possa expressar seus anseios, percepções e sugestões sobre o tema.

Entende-se que as conexões entre a produção acadêmica e a prestação de serviços públicos em saúde devam ser complementares e não dissociadas, pois assim os estudos populacionais sugeridos podem ter suas proposições reproduzidas na realidade, trazendo reais benefícios às coletividades. Os estudos demográfico-epidemiológicos, que se caracterizam por proporem análises mais amplas do processo saúde-doença também podem contribuir com a melhoria do quadro de desigualdade encontrado no Brasil.

As necessidades de investigações em saúde coletiva são imensas e as populações carecem de respostas, através da interação das pesquisas acadêmicas com a prática política, que potencializem o papel transformador das pesquisas, e como consequência, a sociedade que investe na formação destes profissionais teria como retorno, o desempenho da função social do pesquisador.

A importância das pesquisas populacionais está no fato de se ultrapassar a fronteira da biologia e se alcançar às esferas socioeconômicas e comportamentais, que também estão presentes no processo saúde-doença. Dessa forma, entende-se que as contribuições das pesquisas em saúde só serão efetivas se forem observadas dentro de uma dimensão social e com relevância pública, que se expressem em políticas públicas baseadas na equidade e na justiça social tão necessária ao Brasil.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C.; TRAVASSOS, C.; PORTO, S. & LABRA, M. E. Health sector reform in Brazil: A case study of inequity. **International Journal of Health Services**. n.30, p.129-162, 2000.

AMARAL, L. A. M.; NADER FILHO, A.; ROSSI JUNIOR, O. D.; FERREIRA, F. L. A.; BARROS, L. S. S. Água de consumo humano como fator de risco à saúde em propriedades rurais. **Rev Saude Publ**. São Paulo. v.37, n.4, ago. 2003

ANDERSON, D. R.; SWEENEY, D. J.; WILLIAMS, T. A. **Estatística Aplicada à Administração e Economia**. 2.ed. São Paulo: Pioneira Thomsom Learning, 2003.

ANDREWS, G.A. Los Desafios del proceso de envejecimiento en las sociedades de hoy y del futuro. In: ENCUENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO SOBRE LAS PERSONAS DE EDAD, 1999, Santiago.**Anais...** Santiago: CELADE, 2000. p.247-256. (Seminarios y Conferencias - CEPAL, 2).

ANSARI, Z et al. A Public Health Model of the Social Determinants of Health. **Soz Praventivmed**. v.48, n.4. p.242-251. 2003.

AYCAGUARA, L. C. S.; MACHO, E. D. Mortalidad infantil y condiciones higienico-sociales en las Americas: un estudio de correlación. **Rev Saude Publ**. v.24, n.6, p.473-480, dez. 1990.

ASHTON, J. **Ciudades Sanas**. Barcelona: Masson, 1993. 236p.

BAHR J.; WEHRHAHN R. Life expectancy and infant mortality in Latin America. **Soc Sci Med**. v. 36, n.10, p.1373-82. May 2003.

BENZECRI, J. P. **L'Analyse des Données: L'analyse des correspondences**. 3.ed. Paris: Dunod, 1979.

BARBETTA, P.A. **Estatística Aplicada às Ciências Sociais**. 3.ed. Florianópolis: UFSC, 1999.

BEAGLEHOLE, R.; BONITA, R.; KJELLSTRÖM, T. **Epidemiologia Básica**. 2.ed. São Paulo: Santos, 2001.

BERQUO, E. The family in the twenty-first century: a demographic review. **Rev Bras Estud Popul**. v.6, n.2, p.1-16. Jul/Dec 1989.

BERRY, M. J. A. ; LINOFF, G. **Data Mining Techniques: for marketing, sales and customer support**. New York: John Wiley & Sons, 1999.

BOURDEL-MARCHASSON, I.; DUBROCA, B.; MANCIET, G. DACAMPS, A. EMERIAU, J. P.; DARTIGUES, J. F. Prevalence of diabetes and effect on quality of life in older french living in community: the PAQUID Epidemiological Survey. **J Am Geriatr Soc**. n.45, p.295-301, 1997.

BOUROCHE, J.; SAPORTA, G. **Análise de Dados**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1982.

- BRASIL. Ministério da Saúde. Centro de Documentação do Ministério da Saúde. **Levantamento Epidemiológico em Saúde Bucal: Brasil, Zona Urbana, 1986.** Brasília, DF, 1988.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Promoção da Saúde: Carta de Ottawa, Declaração de Adelaide, Sundsvall e Santa Fé de Bogotá. Brasília, DF, 1996.
- BRAULE, R. **Estatística Aplicada com Excel:** para cursos de administração e economia. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- BREMER, S. et al. Life expectancy calculations for postcode sectors and their use for monitoring inequalities in the nation's health. **Health Bull.** Edinburgh., v.58, n.4, p.316-321. Jul., 2000.
- BROMBERG, M. **Safe drinking water:** Microbial standards help ensure water quality for consumers. Disponível em <<http://www.hermes.ecn.purdue.edu/cgi/convwqtest?ru-7.il.ascii>>. Acesso em: 21 mai. 2004.
- BROESE, V. G. Unequal chances for reaching 'a good old age'. Socio-economic health differences among older adults from a life course perspective. **Tijdschr Gerontol Geriatr.** v.34. n.5, p.196-207. Oct. 2003.
- BUSS, P. M. Promoção e educação em saúde no âmbito da Escola de Governo em Saúde da Escola Nacional de Saúde Pública. **Cad Saude Publ.** v.15, supl.2, 1999.
- CAMPINO, A. C. C.; DIAZ, M. D. M.; PAULANI, L. M.; OLIVEIRA, R. G.; PIOLA, S. F. & NUNES, A. Poverty and Equity in Health in Latin America and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Equator, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru. Washington, DC: **World Bank/United Nations Development Programme/Pan American Health Organization**, 1999.
- CARVALHO, J. A. M.; ANDRADE, F. C. D. Envejecimiento de la Población Brasileña: Oportunidades e desafios. In: ENCUENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO SOBRE LAS PERSONAS DE EDAD, 1999, Santiago. **Anais...** Santiago: CELADE, 2000. p.81-102. (Seminarios y Conferencias - CEPAL, 2).
- CHAIMOWICZ, F. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.31, n.2, abr. 1997.
- CHARRIERE, G.; MOSSEL, D. A. A.; BEAUDEAU, P. & LECLERC, H. Assesment of the marker value of various components of the coli-aerogenes group of Enterobacteriaceae and of a selection of Enterococcus spp. For the official monitoring of drinking water supplies. **Journal of Applied Bacteriology.** n.76, p.336-344, 1994.
- COELHO FILHO, J. M.; RAMOS, L.R. Epidemiologia do envelhecimento no Nordeste do Brasil: resultados de inquérito domiciliar. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.33, n.5, out. 1999.
- COELLI, C. M. et al. Mortalidade em idosos por diabetes mellitus como causa básica e associada. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.36, n.2, abr. 2002.
- CORREA DA SILVA, S. R.; FERNANDES, R.A. Autopercepção das condições de saúde bucal por idosos. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.35, n.4, ago. 2001.

D'AGUILA, P. S.; ROQUE, O. C. C.; MIRANDA, C. A. S.; FERREIRA, A. P. Avaliação da qualidade de água para abastecimento público do Município de Nova Iguaçu. **Cad Saude Publ.** Rio de Janeiro, v.16, n.3, jul./set. 2000.

DAMSGAARD, E. M. et al. Why do elderly diabetics burden the health care system more than non-diabetics? **Dan Med Bull.** n.36, p.89-92, 1989.

DE ABREU, D.M.; RODRIGUES, R.N. Differential mortality between metropolitan areas of Brazil, 1985-1995. **Rev Saude Publ.** V.34, n.5, p.514-521. Oct 2000.

DAHI, E., Water Supply in Developing Countries: Problems and Solutions. **Lyngby**: Eds. Technical, University of Denmark. 1992.

DAWSON-SAUNDERS, B.; TRAPP, R. G. **Basic & Clinical Biostatistics**. 2.ed. Norwalk: Appleton & Lange, 1996.

DOLAN, T. A. The sensitivity of the Geriatric Oral Health Assesment Index to dental care. **J Dent Educ.** v.61, n.1, p.37-46, 1997.

DOLAN, T. A. et al. Three-year changes in global oral health rating by elderly dentate adults. **Community Dent Oral Epidemiol.** Copenhagen, v.26, n.1, p.62-69, Feb. 1998.

DORIA FILHO, U. **Introdução à Bioestatística**: para simples mortais. 3.ed. São Paulo: Negócio Editora, 1999.

DUARTE, E. C. et al. Life Expectancy at Birth and Mortality in Brazil, 1999: exploratory analysis of regional differences. **Rev Panam Salud Publica.** v.12, n.6, p.436-444, 2002.

EGWARI, L.; ABOABA, O. O. Environmental impact on the bacteriological quality of domestic water supplies in Lagos, Nigeria. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.36, n.4, ago. 2002.

ESCOFIER, B.; PAGÈS, J. **Análisis Factoriales Simples y Múltiples**: Objetivos, métodos e interpretación. Bilbao: Universidad del Pais Vasco, 1992.

ESREY, A.S.; POTASH, J. B.; ROBERTS, L.; SHIFF, C. Effects of improved water supply and sanitation on ascariasis, diarrhoea, dracunculiasis, hookworm infection, schistosomiasis and trachoma. **Bull World Health Organ.** n.69, p.609-621, 1991.

EWLEY, L.; SIMNETT, I. **Promoting Health**: A practical guide. 3.ed. London: Scutari Press, 1995.

FREITAS, M. B.; BRILHANTE, O. M.; ALMEIDA, L. M. Importância da análise de água para a saúde pública em duas regiões do Estado do Rio de Janeiro: enfoque para coliformes fecais, nitrato e alumínio. **Cad Saude Publ.** Rio de Janeiro, v.17, n.3, maio/jun. 2001

FRENK, J.; FREJKA, T.; BOBADILLA, J. L.; STERN, C.; LOZANO, R.; SEPÚLVEDA, J.; JOSÉ, M. La transición epidemiológica en América Latina. **Bol. Oficina Sanit. Panam.** n.111, p.485-496, 1991.

FREUND, J. E.; SIMOM, G. A. **Estatística Aplicada**: economia, administração e contabilidade. 9.ed. Porto Alegre: Bookman, 2000.

FROGHIERI, A. A. Geriodontologia: uma visão periodontal. **Rev. Odontologia USF**, Bragança Paulista, v.16, p.55-62, 1998.

FUNDAÇÃO SEADE, Anuário Estatístico do Estado de São Paulo. São Paulo, 1984.

GARRIDO, R.; MENEZES, P. R. O Brasil está envelhecendo: boas e más notícias para uma perspectiva epidemiológica. **Rev. Bras. Psiquiatr.** São Paulo: v.24 (supl I), p.3-6, 2002.

GEROLOMO, M; PENNA, M. L. F. Cólera e Condições de Vida da População. **Rev Saude Publ.** São Paulo. v.34, n.4, ago. 2000.

GORSUCH, R. L. **Factor analysis**. Hillsdale: Erlbaum, 1983.

GRABOW, W. Waterborne diseases: update on water quality assessment and control. **Water S.A.** n.22, p.193-202, 1996.

GROSS, R.; SCHELL, B.; MOLINA, M. C. B.; LEÃO, M. A. C.; STRACK, U. The impact of improvement of water supply and sanitation facilities on diarrhea and intestinal parasites: a Brazilian experience with children in two low-income urban communities. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.23, n.3, p.214-220, jun. 1989.

GUTIERREZ M. et al. **La Promoción de la Saud y la Educación para la Saud in America Latina**: un análisis sectorial. Puerto Rico: Editorial de la Universidad de Puerto Rico, 1996. 114p.

GWATKIN, D. R. Indications of change in developing country mortality trends: the end of an era? **Popul Dev Rev** n.6, p.615-644, 1980.

KAKKERT, R. Intermediate variables in the relation between infant-child mortality and country's educational level. **Rev. Bras. Estud. Popul.** v.3, n.2, p.47-65. 1986.

HART, J. T. The Inverse Care Law. **Lancet.** n.1. p. 405-412. 1971.

HAMMOND, R.; McCULLAGH, P. S. **Quantitative Techniques in Geography**: An Introduction. Oxford: Clarendon Press, 1978.

HANOLUWKA, H. E. **Measuring the health status of a population**: current state of the art. Population Bulletin of the United Nations, n.23/24, p.56-75, 1987.

HELLER, L., 1998. **Saneamiento y Salud**. Washington, D.C.: CEPIS/OPS.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)., Anuário Estatístico do Brasil, Rio de Janeiro, 1981.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)., Anuário Estatístico do Brasil, Rio de Janeiro, 1982.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)., Anuário Estatístico do Brasil, Rio de Janeiro, 1986.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)., Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Brasil e regiões, Rio de Janeiro, 1990.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Censo Brasileiro de 1991. Rio de Janeiro, 1994.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Estatísticas do Registro Civil, 1996. v. 23. Rio de Janeiro, 1998.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). População. Indicadores Sociais, 2001. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 24 nov. 2001.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Censo Demográfico do Brasil de 2000. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 14 set. 2002a.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Estudos e Pesquisas, Informação Demográfica e Socioeconômica: Perfil dos idosos responsáveis por domicílios no Brasil em 2000. v.9. Rio de Janeiro, 2002b.

IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Pesquisa de Expectativa no Brasil de 2002. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 27 abr. 2004.

ISSAC-MARQUEZ, A. P.; LEZAMA-DAVILA, C. M.; KU-PECH, R. P.; TAMAY-SEGOVIA, P. Calidad sanitaria de los suministros de agua para consumo humano en Campeche. **Salud Pública Méx.** n.36, p.655-661, 1994.

KALACHE, A. et al. O envelhecimento da população mundial. Um desafio novo. **Rev Saude Publ.** São Paulo, v.21, n.3, p. 200-10, 1987.

KRAMER, M. H.; HERWALDT, B. L.; CRAUN, G. F.; CALDERON, R. L. & JURANEK, D. D. Waterborne disease: 1993 and 1994. **Journal of American Water Work Association.** n.88, p.66-80, 1996.

HAKKERT, R. Intermediate variables in the relation between infant-child mortality and the country's educational level. **Rev Bras Estud Popul.** v.3, n.2, p.47-65, Jul-Dec 1986.

LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M. H. P.; LEBRÃO, M. L.; GOTLIEB, S. L. D. **Estatísticas de Saúde.** São Paulo: Editora Pedagógica e Universitária, 1985.

LE GRAND, J. The distribution of public expenditure: The case of health care. **Economica.** n.45, p.125-142, 1978.

LIMA-COSTA, M. F.; BARRETO, S.; GIATTI, L.; UCHÔA, E. Desigualdade social e saúde entre idosos brasileiros: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Cad Saude Publ.** Rio de Janeiro. v.19, n.3, jun. 2003.

LOCKER, D. et al. Comparison of the GOHAI and OHIP-14 as measures of the oral health-related quality of life of the elderly. **Community Dent Oral Epidemiol.** Copenhagen, v.29, n.5, p. 373-381, Oct. 2001.

MARA, D. D.; FEACHEM, R. G. A., Water- and excreta-related diseases: Unitary environmental classification. **Journal of Environmental Engineering.** n. 125, p.334-339, 1999.

MARMOT, M.; WILKINSON, R. G. **Social Determinants of Health.** Oxford: Oxford University Press, 1999.

- MEDINA, L. E. Epidemia de colera en Chile. **Rev Med Chile**. n.119: p.943-956., 1991.
- MESSIAS, E. Income inequality, illiteracy rate, and life expectancy in Brazil. **Am J Public Health**. V.93, n.8, p. 1294-1296. Aug, 2003.
- MILONE, G. **Estatística: geral e aplicada**. São Paulo: Pioneira Thomsom Learning, 2004.
- MISRA, K. K. Safe water in rural areas. **Int J Health Educ**. n.18, p.53-59, 1975.
- MONTGOMERY, D.C.; PECK, E.A. **Introduction to Linear Regression Analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1982.
- MOONEY, G. H. Equity in health care: Confronting the confusion. **Effective Health Care**. n.1, p.179-184, 1983.
- MOSEGUI, G. B. G. et al. Avaliação da qualidade do uso de medicamentos em idosos. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.33, n.5, out. 1999.
- MS (Ministério da Saúde) **Promoção da Saúde: Cartas de Ottawa, Adelaide, Sundsvall e Santa Fé de Bogotá**. Brasília: Ministério da Saúde/IEC, 1996.
- NERI, M.; WAGNER, S. Desigualdade social e saúde no Brasil. **Cad Saúde Publ**. v.18, supl., 2002.
- NEUFELD, J. L. **Estatística Aplicada à Administração usando Excel**. São Paulo: Prentice Hall, 2003.
- OLIVEIRA, L. A. P.; MENDES, M. M. S., Mortalidade infantil no Brasil: Uma avaliação de tendências recentes. In: **Os Muitos Brasis Saúde e População na Década de 80** (M. C. S. Minayo, org.), pp. 291-303, São Paulo: Editora Hucitec/Rio de Janeiro: ABRASCO, 1995.
- OLSHANSKY, S. J.; CARNES, B.; DÉSESQUELLES, A. Prospects for Human Longevity in an Aging World. **Science**. v.291, n. 15. Feb. 2001.
- OMETTO, A. M. H. et al. Economia Brasileira na Década de Oitenta e seus Reflexos nas Condições de Vida da População. **Rev. Saude Publ**. São Paulo: v.29, n.5. oct, 1995.
- OPAS (Organização Panamericana da Saúde). La Saud em las Américas. Washignton: OPAS v.1, 1998. 368p.
- OPAS (Organização Panamericana da Saúde). Indicadores Básicos para a Saúde no Brasil. Disponível em <<http://www.opas.org.br/sistema/arquivos/matriz.pdf>>. Acesso em: 07 nov. 2004.
- OTERO, U. B. et al. Mortalidade por desnutrição em idosos, região Sudeste do Brasil, 1980-1997. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.36, n.2, abr. 2002.
- PEREIRA, M. G. **Epidemiologia: Teoria e prática**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2001.
- PILON, A. F. Desarrollo de la educación en salud: una actualización de conceptos. **Rev Saude Publ**. v.20, n.5, p.391-396, out. 1986.
- PNUD (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento). Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, 2002. Disponível em <<http://www.undp.org.br>>. Acesso em: 15 set. 2002.

RAPHAEL, D. Health inequities in the United States: prospects and solutions. **J Public Health Policy**. v.21, n.4, p.394-427. 2000.

RAMOS, L. R. et al. Envelhecimento populacional: uma realidade brasileira. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.21, n.3, p. 211-24, 1987.

RAMOS, L.R. et al. Two-year follow-up study of elderly residents in S. Paulo, Brazil: methodology and preliminary results. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.32, n.5, Oct. 1998.

RICHTARIKOVA, J.; DZUROVA, D. Les Disparités Géographiques de La Mortalité em Tchecoslavaquie. **Population**. v.47, n.3, p.617-677. 1992.

SCOCHI, M. J. Evolução da mortalidade por causas evitáveis e expansão dos recursos municipais de saúde em Maringá, Paraná. **Rev Saude Publ**. v.33, n.2, p.129-136, abr. 1999.

SESPA (Secretaria de Saúde Pública Executiva do Pará). Disponível em <http://www.sespa.pa.gov.br/Informa%C3%A7%C3%A3o/IDH/idh_calculo.htm>. Acesso em: 07 nov. 2004.

SIGERIST, H. **The University at the Crossroad**. New York: Henry Schumann Publisher, 1956.

SILVESTRE, J. A.; KALACHE, A.; RAMOS, L. R.; VERAS, R. P. O Envelhecimento Populacional Brasileiro e o Setor Saúde. **Arq. Geriatr. Gerontol**. n.1, p.81-89. 1996.

SOARES, J. F.; FARIAS, A. A.; CESAR, C. C. **Introdução à Estatística**. 1.ed. Rio de Janeiro: LTC, 1991.

STERNBERG, S. A.; GORDON, M. Who are older adults? Demographics and major health problems. **Periodontology 2000**. v.16, p.9-15, 1998.

STEVENS, J. **Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences**. 3.ed. New York: HarperCollins, 1996.

STUKEL, T.A.; GREENBERG, E.R.; DAIN, B.J.; REED, F. C.; JACOBS, N.J. A longitudinal study of rainfall and coliform contamination in small community drinking water supplies. **Environ Sci Technol**. n.24, p.571-575, 1990.

SZWARCWALD, C. L. et al. Income inequality and health: the case of Rio de Janeiro. **Cad Saude Publ**. v.15, n.1, p.15-28. Jan-Mar 1999.

TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. **Using Multivariate Statistics**. 3.ed. New York: HarperCollins, 1996.

TEIXEIRA, J. J. V.; LEFÈVRE, F. A prescrição medicamentosa sob a ótica do paciente idoso. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.35, n.2, abr. 2001.

THISTED, R.A. Are There Social Determinants in Health and Disease? **Perspect Biol Med**. n.46 (3 Suppl), p.65-73. 2003.

TRAVASSOS, C.; VIACAVA, F.; PINHEIRO, R. & BRITO, A. Utilização dos serviços de saúde no Brasil: Gênero, características familiares e condição social. **Revista Panamericana de Salud Pública**. n.11, p.365-373, 2002.

TOWNSEND, P.; DAVIDSON, N. **Inequalities in Health**. The Black Report and The Health Divide. London: Penguin, 1990.

UNITED NATIONS, **Periodical on ageing 84**. New York, v.1, n.1, 1985.

VERAS, R. P. et al. Crescimento da população idosa no Brasil: transformações e conseqüências na sociedade. **Rev Saude Publ**. São Paulo, v.21, n.3, p.225-33, 1987.

VICTORIA, C. G. et al. Explaining Trends in Inequities: evidence for Brazilian child health studies. **Lancet**. n. 356, p.1093-1098, 2000.

WEISBERG, S. **Applied Linear Regression**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1985.

WHO - World Health Organization. Cholera outbreak in Senegal. **Wkly Epidemiol Rec**. n.70, p.340, 1995.

WILKINSON, R. G. Nation mortality rates: the impact of inequality? **American Journal of Public Health**. n.82, p.1082-1084, 1992.

WITT, V.M.; REIFF, F.M. Environmental health conditions and cholera vulnerability in Latin America and the Caribbean. **J Public Health Policy**. n.12, p.450-463, 1991.