

ALICE TELES DE CARVALHO

*MEDINDO DESIGUALDADES SOCIAIS NA
MORTALIDADE: UMA COMPARAÇÃO DE MÉTODOS
NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO*

CAMPINAS

2004

ALICE TELES DE CARVALHO

***MEDINDO DESIGUALDADES SOCIAIS NA
MORTALIDADE: UMA COMPARAÇÃO DE MÉTODOS
NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO***

*Tese de Doutorado apresentada à Pós-Graduação
da Faculdade de Ciências Médicas da
Universidade Estadual de Campinas para
obtenção do título de Doutor em Saúde Coletiva.*

ORIENTADORA: Prof^a. Dr^a. Marilisa Berti de Azevedo Barros

CAMPINAS

2004

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA FACULDADE DE CIÊNCIAS MÉDICAS
UNICAMP**

C253t Carvalho, Alice Teles de
Medindo desigualdades sociais na mortalidade: uma comparação de métodos no município de São Paulo / Alice Teles de Carvalho. Campinas, SP : [s.n.], 2004.

Orientador : Marilisa Berti de Azevedo Barros
Tese (Doutorado) Universidade Estadual de Campinas. Faculdade de Ciências Médicas.

1. Equidade (Direito). 2. *Espaços urbanos. 3. Saúde. I. Marilisa Berti de Azevedo Barros. II. Universidade Estadual de Campinas. Faculdade de Ciências Médicas. III. Título.

ALICE TELES DE CARVALHO

**MEDINDO DESIGUALDADES SOCIAIS NA
MORTALIDADE: UMA COMPARAÇÃO DE MÉTODOS NO
MUNICÍPIO DE SÃO PAULO**

Tese aprovada em ___/___/2004 como requisito para obtenção do grau de Doutor no Curso de Pós-graduação em Saúde Coletiva do Departamento de Medicina Preventiva e Social da Faculdade de Ciências Médicas/Universidade Estadual de Campinas, pela seguinte banca examinadora:

ORIENTADORA: Prof^ª. Dr^ª. MARILISA BERTI DE AZEVEDO BARROS
(Departamento de Medicina Preventiva e Social – FCM/UNICAMP)

Prof^º. Dr^º. CHESTER LUIS GALVÃO CESAR
(Departamento de Epidemiologia - FSP/USP)

Prof^ª. Dr^ª. ELISABETH CARMEN DUARTE
(Secretaria de Vigilância em Saúde - MS)

Prof^ª. Dr^ª. MARIA RITA CAMARGO DONALISIO
(Departamento de Medicina Preventiva e Social – FCM/UNICAMP)

Prof^ª. Dr^ª. RITA BARRADAS BARATA
(Departamento de Medicina Social – Santa Casa - SP)

AGRADECIMENTOS

À Matias Junior e Diogo, meus filhotes, que durante este processo, cuidaram muito mais de mim, do que foram cuidados. Como vocês cresceram...;

À Professora Doutora Marilisa Berti Azevedo Barros, *uma mestra*, pela orientação extremamente competente, respeitosa e dedicada;

À Universidade Federal da Paraíba, por ter possibilitado a realização deste curso de doutorado, e em especial aos colegas do departamento de Nutrição, representados pelos chefes, Professora Maria José Carvalho Costa e Professor João Andrade, pela compreensão da necessidade desse processo de capacitação;

À Fundação Sistema Estadual de Análises de Dados-SEADE, pelo fornecimento dos arquivos de dados de óbitos e de população;

À equipe de apoio estatístico da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP, em especial ao Helymar, pela atenção durante a realização das *clusters analysis*, além da disponibilidade em tirar as minhas dúvidas, mesmo quando a distância;

À equipe do departamento de Medicina Preventiva da Faculdade de Ciências Médicas da Unicamp, pelo apoio e amizade durante o curso, em especial ao pessoal da secretária que tornou mais leve a burocracia necessária;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de bolsa de estudos para a realização do doutorado;

Aos amigos que fiz, aos que ficaram adormecidos, e aos que despertaram durante essa caminhada.

	<i>Pág.</i>
RESUMO	<i>xxxvii</i>
ABSTRACT	<i>xli</i>
1 - INTRODUÇÃO	45
1.1 - Linhas de Investigação.....	48
1.2 - Equidade em saúde: conceitos chaves.....	53
1.3 - Medindo desigualdade social na saúde: considerações gerais.....	59
1.4 - Medidas da magnitude da desigualdade.....	61
1.5 - As desigualdades sociais na mortalidade: breve revisão.....	64
1.6 - Mortalidade: perfil atual e tendências para o município de São Paulo.....	71
1.7 - Espaço social e saúde.....	77
2 - OBJETIVOS	83
3 - CASUÍSTICA E MÉTODO	87
3.1 - Área do estudo.....	89
3.2 - Desenho do estudo.....	90
3.3 - Caracterização das variáveis.....	91
3.4 - Fonte de dados.....	93

3.5 - Caracterização dos estratos de condição de vida.....	94
3.5.1 - Agrupamento dos Distritos Segundo Condição de Vida.....	94
3.5.2 - Distribuição da População do Município de São Paulo, nos Estratos, por Técnica de Agrupamento.....	97
3.5.3 - Estimativa e Análise Descritiva dos Indicadores Sociais para os Estratos de Condição de Vida.....	97
3.5.4 - Razão entre os Valores dos Indicadores Sociais nos Estratos de Condição de Vida.....	98
3.5.5 - Pirâmides Populacionais.....	98
3.5.6 - Distribuição dos Distritos nos Estratos por Técnica de Agrupamento.....	99
3.5.7 - Síntese da Variabilidade dos Indicadores Sociais <i>Intra e Inter</i> Estratos, Segundo Técnica de Agrupamento.....	101
3.6 - Disparidades sociais na mortalidade.....	103
3.6.1 - Estimativa das Taxas de Mortalidade, para os Estratos, por Técnica de Agrupamento.....	103
3.6.2 - Impacto das Desigualdades Sociais na Mortalidade, Segundo Medida e Técnica de Agrupamento.....	103
3.7 - Por que mortalidade em São Paulo?.....	106
4 - RESULTADOS.....	107
4.1 - Heterogeneidade socioespacial do município de São Paulo: caracterização dos estratos por técnica de agrupamento.....	109

4.1.1 - Técnica de Agrupamento Escore 10.....	109
4.1.2 - Técnica de Agrupamento Escore 5.....	123
4.1.3 - Técnica de Agrupamento Cluster.....	134
4.1.4 - Técnica de Agrupamento Cluster com padronização.....	144
4.1.5 - Técnica de Agrupamento Partição.....	154
4.1.6 - Técnica de Agrupamento Partição com Padronização.....	163
4.2 - Síntese descritiva das variáveis sociais.....	172
4.3 - Pirâmides etárias populacionais.....	173
4.4 - Análise comparativa das características dos estratos nas diferentes técnicas de agrupamento.....	178
4.4.1 - Comparação entre a Composição dos Estratos, Segundo os Distritos, em Função da Técnica de Agrupamento.....	178
4.4.2 - Comparando a Distribuição Populacional nos Estratos entre as Técnicas de Agrupamento.....	184
4.4.3 - Comparando as Razões entre os Valores das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos de Condição de Vida, nas Diferentes Técnicas.....	188
4.4.4 - Comparando a Heterogeneidade <i>Inter</i> Estratos, nas Diferentes Técnicas de Agrupamento, a Partir das Razões para as Variáveis Sociais.....	190
4.4.5 - Análise Comparativa da Variabilidade <i>Intra</i> e <i>Inter</i> Estratos, para as Variáveis Sociais nas Técnicas de Agrupamento.....	194

4.4.6 - Considerações Gerais.....	195
4.5 - Disparidades sociais na mortalidade.....	197
4.5.1 - Desigualdade na Mortalidade Geral, por Sexo, Segundo Técnicas de Agrupamento.....	197
4.5.2 - Desigualdade nas Mortes por Faixa Etária e Sexo nas Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.....	203
4.5.3 - Medindo Disparidade Social na Mortalidade nas Principais Causas. Uma Aplicação nos Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.....	207
4.5.4 - Disparidade Social nas Mortes por Homicídios, Acidente Vascular Cerebral e nos Óbitos Infantis, para os Estratos das Diferentes Técnicas de Agrupamento.....	247
5 - DISCUSSÃO.....	257
5.1 - Algumas questões metodológicas.....	259
5.1.1 - Distanciamento Temporal das Variáveis Socioeconômicas e de Mortalidade.....	259
5.1.2 - Unidade de Análise para Agregação dos Dados.....	260
5.2 - Medindo a desigualdade social na mortalidade: diferentes medidas, diferentes resultados?.....	263
5.2.1 - Variáveis Indicadoras de Condição de Vida e Técnicas de Agrupamento.....	263
5.2.2 - Comparando o Impacto de Diferentes Medidas na Magnitude das Desigualdades Sociais na Mortalidade.....	270

5.3 - Causas, faixa etária e sexo em que as desigualdades sociais na mortalidade mostraram-se mais reveladoras.....	276
6 - CONCLUSÃO.....	307
7 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	315
8 - ANEXOS.....	335

LISTA DE TABELAS

	<i>Pág.</i>
Tabela 1 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Escore 10.....	119
Tabela 2 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Escore 10.....	120
Tabela 3 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Escore 5.....	130
Tabela 4 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Escore 5.....	131
Tabela 5 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Cluster.....	140
Tabela 6 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Cluster.....	141
Tabela 7 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Cluster com Padronização.....	150
Tabela 8 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	151
Tabela 9 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Partição.....	159
Tabela 10 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Partição.....	160

Tabela 11 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Partição com Padronização.....	168
Tabela 12 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Partição com Padronização.....	169
Tabela 13 - Nível de Concordância na Distribuição dos Distritos, nos Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.....	179
Tabela 14 - Distribuição dos Distritos nos Estratos. Comparação entre Técnicas de Agrupamento, tendo Cluster com Padronização como Referência..	183
Tabela 15 - Valores de Kappa, para as Técnicas de Agrupamento, tendo Cluster com Padronização como Comparação.....	183
Tabela 16 - Distribuição da População, por Sexo, nos Estratos das Técnicas de Agrupamento.....	186
Tabela 17 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos de Condição de Vida. Comparação entre as Técnicas.....	190
Tabela 18 - Estimativa da Média dos Coeficientes de Variação e das Distâncias Euclidianas para as Variáveis Sociais nas Técnicas de Agrupamento..	195
Tabela 19 - Taxa de Mortalidade Geral, Padronizada por Idade (por 1000), Risco Relativo, Risco Atribuível e Índice de Dissimilaridade, nos Estratos Sociais das Técnicas de Agrupamento.....	199
Tabela 20 - Taxas de Mortalidade (por 1000 hab.) por Faixa Etária e Sexo, e Risco Relativo nos Estratos Extremos de Condição de Vida.....	205
Tabela 21 - Taxas (Padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para as Causas Externas e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.....	209

Tabela 22 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para o Grupo das Neoplasias e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.....	218
Tabela 23 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para o Grupo das Doenças Cardiovasculares e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.....	228
Tabela 24 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) por AIDS e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.....	236
Tabela 25 - Taxas de Mortalidade Infantil, Neonatal e Pós-neonatal (1000nv) e Medidas de Disparidade na População e para os Estratos Extremos de Condição de Vida.....	243
Tabela 26 - Taxas de Mortalidade para Causas Específicas (100.000 hab.) e Mortalidade Infantil (1000NV) nos Estratos de Condição de Vida, segundo Técnica de Agrupamento.....	249
Tabela 27 - Medidas de Desigualdade Social nas Mortes por Homicídios, por Doenças Cerebrovasculares e Óbitos Infantis, nos Estratos de Condição de Vida, segundo Técnica de Agrupamento.....	252

LISTA DE FIGURAS

	<i>Pág.</i>
Figura 1 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Escore 10.....	111
Figura 2 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Escore 10.....	121
Figura 3 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Escore 5.....	124
Figura 4 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Escore5.....	132
Figura 5 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster, Excluindo os Diferenciados.....	135
Figura 6 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster.....	135
Figura 7 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Cluster.....	142
Figura 8 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	145
Figura 9 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	152
Figura 10 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Partição.....	154
Figura 11 - Distribuição de Valores Descritivos para ss Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Partição.....	161
Figura 12 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Partição com Padronização.....	163

Figura 13 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Partição com Padronização.....	170
Figura 14 - Pirâmides Etárias, por Sexo, para os Estratos de Melhor e Pior Condição de Vida por Técnica de Agrupamento. São Paulo-SP, 1999.	175
Figura 15 - Pirâmides Etárias, por Sexo, para os Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5. São Paulo-SP, 1999.....	177
Figura 16 - Concordância Total da Localização dos Distritos nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.....	180
Figura 17 - Concordância Total ou Parcial da Localização dos Distritos nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.....	181
Figura 18 - Concordância Total ou Parcial, da Localização dos Distritos, com Diferenciação, nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.....	182
Figura 19 - Distribuição Percentual da População nos Estratos das Técnicas de Agrupamento. São Paulo-SP, 1999.....	187
Figura 20 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais nos Diversos Estratos com o de Referência, por Técnica de Agrupamento.....	192
Figura 21 - Distribuição dos Óbitos por Homicídios, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	213
Figura 22 - Distribuição dos Óbitos por Homicídios, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.....	213
Figura 23 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.....	214

Figura 24 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.....	215
Figura 25 - Distribuição dos Estratos da Técnica de <i>Escore 5</i> , segundo Mortalidade Masculina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.....	215
Figura 26 - Distribuição dos Estratos da Técnica de <i>Escore 5</i> , segundo Mortalidade Feminina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.....	216
Figura 27 - Distribuição dos Óbitos por Câncer de Cólon, Reto e Ânus, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	222
Figura 28 - Distribuição dos Óbitos por Câncer de Cólon, Reto e Ânus, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de <i>Escore 5</i>	222
Figura 29 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.....	224
Figura 30 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.....	224
Figura 31 - Distribuição dos Estratos da Técnica de <i>Escore 5</i> , segundo Mortalidade Masculina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.....	225
Figura 32 - Distribuição dos Estratos da Técnica de <i>Escore 5</i> , segundo Mortalidade Feminina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.....	225

Figura 33 - Distribuição dos Óbitos por Causas Cerebrovasculares, segundo a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	231
Figura 34 - Distribuição dos Óbitos por Causas Cerebrovasculares, segundo a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.....	232
Figura 35 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.....	233
Figura 36 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.....	233
Figura 37 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Masculina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.....	234
Figura 38 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Feminina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.....	234
Figura 39 - Distribuição dos Óbitos por AIDS, segundo a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	238
Figura 40 - Distribuição dos Óbitos por AIDS, segundo a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.....	238
Figura 41 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.....	239
Figura 42 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.....	240

Figura 43 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Masculina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.....	240
Figura 44 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Feminina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.....	241
Figura 45 - Distribuição dos Óbitos Infantis, Infantis Neonatais e Pós - Neonatais, segundo os Nascidos Vivos dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.....	245
Figura 46 - Distribuição dos Óbitos Infantis, Infantis Neonatais e Pós - Neonatais, Segundo os Nascidos Vivos dos Estratos da Técnica de Escore 5.....	245
Figura 47 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Infantil e Proporção de Chefes Universitários....	246
Figura 48 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Infantil e Proporção de Chefes Universitários.....	247

LISTA DE QUADROS

	<i>Pág.</i>
Quadro 1 - Medidas de Impacto das Desigualdades Sociais em Saúde.....	63
Quadro 2 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Escore 10....	112
Quadro 3 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Escore 5.....	125
Quadro 4 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Cluster.....	136
Quadro 5 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Cluster com Padronização.....	146
Quadro 6 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Partição.....	155
Quadro 7 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Partição com Padronização.....	164

RESUMO



As reformas econômicas implementadas durante as décadas de oitenta e noventa, na maior parte dos países do mundo, foram geradoras de aumento da pobreza, piora na distribuição de renda com alargamento dos diferenciais entre ricos e pobres. Essa situação acirrou o debate em torno da equidade, exclusão social e justiça social, e gerou um interesse crescente em entender e caracterizar as desigualdades nas condições de vida e nos níveis de saúde entre áreas geográficas e grupos sociais, ampliando a discussão, na literatura recente, sobre metodologias próprias para medir essas desigualdades.

Um estudo ecológico foi desenhado, tendo como área de investigação, o município de São Paulo, com seus distritos como menores unidades ecológicas. Avaliou-se o impacto da aplicação de diferenciadas técnicas de agrupamento de áreas homogêneas (Escore-10, Escore-5, Cluster, Cluster com padronização, Partição e Partição com padronização); e de medidas de desigualdade (risco relativo, risco atribuível percentual, risco atribuível populacional percentual, índice de dissimilaridade, curva de regressão e índice e curva de concentração) na magnitude dos diferenciais de mortalidade entre os estratos de condição de vida. As variáveis relativas às condições ambientais, de renda e escolaridade do chefe do domicílio foram extraídas do censo do IBGE de 1991. Os dados populacionais e os óbitos foram referentes ao ano de 1999 e fornecidos pela Fundação SEADE. Taxas de mortalidade geral, por causas específicas, e sexo, padronizadas por idade; taxas de mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal; e taxas de mortalidade por faixa etária e sexo, foram calculadas para os estratos de condição de vida. Foram estudadas causas específicas do grupo das causas externas, das neoplasias, das cardiovasculares e das infecciosas e parasitárias.

Os resultados evidenciam que as técnicas de *Partição* e *Cluster com padronização* foram mais adequadas para conformar áreas com maior homogeneidade interna e maior heterogeneidade entre elas. A aplicação das diferentes medidas das distâncias de mortalidade entre os estratos sugere a necessidade de incluir algumas que permitam a mensuração dos diferenciais entre grupos intermediários, assim como do impacto desses na população em geral e não apenas entre os dois grupos extremos de condição de vida. A partir do vasto leque de opções metodológicas tomadas, confirmou-se o impacto que condições sociais desfavoráveis têm no sentido de aumentar o risco de morte, na grande

maioria dos grupos de causas, nas diversas faixas etárias e em ambos os sexos. As causas de morte que mostraram os maiores diferenciais entre os estratos foram, em ambos os sexos, os homicídios, as doenças cerebrovasculares e os cânceres de cólon, reto, ânus e de estômago. No sexo masculino tem-se ainda o câncer de traquéia, brônquios e pulmão e no feminino, a aids. No entanto, para algumas causas específicas, os estratos mais favoráveis apresentaram taxas mais elevadas. Essas causas foram em ambos os sexos, os cânceres de traquéia, brônquios e pulmão e de cólon, reto e ânus, além dos suicídios. E ainda, o câncer de próstata e a aids, no sexo masculino, e o câncer de mama, no sexo feminino. Para o sexo masculino as faixas etárias que refletiram com maior intensidade as desigualdades no risco de morrer entre os estratos, foram 25-34 anos (RR=2,62) e 15-24 anos (RR=2,50) e para o sexo feminino, a faixa de 15-24 anos (RR=2,27). A magnitude das desigualdades variou por causa, sexo e faixa etária, e dependeu da técnica de agrupamento e medida aplicada. O impacto das desigualdades entre os sexos diferiu em função da causa específica e medida aplicada. Entre as principais conclusões, os resultados sugerem: que a seleção do método para agrupar áreas homogêneas e para medir o impacto das desigualdades na mortalidade pode, em algumas situações, influenciar nos resultados finais; que devem ser associadas medidas que avaliem diferentes aspectos das desigualdades sociais em saúde; que as taxas de mortalidade por homicídios são importantes reveladoras das desigualdades socioeconômicas nos estratos de condição de vida; que as desigualdades sociais na mortalidade estão persistindo no município de São Paulo; e que mesmo as técnicas e medidas de cálculo mais simples podem ser bastante úteis no cotidiano dos serviços de saúde pública para a identificação e monitoramento dessas desigualdades.

ABSTRACT



Worldwide economical changes in the eighties and nineties led to greater impoverishment and larger inequalities in income distribution between rich and poor. An increasing interest on equity, social exclusion and social justice was observed. The need to understand and characterize living conditions and health differences between geographical areas and social groups increased the discussion about methods to measure inequalities, in recent publications.

An ecological study was designed to study São Paulo City and its districts were considered the smallest ecological unit. The impact of the utilization of several techniques for the construction of homogeneous areas (score 10, score 5, cluster, cluster with standardization, partition and partition with standardization) was analyzed. Several measure of inequality in mortality between socioeconomic strata were also studied: relative risk, attributable risk percent, population attributable risk percent, dissimilarity index, regression curve and index and curve of concentration. The socioeconomic variables were number of school years, income and housing conditions from the 1991 IBGE Census. Population and death data used was from 1999, reported by SEADE (Statistical Data Analysis System of the State of São Paulo). Age standardized global mortality and specific mortality rates, by gender and infant mortality rates, neonatal and postneonatal, and rates by age range and gender were calculated for each socioeconomic strata. Some specific causes of the following groups were studied: external causes, cancer, cardiovascular and infectious diseases.

It was observed that partition and cluster with standardization were most sensitive to configure areas of greater internal homogeneity and greater inter area heterogeneity. The use of several measures of distance of the mortality between strata, points out the need to include measure that allow the assessment of intermediate groups. The measurement of the impact of inequalities in the population as a whole is also required, not only in the two extreme groups. The large amount of techniques employed confirmed the negative impact of poor social conditions in greater risk of death of the majority of the groups of causes, several age ranges and on both gender. Causes with greater differences between strata in both gender were: homicide, cerebrovascular, large bowel, rectum, anus and stomach cancer; lung cancer in male and aids in female. Nevertheless, wealthier strata have greater mortality rates in some specific causes These causes are lung, large bowel, rectum and anus

cancer and suicide, in both gender. Still, prostate cancer and aids affect male and breast cancer female. Some age range showed greater inequality in the risk of death between strata: male in the 25-34 years (RR=2.62)and 15-24 years (RR=2.50) and female in the 15-24 years (RR=2.27). Inequality dimension varied by cause, gender and age range and also with the cluster technique and measure used. The impact of inequality between gender differed in relation to the specific cause and measure. One of the main conclusions is that the method used to conform the clusters of homogeneous areas and the measure to asses inequality in mortality, sometimes can affect the final results. Thus, the combined use of measures that asses several aspects of social inequality in health, is required. Homicide mortality rates are very important to point out socioeconomic inequalities between strata. Social inequalities in mortality persist in São Paulo. Notwithstanding, simple techniques and measures can be a useful aid for public health services in the identification and surveillance of inequalities.

Key words: intra-urban differentials, urban health, health inequalities, social inequity

1 - INTRODUÇÃO

As reformas econômicas implementadas durante as décadas de oitenta e noventa, na maior parte dos países do mundo, avançaram acompanhadas pelo aumento da pobreza, da piora na distribuição de renda e do alargamento dos diferenciais entre ricos e pobres. Adicionalmente, observou-se a desintegração da família, a crise dos Estados de Bem Estar na Europa, assim como graves problemas de desemprego e do crescimento sustentado da economia informal em todo o mundo. Esse processo intensificou o aparecimento de sociedades em que a extrema riqueza convive com a extrema pobreza, e impulsionou linhas de investigação e definição de políticas em torno de três temas centrais: a iniquidade, a pobreza e a exclusão social (OPAS, 2003).

Os efeitos desse tipo de desenvolvimento contribuem para que as disparidades nas condições de vida e nos níveis de saúde entre áreas geográficas e grupos sociais aumentem, inclusive em países industrializados; porém, esse fenômeno aparece mais intensamente nas áreas metropolitanas e capitais dos países subdesenvolvidos. No Brasil, como bem referem Giovanella et al (2002), apesar dos avanços nos indicadores básicos de saúde na última década, desigualdades extremas persistem. A elevada concentração de renda no país permaneceu estagnada e cerca de 25 milhões de pessoas vivem em condições miseráveis, com quantias insuficientes para suprir inclusive as necessidades diárias de alimentação. Agravada por variáveis regionais, de gênero e de raça, a desigualdade social produz efeitos drásticos sobre as condições de vida, saúde e mortalidade da população.

Segundo Almeida-Filho (1999), o relatório *State of the Future Report*, do *Millenium Project* –1997, inclui as desigualdades sociais entre os quinze problemas emergenciais que comprometem o futuro da humanidade, advertindo que “*the gap in living standards between rich and poor promises to become more extreme and divide*”. Esse autor refere que o impacto dessa problemática na área da saúde é um processo tão intenso e relevante que tem ocupado posição de alta prioridade na agenda das organizações internacionais e das instituições nacionais de saúde, mas que, no entanto, as propostas de intervenção sobre as realidades de saúde, visando mais equidade, ressentem-se de uma relativa carência de quadros referenciais teóricos e modelos metodológicos capazes de alinhar consistência epistemológica, coerência política e factibilidade operacional.

Nesse sentido, pode-se destacar, em publicações mais recentes, esforços conjuntos, da Organização Mundial de Saúde (GWATKIN, 2000; WHO, 1996), e da Organização Panamericana da Saúde (OPAS, 2003; DUARTE et al, 2002; NUNES et al, 2001; CASTELLANOS, 1991) em manter essa temática na pauta de discussões, contribuindo inclusive para atualizações conceituais e metodológicas. A importância do tema tem estimulado, ainda, a criação de associações e projetos internacionais (International Society for Equity in Health) e nacionais (Projeto Metodologia de Avaliação do Desempenho do Sistema de Saúde Brasileiro - PRO-ADDES) que vêm contribuindo para a manutenção e atualização do debate em torno da equidade em saúde. É amplo também o leque de trabalhos empíricos que avaliam a magnitude do impacto das desigualdades sociais na saúde, visando um maior entendimento dos determinantes.

A idéia de que as desigualdades sociais causam impacto extremamente desfavorável na saúde da população e ainda que, quando evitáveis e desnecessárias podem ser consideradas injustas, é marcante na literatura contemporânea. Além disso, essas desigualdades quando injustas quebram o princípio da equidade, sendo portanto mais adequadamente definidas como iniquidades, embora seja reconhecida a dificuldade em mensurar o grau de injustiça nelas contido. No entanto, a partir de diferentes posições, quanto ao processo de determinação das desigualdades sociais e do impacto destas na saúde, configuram-se diferenciadas correntes de pensamento e linhas de investigação.

1.1 - LINHAS DE INVESTIGAÇÃO

Na Europa, a publicação precursora que impulsionou as discussões em torno das desigualdades em saúde entre grupos sociais foi o Black Report (TOWNSEND & DAVIDSON, 1982), um relatório de grupo de trabalho na Grã – Bretanha, intitulado *Inequalities in Health* que consolidou grande parte do que havia sido produzido no país sobre desigualdades em saúde, discutiu metodologias e influenciou as tendências atuais mais importantes referentes às desigualdades sociais na mortalidade, indicador de saúde predominantemente utilizado na referida publicação e freqüentemente aplicado para refletir o nível de saúde em grupos populacionais. Os autores distinguem quatro correntes de explicações teóricas para o entendimento da relação entre desigualdade social e saúde, conforme a seguir:

- a) As *explicações artefáticas* sugerem que tanto a condição de saúde, como a categoria social são utilizadas na tentativa de medir o fenômeno social e que a relação identificada entre elas pode ser uma observação ilusória que se deve a imperfeições no método científico, de pequena significância causal. Para esta corrente de pensamento o insucesso em reduzir a distância entre camadas sociais em décadas recentes vem sendo compensado pela diminuição no tamanho relativo das camadas mais pobres. A explicação é que o grupo que ascendeu socialmente teria melhor saúde do que aqueles que permaneceram nas camadas mais pobres.
- b) Para a corrente da *seleção natural e social*, a categoria ocupacional é considerada variável dependente e o estado de saúde adquire o mais alto grau de significância causal. A saúde seria a base da seleção, que é força física, vigor ou agilidade. Para os adeptos deste pensamento, as categorias ocupacionais mais qualificadas apresentam taxa de mortalidade prematura mais baixa porque nelas estão os homens e mulheres mais fortes e resistentes da população, enquanto na categoria ocupacional menos qualificada, estariam as pessoas mais fracas e menos resistentes. Essa explicação sugere que aqueles homens e mulheres que pelas características físicas naturais (inatas) estão destinados à mortalidade precoce ocupam posições hierárquicas inferiores e recebem remuneração mais baixa.
- c) As explicações *culturais/comportamentais* são freqüentemente aplicadas às sociedades modernas industriais. Estas explicações focalizam o indivíduo como unidade de análise acentuando descuido, negligência, irresponsabilidade comportamental ou estilo de vida como determinante do estado de saúde precário. O que está subentendido nessa explicação é que as pessoas são responsáveis pelo seu mal estado de saúde em função dos comportamentos abusivos e danosos. Alguns adeptos desta corrente caracterizam os comportamentos sistemáticos no interior de certos grupos sociais como consequência da deficiência de educação ou imprudência e teimosia individual, outros vêem estes comportamentos como mais

embutidos no interior das estruturas sociais e reforçados pela categoria social.

d) As *explicações materialistas ou estruturalistas* enfatizam o papel dos fatores socioeconômicos e sócio-estruturais na distribuição da saúde. No interior desta corrente de pensamento existem linhas de raciocínios diferenciados que podem ser referidas de acordo com o nível de significância que é atribuído direta ou indiretamente ao papel da privação ou da exploração econômica. As linhas explicativas que focam na influência direta da privação ou exploração econômica na produção da variação das taxas de mortalidade são fortemente influenciadas pelo pensamento marxista. No entanto, apesar da relação entre privação material e certas causas de doença e morte estar bem estabelecida, alguns questionamentos vêm sendo feitos no sentido de contrariar a lógica da exploração econômica como a exclusiva e mais adequada para descrever a associação entre condições de vida e saúde. O modelo capitalista de desenvolvimento econômico presente no estilo europeu de industrialização tem também sido associado ao declínio da mortalidade por doenças infecciosas durante os séculos XIX e XX. Além disso, as taxas de mortalidade na Grã Bretanha são uma fração do que elas foram há um século atrás e muitas das doenças infecciosas têm desaparecido. As neoplasias, as causas externas e as doenças cardíacas são as causas de morte de maior ocorrência na sociedade moderna. Assim, surgem interrogações sobre a categoria econômica ser considerada, isoladamente, o determinante de saúde como pensado no passado.

Townsend & Davidson (1982) reconhecem a natureza complexa das explicações das desigualdades em saúde, mas consideram que é na direção das teorias *materialistas ou estruturalistas* o caminho mais adequado para o entendimento da relação entre desigualdade social e saúde. Observa-se que é esta a linha de raciocínio enriquecida por novos aportes e conceitos que predomina na literatura contemporânea e com a qual o presente estudo se aproxima.

A abordagem das desigualdades sociais e o impacto destas na saúde esteve, predominantemente, enfocada sob a ótica da dicotomia entre pobreza e riqueza. No entanto, a partir das três últimas décadas do século XX, as explicações baseadas no círculo vicioso da pobreza passam a ser substituídas pela discussão da desigualdade e da exclusão social como processos mais importantes para a compreensão dos diferenciais de saúde e doença dos grupos sociais (BARATA, 1999).

Para Gwatkin (2000), o interesse da comunidade internacional no tema das desigualdades em saúde tem variado grandemente nas últimas décadas. Este tema esteve freqüentemente nas pautas de discussões em meados dos anos 70 até meados dos anos 80, sendo, posteriormente, substituído por um enfoque maior na eficiência e sustentabilidade nos sistemas de saúde. No entanto, mais recentemente, a discussão na área da saúde está fortemente vinculada às questões da pobreza, da igualdade e da equidade. Esses conceitos distinguem três correntes de pensamento presentes no interior da comunidade internacional no que se refere às questões de saúde de grupos populacionais. Cada uma das correntes objetivaria, prioritariamente, melhorar a saúde dos pobres (*saúde e pobreza*), reduzir as desigualdades entre pobres e ricos (*desigualdades na saúde*) ou corrigir as injustiças nas desigualdades em saúde (*equidade na saúde*). Estas correntes, compartilhando do reconhecimento de que indicadores médios do estado de saúde numa sociedade mascaram as desigualdades internas existentes, direcionam um maior interesse às desigualdades nas condições de saúde de diferentes grupos socioeconômicos no interior da sociedade, mais do que, na condição de saúde da população em geral.

Ainda no que se refere ao entendimento das desigualdades sociais em saúde, no interior das investigações epidemiológicas, Barata et al (1997) reconhecem duas correntes de pensamento, uma delas, mais naturalizada, na qual os diferenciais serão tratados, na medida do possível, despidos de qualquer conotação social, cultural e política, como simples características biológicas e demográficas de conjuntos de organismos mais ou menos destacados de seu ambiente; outra, mais politizada, na qual os diferenciais assumem a condição de desigualdades ou injustiças produzidas na estrutura social e refletidas no processo de adoecimento e morte dos sujeitos. Esses autores afirmam que “...o que irá distinguir as diferentes correntes de produção será a forma de enfrentamento que essa

questão terá não só no nível teórico e metodológico, mas também em relação à práxis” (BARATA et al,1997).

Na atualidade, diferentes correntes de pensamento reconhecem os determinantes sociais como fatores inerentes ao processo saúde doença, no entanto, autores como Murray et al (2000), por exemplo, abordam a temática das desigualdades em saúde, propondo uma medida de desigualdade desvinculada de um enfoque propriamente social. Para os autores, investigar as desigualdades por meio da identificação de grupos sociais definidos *a priori* de acordo com alguma característica socioeconômica ou posição social (salário, ocupação, educação ou grupo étnico), mascara a variação intra-grupo, prejulga causalidade, foca atenção nos problemas de saúde dos grupos socialmente desfavorecidos e não permite averiguação científica para outros determinantes chaves das desigualdades.

Nesse sentido, Braverman et al (2000) referem que estudar e monitorar desigualdade em saúde, com abordagem social, não significa prejulgar causação das informações observadas, mas sim, através da comparação de estatísticas de saúde em diferentes áreas e grupos sociais, identificar a causa das disparidades. Esses autores colocam ainda que, não considerar a distribuição dos diferenciais de saúde entre estratos sociais diversificados, pode trazer sérias implicações para os esforços da saúde pública em monitorar, entender e corrigir as disparidades globais em saúde, dentro e entre diversas sociedades. Doenças e suas conseqüências afligem todos os grupos sociais, porém, no nível populacional a alocação de recursos prioritários em saúde pública deve ser baseada sobre um reconhecimento da desigual carga de morbi-mortalidade persistente em alguns grupos da população.

O presente estudo tem como objetivo central explorar o tema da *equidade em saúde*, inserido na análise de condições de vida e situação de saúde, mais especificamente no contexto de investigação de indicadores e métodos, que possam auxiliar na identificação e monitoramento das desigualdades sociais em saúde, visando contribuir para o direcionamento de ações que causem impacto no sentido de minimizar esta problemática, com enfoque na mensuração da magnitude dos diferenciais intra-urbanos. A abordagem desta temática requer o estabelecimento das bases conceituais que a norteiam.

Dessa forma, além do conceito chave de equidade, torna-se fundamental o entendimento de termos como diferença, iniquidade, exclusão social e justiça social que vêm sendo abordados nos estudos dessa área, alguns como correspondentes, do termo desigualdade, o mais freqüentemente utilizado para denominar os diferenciais em saúde. Observa-se que essa diversidade de terminologias pode ocasionar confusão, ambigüidade ou inconsistência no uso, e que a alternativa, selecionada pelo pesquisador, não está desprovida de caráter político e ideológico. Assim, visto que a definição de conceitos chaves pode contribuir para o amadurecimento científico da temática relacionada à *equidade em saúde*, discute-se a seguir, a partir da literatura consultada, algumas dessas terminologias.

1.2 - EQUIDADE EM SAÚDE: CONCEITOS CHAVES

Inicialmente, faz-se importante distinguir equidade em saúde e equidade nos cuidados de saúde. Segundo Senna (2002), a ausência de *equidade nos cuidados de saúde* é apenas um entre os inúmeros fatores que contribuem para as desigualdades em saúde e refere que ao analisar equidade no uso de serviços de saúde, é preciso considerar que a utilização dos serviços, além de influenciada pelo perfil de necessidades de cada grupo populacional, também está condicionada à oferta dos serviços e às preferências e possibilidades dos usuários, estando assim estreitamente relacionada com a efetiva implementação da política de saúde. Já a *equidade em saúde*, refere-se, segundo a autora, às necessidades em saúde que são socialmente determinadas e que transcende o escopo das ações dos serviços da área, em que a ação isolada desses, apesar de ter a possibilidade de contribuir para minimizá-las não pode resolvê-las.

Os conceitos de *equidade horizontal* e *equidade vertical* estão mais diretamente vinculados à discussão de *equidade nos cuidados de saúde*, do que à discussão de *equidade em saúde*, objeto de maior interesse neste estudo, no entanto, considera-se pertinente essa distinção. Para Starfield, (2001), *equidade horizontal* implica que não há diferenças nos serviços de saúde onde necessidades de saúde são iguais, e *equidade vertical* implica que serviços de saúde estão intensificados onde maiores necessidades de saúde estão presentes. Nunes et al (2001) referem que enquanto a *equidade horizontal* supõe o princípio da igualdade, isto é, tratamento igual para iguais, a *equidade vertical* supõe que tratamentos

iguais nem sempre são equitativos, e destacam que em questões relacionadas à saúde, sempre será mais equitativo, proporcionar atenção especial aos subgrupos de maior vulnerabilidade. Para Mooney & Jan (1997), a *equidade horizontal* é mais enfocada na literatura especializada, assim, eles sugerem os conceitos de justiça distributiva e/ou processual como alternativas para incorporar a *equidade vertical* nas políticas de atenção à saúde. A justiça distributiva refere-se mais precisamente aos resultados na saúde de indivíduos e grupos da sociedade, enquanto a justiça processual enfatiza equidade em relação ao processo (acesso e financiamento) mais do que aos resultados.

No que se refere ao termo equidade, observa-se que entre os diversos conceitos e definições encontrados na literatura consultada, é freqüente a idéia de que as desigualdades em saúde, em sua grande maioria, são desnecessárias e evitáveis. E ainda, que a parcela dessas desigualdades em saúde que são julgadas injustas são denominadas de iniquidades em saúde. Outra questão muito presente é a possibilidade ou a falta dela, apontada pelos mais diversos autores para se medir o grau de iniquidade inserido nas desigualdades em saúde, ou seja, a identificação da existência de injustiça nessas desigualdades, com alguns trabalhos referindo alternativas nessa direção. Assim, percebe-se que no debate contemporâneo a idéia de justiça social está inserida no conceito de equidade.

Para Almeida (1999), os pesquisadores latino-americanos têm tomado como fonte privilegiada para a discussão conceitual, a publicação de Whitehead (1991), na qual, entre outras abordagens, ela define o conceito de equidade por meio de dois antônimos: desigualdade (*inequality*) que indica diferenças, variações ou disparidades na saúde dos membros de uma dada população e iniquidade (*inequity*) que implica diferenças ou variações que além de desnecessárias e evitáveis, são injustas. A autora sugere, ainda, que devem ser discutidas duas questões de exclusão do nível de injustiça presente na imposição do risco, seriam elas, o voluntarismo da exposição e a inevitabilidade do risco, sendo esta última dada por características naturais ou biológicas, como, idade, sexo e genética.

Nessa linha de raciocínio, determinadas diferenças individuais ou grupais, sobretudo as decorrentes de variações biológicas naturais, não devem ser tomadas como iniquidades; no entanto, aquelas diferenças em saúde determinadas por exposição a condições de vida e trabalho estressantes e doentes; acesso inadequado a serviços públicos

essenciais, entre eles o de saúde, e comportamentos que podem causar danos à saúde quando a liberdade de escolha do estilo de vida é restrita, têm sido consideradas além de desnecessárias, injustas. (WHITEHEAD, 1992; SENNA, 2002).

Abordando a temática da *equidade*, a partir das diferenças conceituais entre desigualdades e iniquidades, Daniels et al (2000) questionam quando se pode determinar que a desigualdade em saúde entre dois grupos é injusta: “When is a health inequality between two groups inequitable”? Eles recorrem a Whitehead (1991), considerando que ela tem uma competente e influenciável resposta: “health inequalities count as inequities when they are avoidable, unnecessary, and unfair”. Essa percepção, reafirma a marcante presença da idéia de desigualdades evitáveis e injustas no que se refere às iniquidades em saúde, na literatura contemporânea. Os autores, direcionando o debate para a questão do voluntarismo da exposição, questionam se o estado de saúde mais deteriorado de grupos, nos quais seus membros fumam e bebem em grande quantidade, é injusta. Eles sugerem a grande possibilidade de afirmar-se que não, no entanto, assim como outros autores (SENNA, 2002; ALMEIDA FILHO, 1999; WHITEHEAD, 1991; WHITEHEAD, 1992) questionam sobre a carga de responsabilidade pessoal desse voluntarismo, considerando que, se muitas pessoas em um grupo cultural ou categoria social, comportam-se similarmente, então a conduta pode adquirir caráter de norma social.

Ao se analisar a abordagem de Townsend & Davidson (1982) sobre o conceito de desigualdade, observa-se que a discussão sobre a distribuição da saúde-doença, dentro e entre populações, já no início da década de 80, vinha sendo expressa com a idéia de desigualdade, associada ao pressuposto de injustiça. Esses autores referem que o foco de interesse dessa discussão não é na grande maioria das vezes as constituições naturais, mas sim, aquelas diferenças tidas como indesejáveis e evitáveis, que são produto do processo de determinação econômica e social e que trazem consigo um conceito moral. Para os autores do *Black Report*, o fundamental para o desenvolvimento de trabalhos na área de desigualdade em saúde é o conceito de classe social, mas no entanto destacam que há controvérsias no campo da sociologia sobre as origens e importância relativa de classe em relação às desigualdades sociais e mudanças sociais.

Breilh (1998), um dos principais proponentes da epidemiologia social latino- americana, afirma que:

lo diverso fructifica como una característica enriquecedora y se constituye en potencia favorable, porque las relaciones intergénero, interétnicas y entre edades, son solidárias y cooperativas. (...) Pero cuando aparece historicamente la inequidad, es decir la apropiación de poder y la concentración del mismo en unas clases, en uno de los géneros y en algunas etnias, entonces la diversidad, en lugar de ser fuente de avance humano, pasa a ser vehículo de explotación y subordinación.

Silva & Barros (2002) ao realizarem uma revisão histórica do conceito de desigualdade no campo da saúde, as classificam como “naturais quando ocorrem como diferenças ou dessemelhanças entre os indivíduos” e como “sociais, quando sua ocorrência é associada com a estrutura da sociedade onde estão inseridas”. Para esses autores, mesmo a desigualdade socialmente determinada, não remete, necessariamente, à idéia de injustiça, a qual exige inicialmente, o estabelecimento de uma linha divisória, que será tomada como parâmetro de justo ou injusto, orientada, em grande parte, por princípios morais, éticos e políticos, que são historicamente dados. Esse autores destacam ainda, que essas desigualdades em saúde determinadas socialmente e de forma injusta seriam melhor denominadas de iniquidade, as quais seriam uma manifestação mensurável da injustiça social, geralmente representada pelos diferenciais no risco evitável de adoecer ou morrer.

É complexo o debate conceitual sobre equidade e justiça social, sendo, no entanto, necessário referir este tema ao abordar equidade em saúde, considerando como cita Rawls (1999) que uma sociedade justa exigiria atenção na distribuição dos determinantes sociais da saúde, com igualdade de oportunidade, condenando barreiras discriminatórias e requerendo medidas robustas que atenuem os efeitos das desigualdades socioeconômicas sobre as possibilidades de oportunidades.

Outros conceitos chaves, que requerem entendimento considerando a freqüente associação com a discussão de desigualdade em saúde, são pobreza e exclusão social. Um ponto de partida seria situar o contexto no qual o conceito de pobreza vem sendo

substituído pelo conceito de exclusão social. Segundo recente publicação da OPAS (2003), o aparecimento da exclusão social como conceito se deve ao debate político social na França em começo dos anos 80, em consequência do surgimento de novas formas de pobreza e marginalização na Europa nos finais dos anos 70, que contribuiu para consolidar a noção de que a nova situação socioeconômica era de natureza estrutural e multidimensional e que os novos problemas teriam relação além da falta de recursos materiais, com as condutas anti-sociais dos indivíduos e a outros fenômenos de caráter macrossocial relacionados às condições de emprego, à diminuição do acesso ao mercado de trabalho, e ao enfraquecimento da família como unidade social. É nesse cenário que surge o conceito de exclusão social, que para Bessis (1995), diz respeito a um processo estrutural multidimensional que inclui, de um lado, a precariedade do emprego e o desemprego e de outro, a quebra dos laços sociais produzida pela crise do Estado de Bem Estar, o surgimento do individualismo e enfraquecimento das redes básicas de solidariedade, como a família e outras.

Vários estudiosos têm referido às diferenças existentes entre os conceitos de pobreza e exclusão social. Para Bessis (1995), a exclusão social é uma noção explorada pela sociologia que remete à integração e à inserção, já a pobreza, é uma categoria utilizada no âmbito da economia que se relaciona mais com a insuficiência de recursos. Para Bhalla & Lapeyre (1999), o conceito de pobreza além da dimensão econômica, inclui a dimensão social, assim como o aspecto distribucional dos recursos e das oportunidades, enquanto a exclusão social tem a ver com o aspecto relacional dessas três dimensões. Para Sen, 1999, a pobreza tem a ver com *deprivacion*, e a exclusão social tem a ver com ausência de *membresia*, entendida como fazer parte de uma rede social. Para esse autor, a pobreza nem sempre implica em exclusão. As pessoas podem ser pobres e não estarem excluídas da satisfação de certas necessidades básicas, por exemplo, países com distintas rendas *per capita*s podem possuir a mesma expectativa de vida e acesso a serviços sociais.

Exclusão social é, na concepção de Sposati (1996), uma situação de privação coletiva, que está presente nas várias formas de relações econômicas, sociais, culturais e políticas da sociedade, a qual inclui, pobreza, discriminação, subalternidade, não equidade, não acessibilidade e não representação pública, sendo, portanto, um processo múltiplo. Já a pobreza, para a autora, deve ser entendida, a partir de dois enfoques. A pobreza absoluta,

que define as mais baixas condições de vida das pessoas de uma sociedade, estabelecendo o limiar inferior desta, a partir, por exemplo, da quantificação de famintos, de desabrigados, de mortes infantis, entre outros. E a pobreza relativa, que por sua vez, refere-se à distância entre as melhores e as piores condições de vida, isto é, considera de um lado, os maiores e melhores graus de avanço de uma sociedade e, de outro, quem e quantos usufruem desse avanço.

Para Shaw et al (1999), pobreza enfatiza a falta de recursos econômicos e o termo privação relativa, enfatiza as condições de vida. Exclusão social se refere não apenas as dificuldades econômicas e de pobreza econômica relativa, mas também incorpora a noção do processo de marginalização de vários aspectos da vida social e comunitária. Para essa autora, exclusão social pode se referir a indivíduos, porém não é exatamente no indivíduo que se manifestam as condições de exclusão social. Concentração espacial e segregação podem tornar áreas desfavorecidas, desvantajosas ou estigmatizadas, o que pode afetar todos aqueles da área e o potencial de mobilidade deles. Por exemplo, viver numa área onde fabricas são fechadas e onde não há novas oportunidades de trabalho aumenta as chances de um individuo ficar desempregado. Em uma área onde há alto nível de desemprego e alto nível de privação, é também provável que haja escolas pobres, ou seja, as circunstâncias individuais dependem muito das condições ambientais e sociais do lugar onde os indivíduos estão inseridos.

Para Sooman & MacIntyre (1995), a exclusão social tem uma forte dimensão espacial. Eles reportam que em trabalho realizado na cidade de Glasgow, na Escócia, no qual investigavam características prejudiciais à saúde, encontraram diferenciais na saúde auto-referida, e na percepção dos entrevistados, sobre o ambiente social e físico em que viviam, a qual, segundo os autores, não pode ser explicada pela diferença de condições materiais. Os fatores importantes desses diferenciais estavam relacionados às características problemáticas e favoráveis da área, como bom, ou má conceito, sociabilidade (boa vizinhança), receio da criminalidade, e satisfação em morar na área.

No presente trabalho, dentre os conceitos de equidade abordados na literatura, destaca-se o da Associação Internacional de Equidade em Saúde, a qual define equidade, como sendo “a ausência de diferenças sistemáticas e potencialmente remediáveis em um ou

mais aspectos do estado de saúde entre populações ou sub-grupos populacionais, socialmente, demograficamente ou geograficamente definidas” (MACINKO & STARFIELD, 2002). Entende-se que este conceito se diferencia por abordar de forma mais direta, a equidade relacionada a agregados populacionais, trazendo consigo embutida a noção do social e do coletivo, espaço onde a equidade, ou ainda, as iniquidades se revelam.

1.3 - MEDINDO DESIGUALDADE SOCIAL NA SAÚDE: CONSIDERAÇÕES GERAIS

Observa-se na literatura contemporânea, esforços no sentido de diagnosticar e analisar as desigualdades em saúde em diferentes dimensões e contextos. Muitas análises referem-se ao papel na saúde da condição socioeconômica medida pela renda (SZWARCOWALD et al, 1999; KENNEDY et al, 1996; KAWACHI et al, 1997; KAWACHI & KENNEDY, 1997), ocupação (KUNST, 1997; GREGORIO et al, 1997; TOWNSEND & DAVIDSON, 1982) e/ou escolaridade (BORREL, et al, 1999; PAPPAS et al, 1993). No entanto, são encontradas outras abordagens que envolvem análises de discriminação social baseada nas diferenças de gênero (KAWACHI et al, 1999) ou raça (DAVEY-SMITH et al, 1998). Alguns estudos discutem as condições de vida e a distribuição de renda no país ou estado em que as pessoas vivem (LOCHNER et al, 2001). Aspectos mais direcionados ao contexto de programas e políticas de atenção aos cuidados em saúde, também são enfocados, incluindo a extensão da atenção primária (SHI & STARFIELD, 2000), a distribuição geográfica dos serviços de saúde (BRAVERMAN & TARIMO, 1996), a justa distribuição do financiamento em saúde (VAN DOORSLAER et al, 1999), programas sociais (SACKER et al, 2001) e relacionamento político, social e econômico (NAVARRO, 1999). Alguns autores (KAWACHI et al, 1999; SACKER et al, 2001; SHI & STARFIELD, 2000) apontam a importância de variáveis representativas desses diferentes aspectos agindo potencialmente de forma combinada no agravamento das desigualdades em saúde, os quais diferem na força da relação a depender da população investigada (MACINKO & STARFIELD, 2002).

A preocupação com a equidade em saúde tem intensificado pesquisas direcionadas a análise de indicadores e métodos que permitam avaliar o impacto das desigualdades sociais em saúde (CARR-HILL & CHALMERS-DIXON, 2002; DUARTE et al, 2002a; SCHNEIDER et al, 2002; MACKENBACH & KUNST, 1997). Estas pesquisas têm contribuído significativamente para o entendimento sobre a magnitude e a natureza dos problemas que acometem com intensidade variada os diferenciados grupos sociais no interior de uma dada população, e reafirmam na maioria das vezes, a relação positiva entre condição de vida desfavorável e maior risco de adoecer e morrer. Na verdade, como destacam Macinko & Starfield (2002), apesar da temática sobre equidade em saúde estar inserida na literatura publicada há mais de três décadas, apenas recentemente, observa-se intensificação de pesquisas direcionadas a esse tema. Esses autores identificam cinco linhas investigativas, as quais abrangem, definições e conceitos, *indicadores e métodos*, explicação de determinantes, análises políticas, e avaliação de intervenções.

Neste trabalho, as considerações estão especialmente relacionadas à abordagem de *indicadores e métodos*, enfocando a importância deste tema e os cuidados metodológicos que podem contribuir para a identificação e monitoramento das desigualdades sociais em saúde. As análises estão direcionadas para as desigualdades *socioeconômicas na mortalidade* em grupos populacionais.

A literatura sugere que ao mensurar desigualdades sociais na saúde, a aplicação de diferentes alternativas metodológicas e técnicas pode levar a diferentes resultados e conclusões no que se refere à natureza e à magnitude das desigualdades, às causas e grupos em que estas se revelam com mais intensidade e ainda, à direção de tendências históricas (CARR-HILL & CHALMERS-DIXON, 2002; SCHNEIDER et al, 2002; TURRELL & MATHERS, 2000; MACKENBACH & KUNST, 1997; WAGSTAFF et al, 1991). Alguns autores (CARR-HILL & CHALMERS-DIXON, 2002) referem inclusive o risco de algumas pesquisas privilegiarem a aplicação de medidas e métodos que levem a confirmação da hipótese testada e apontam que como não se trata de uma ciência exata, as escolhas são influenciadas pela posição política e teórica do pesquisador a cerca da provável natureza, extensão e causas das desigualdades em saúde.

Assim, reconhece-se que a compreensão da importante relação entre o método utilizado e os resultados obtidos, é parte fundamental das investigações direcionadas ao entendimento do impacto das desigualdades sociais em saúde.

Um aspecto chave no desenvolvimento dessa temática refere-se à seleção da medida de saúde. O indicador de saúde pode estar relacionado tanto ao uso e/ou financiamento dos serviços de saúde, como ao estado de saúde, no entanto, neste trabalho é neste último aspecto que se direciona a atenção. Um indicador usualmente utilizado para refletir a distribuição do estado de saúde da população é a *mortalidade*. Os indicadores de mortalidade mais utilizados nos estudos de desigualdade social em saúde são, segundo Borrel (1997), a taxa de mortalidade geral, padronizada pelo método direto ou indireto; as taxas específicas de mortalidade, por idade, sexo e causa básica do óbito; os coeficientes de anos potenciais de vida perdidos e a esperança de vida. Esses são amplamente utilizados, em trabalhos que objetivam comparar o risco de morrer entre diferentes camadas sociais, áreas geográficas ou períodos de tempo.

Além do indicador de saúde, outras relevantes questões metodológicas devem ser destacadas na análise de pesquisas que se propõem a contribuir para o entendimento sobre a magnitude e natureza dos problemas de saúde que acometem os diferentes grupos populacionais, na maioria das vezes, impactando em maior intensidade os mais desprivilegiados socialmente. Entre as questões, destaca-se os diferentes caminhos para categorizar os membros de uma população para examinar as desigualdades entre eles (medida da condição socioeconômica), medidas utilizadas para quantificar a magnitude do impacto das desigualdades sociais na saúde (medidas de desigualdade); unidades de análise (individual ou ecológica) e análises estatísticas de associação.

1.4 - MEDIDAS DA MAGNITUDE DA DESIGUALDADE

A conclusão do *Black Report* (TOWNSEND & DAVIDSON, 1982) de que os diferenciais de mortalidade por categoria ocupacional aumentaram na Inglaterra e País de Gales durante o período pós-guerra, causou amplo interesse entre pesquisadores e políticos,

gerando um acirrado debate sobre a possibilidade de várias formas de mensurar essa desigualdade, o que estimulou o desenvolvimento de novas medidas. No entanto, na atualidade, a medida mais utilizada é o risco relativo (PAES-SOUSA, 2002; SILVA et al, 1999; GREGÓRIO et al, 1997), que pode ser definido como a razão entre duas estimativas de probabilidades. Nesse sentido, Barreto (1998) refere que outras medidas, destacando-se o risco atribuível, são de maior interesse para a mensuração populacional do excesso de risco e para estimar sua importância para uma população definida, visto que um agravamento com baixo risco relativo pode ter grande importância populacional, assim como, outro com alto risco relativo, pode apresentar pequeno impacto populacional.

A maioria dos estudos sobre diferenciais de mortalidade aplica medidas simples, de cálculo mais fácil, assim como risco relativo ou risco atribuível. No entanto, a comparação não deve se limitar a grupos extremos, para que a análise da desigualdade que está presente nos grupos intermediários não seja perdida. Dessa forma, a aplicação de métodos adequados, através dos quais a magnitude das diferenças sociais na mortalidade possam ser medidas, deve incluir a utilização também de medidas sintéticas, as quais, resumidamente, expressam o grau de desigualdade identificado na área e/ou período de estudo. É fundamental que esta medição seja efetuada com o máximo de fidedignidade e precisão, minimizando os riscos de análises equivocadas (KUNST, 1997a).

A possibilidade de diferentes medidas direcionarem a conclusões diferenciadas é referida por vários autores (CARR-HILL & CHALMERS-DIXON, 2002; SCHNEIDER et al, 2002; WAGSTAFF et al, 1991). Entretanto, apesar de referir este risco, Kunst (1997a) destaca que a coerência está na escolha de uma medida que mais se adequa aos objetivos do pesquisador, argumentando que a recomendação de um método único não seria justa, considerando a grande diversidade de interesses, de dados disponíveis, de orientações conceituais, e de níveis de sofisticação técnica. E afirmam, ainda, que as medidas que medem desigualdade devem atender ao propósito básico de resumir a amplitude dos diferenciais socioeconômicos na mortalidade em um país, município, região ou conglomerado, facilitando comparações, seja em estudos de áreas ou de tendências temporais.

Na atualidade é ampla a literatura que aborda a diversidade de medidas que podem ser aplicadas na mensuração das desigualdades sociais em saúde (CARR-HILL& CHALMERS-DIXON, 2002; SCHNEIDER et al, 2002; DUARTE et al, 2002; DUARTE et al, 2002a; NUNES et al, 2001). Porém, Mackenbach & Kunst (1997) referem que, até recentemente, não estava bem especificado quais os indicadores disponíveis para resumir essas disparidades e sistematizaram uma classificação das medidas utilizadas para avaliar a magnitude das desigualdades socioeconômicas em saúde, apresentadas no **Quadro 1**.

Quadro 1 - Medidas de Impacto das Desigualdades Sociais em Saúde

GRAU DE SOFISTICAÇÃO	MEDIDAS DE EFEITO	MEDIDAS DE IMPACTO TOTAL	
SIMPLES	1- Razão entre as taxas de dois grupos com condição socioeconômica diversa.	Tendo por base uma categoria de referência	Tendo por base a média populacional
	2- Diferença entre as taxas de 2 grupos com condição socioeconômica diversa.	5- Risco atribuível populacional (RAP %). 6- RAP (versão absoluta)	7- Índice de dissimilaridade-ID (%) 8- Índice de dissimilaridade ID (versão absoluta)
SOFISTICADO	3- Regressão baseada no Índice de Efeito Relativo 4- Regressão baseada no Índice de efeito absoluto	9- Regressão baseada no RAP (%) 10- Regressão baseada no RAP (versão absoluta)	11- Índice Relativo de Iniquidade. (RII) 12- Índice de inclinação da iniquidade (SII)

FONTE: Mackenbach & Kunst (1997).

1.5 - AS DESIGUALDADES SOCIAIS NA MORTALIDADE: BREVE REVISÃO

A seguir são apresentados alguns trabalhos que abordam as desigualdades sociais em saúde. Considera-se importante destacar que em função da amplidão desta temática na literatura, os trabalhos citados são a título de ilustração das alternativas metodológicas que vêm sendo tomadas por alguns autores que objetivam analisar o impacto das desigualdades socioeconômicas na saúde. Foram selecionados artigos que, predominantemente, enfocam a mortalidade como indicador de saúde, interesse específico deste estudo. Evidencia-se, nos trabalhos consultados, a persistência das desigualdades sociais na mortalidade, com freqüente tendência de aumento, independente da região, grupos de população, indicadores e tipo de abordagem selecionados. No que se refere, especificamente, ao município de São Paulo (AKERMAN et al, 1996; BARATA et al, 1998; BARATA et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999), a manutenção e por vezes aumento dos diferenciais intra-urbanos observados em décadas passadas, suscita a necessidade de se continuar investigando, medindo e explicando esses diferenciais, com aplicação de diversificados métodos e técnicas que possam viabilizar o acompanhamento desse processo. Dessa forma, a utilização de diferentes medidas que reflitam a magnitude dos diferenciais socioeconômicos na mortalidade, e a aplicação de diferentes metodologias de estratificação do espaço urbano, vêm subsidiar a escolha dos melhores indicadores para viabilizar a comparabilidade entre áreas e/ou períodos de tempo, favorecendo o planejamento de ações direcionadas à redução dessas desigualdades. Apesar da diversidade de metodologias aplicadas pelos diferentes autores, observa-se, ainda, carência de estudos que aprofundem a comparabilidade das conclusões obtidas ao se aplicar diferentes medidas no mesmo estudo.

Objetivando estabelecer correlações entre saúde, urbanização e meio ambiente, Akerman et al (1996) estratificaram o município de São Paulo em quatro zonas homogêneas. Os autores ordenaram os distritos da cidade da melhor para a pior situação, a partir de um indicador composto criado com base no valor médio obtido por cada distrito, para cinco variáveis socioeconômicas (proporção de adultos analfabetos ou com primário incompleto; renda média em salários mínimos *per capita*; número médio de pessoas por domicílio; proporção de domicílios ligados a rede de esgoto e consumo médio de água

per capita). Os indicadores de saúde utilizados foram, coeficientes de mortalidade por doenças do aparelho circulatório, por doenças do aparelho respiratório, por doenças infecciosas e parasitárias e por causas externas. Todos esses indicadores foram calculados para as quatro zonas homogêneas e para cinco grandes grupos etários (0-4, 5-14, 15-44, 45-64 e 65 e mais), tendo como referência o ano de 1992. Para medir os diferenciais de mortalidade entre as zonas da cidade, foi analisada a sobremortalidade entre elas, enfoque sugerido pelos autores como de utilidade para a definição de prioridades na alocação de recursos para a saúde. Para os autores o zoneamento mostrou que 43,8% da população da cidade de São Paulo vive em áreas com a pior renda *per capita*. Os dados de saúde demonstraram que pessoas vivendo nessas áreas tinham taxas de mortalidade mais elevadas que aquelas vivendo em áreas com melhores condições de vida.

Barata et al (1998), com o objetivo de analisar a relação entre nível socioeconômico e índices de mortalidade por homicídio na cidade de São Paulo entre 1988 e 1994, agruparam os distritos da cidade em cinco zonas, definidas por critério de proximidade geográfica (Central, Oeste, Norte, Leste e Sul). Foram calculados três indicadores socioeconômicos (O indicador socioeconômico-ISE; o índice de exclusão social- IEX, e o *score* socioeconômico – NSE). O ISE foi construído com informações censitárias (número médio de hab. por domicílios; número médio de cômodos por domicílio, renda média mensal dos chefes de família, taxa de analfabetismo entre os maiores de 5 anos). Os distritos do município de São Paulo foram ordenados da pior para a melhor situação, para cada uma dessas variáveis. Em seguida os valores obtidos para cada variável foram somados, resultando no Indicador de condição socioeconômica - ISE. O IEX compreende quatro dimensões (autonomia, qualidade de vida, desenvolvimento humano e equidade), e o NSE aporta dez variáveis e possui escala de 0-10. O ISE foi considerado pelos autores como melhor indicador socioeconômico neste estudo. Taxas de mortalidade por homicídio, ajustadas para idade e sexo foram calculadas para cada área. O coeficiente de correlação de Spearman entre ISEs e índices de mortes por homicídios foi de – 0.98 ($p < 0,05$). Tomando a área central como referência, foram encontrados riscos que variaram de 1,36 a 2,67 entre as zonas.

Barata et al (1999) recorreram à análise de *clusters* para identificar áreas homogêneas quanto às condições de vida e avaliar a correlação entre tais condições e as taxas de homicídios em adolescentes e adultos jovens, no município de São Paulo, no ano de 1995. O indicador socioeconômico abrangeu três componentes: moradia (número médio de hab. por domicílios, número médio de cômodos por domicílio), renda (renda média mensal dos chefes de família) e escolaridade (taxa de analfabetismo entre os maiores de 5 anos). Os 96 distritos do município de São Paulo foram ordenados da pior para a melhor situação, para cada uma dessas variáveis. Em seguida os postos correspondentes as quatro posições obtidas foram somados, resultando no indicador. Este indicador foi utilizado para agrupar os distritos em cinco *clusters* segundo a técnica de análise hierárquica por similaridade, usando o pacote estatístico - SPSS. O mapeamento desses *clusters* definiu cinco anéis na cidade: anel central, intermediário interno, intermediário externo, periférico interno e periférico externo. As taxas de homicídios por 100.000hab. para os grupos etários de 10 a 19 anos, 20 a 29 anos e 30 a 39 anos, para ambos os sexos, foram calculadas para cada um dos cinco *clusters*. A correlação de Spearman e o risco relativo foram calculados para cada grupo de idade e sexo. Os resultados evidenciaram uma forte correlação negativa entre as taxas de homicídio e o índice socioeconômico em todos os grupos analisados. Comparados ao anel central os RR são: 1,7 no anel intermediário interno; 1,9 no anel intermediário externo; 2,8 no anel periférico interno e 4,0 no anel periférico externo.

Estudando diferenciais na mortalidade do adulto no espaço urbano do município de São Paulo, para os anos de 1990, 1991 e 1992, Drumond & Barros (1999) utilizaram os seguintes indicadores: mortalidade proporcional dos adultos (15-64 anos) em relação ao total de óbitos; mortalidade proporcional precoce dos adultos (15-34 anos) em relação à mortalidade dos adultos (15-64 anos); coeficiente padronizado dos anos potenciais de vida perdidos entre 15 e 65 anos; probabilidade de morte, calculada pelas tábuas de vida da população do município de São Paulo; coeficientes de mortalidade específicos por sexo e faixa etária; coeficiente de 15-64 anos padronizado pelo método direto e coeficientes de mortalidade por causa básica, padronizados por idade pelo método direto. Esses indicadores foram calculados para cada uma das quatro áreas homogêneas utilizadas no estudo (área 1: distritos com melhores condições sócio-ambientais, área 2:

intermediária superior, área 3: intermediária inferior e área 4: composta dos distritos com as piores condições sócio-ambientais). Essas áreas, definidas em estudo anterior (AKERMAN et al, 1996), foram construídas a partir de um indicador composto criado com base no valor médio obtido por cada distrito, para cinco variáveis socioeconômicas (número de adultos analfabetos ou com primário incompleto, renda média em salários mínimos *per capita*, número médio de pessoas por domicílio, proporção de domicílios ligados à rede de esgoto e consumo médio de água *per capita*). Para comparação das taxas entre as áreas homogêneas, os autores utilizaram: razão entre índices, probabilidades e coeficientes específicos por idade, observados na área 4 em relação à área 1; razão entre os coeficientes de mortalidade por causas específicas e por todas as causas, padronizados por idade, das áreas 2,3 e 4) e aqueles da área 1. Os resultados obtidos evidenciaram uma distribuição desigual na mortalidade do adulto, para os diferentes indicadores analisados e para a maioria das causas de morte estudadas, em geral desfavorecendo populações vivendo em áreas de piores condições sócio-ambientais.

No intuito de descrever os diferenciais da mortalidade no município de Salvador-Ba, segundo as condições de vida da população, Silva et al (1999) agregaram as 75 zonas de informação do município em seis estratos sociais, a partir de informações censitárias. Inicialmente as zonas de informação foram classificadas de acordo com a proporção de famílias segundo faixa de renda do chefe (sem rendimento e com rendimento de até 2 salários mínimos, rendimento superior a 2 e até 5 salários mínimos, rendimento superior a 5 salários mínimos). No segundo momento, as zonas de informação foram classificadas de acordo com a proporção de famílias segundo grau de instrução do chefe (sem instrução ou até 7 anos de estudo; 8 a 14 anos de estudo; 15 anos de estudo e mais). Em um terceiro momento, para maior discriminação do estrato mais carente, os autores empregaram a variável “proporção de casas em aglomerados subnormais”. Os indicadores de mortalidade calculados para os seis estratos foram: coeficiente de mortalidade geral, a mortalidade infantil proporcional e a razão de mortalidade proporcional. A desigualdade entre a mortalidade dos diferentes estratos foi aferida através da razão entre os indicadores de cada um dos estratos e àquele do estrato 1 (melhor condição de vida). O estudo revelou, segundo os autores, distribuição fortemente desigual da mortalidade entre os diversos estratos.

Objetivando analisar quantitativamente a associação entre indicadores de distribuição de renda e alguns agravos de saúde, na cidade do Rio de Janeiro, Szwarcwald et al (1999) estimaram dois conjuntos de indicadores para as 24 regiões administrativas do município. O primeiro conjunto foi constituído por indicadores de saúde (coeficiente de mortalidade infantil, taxa de mortalidade padronizada por idade, esperança de vida ao nascer e taxa de homicídio). O segundo foi composto por indicadores de distribuição de renda (Índice de Gini, Índice de Robin-Hood e Razão da renda média entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres) e indicadores socioeconômicos (taxa de analfabetismo, índice de pobreza e renda média). Foram ainda utilizados os indicadores de Densidade demográfica e Densidade de população favelada. Utilizando análise de regressão múltipla, os autores obtiveram as seguintes conclusões: todos os indicadores de concentração de renda são forte e significativamente correlacionados entre si; todos os indicadores de saúde se mostram significativamente correlacionados a todos os indicadores de desigualdade de renda; o indicador de saúde mais correlacionado às disparidades na distribuição de renda é a taxa de homicídios seguida da esperança de vida ao nascer; para todos os indicadores de saúde (tendo a mortalidade infantil como exceção), a variável mais fortemente correlacionada à variável resposta é o indicador de concentração de renda Índice de Robin-Hood.

Kennedy et al (1996) examinaram o efeito da desigualdade de renda (Índices de Robin Hood e Índice de Gini), do tamanho do domicílio, da pobreza e da taxa de fumantes sobre a mortalidade (geral e por causas específicas) nos Estados Unidos, a partir de dados censitários. O Índice de Robin Hood foi positivamente correlacionado com a mortalidade geral ajustada por idade ($r=0,54$; $p<0,5$). Efeitos desse índice também foram encontrados para mortalidade infantil ($p=0,013$), doença coronária ($p=0,004$), neoplasmas malignos ($p=0,023$) e homicídio ($p<0,001$). Fortes associações foram encontradas entre o Índice de Robin Hood e causas específicas de mortalidade, resultado não identificado quando se utilizou o coeficiente de Gini, para o qual se encontrou correlação muito pequena com apenas algumas causas de morte. Os autores concluíram que a escolha da medida de iniquidade afetou a relação com a mortalidade. Porém, independente dos outros indicadores estudados, a desigualdade na distribuição de renda explica grande parte da diferença entre os estados americanos em muitas das causas de mortalidade estudadas.

Kawachi et al (1997), testando a hipótese de que a iniquidade de renda, medida pelo Índice de Robin Hood, está relacionada com redução em coesão social, e que falta de investimento em capital social está associado com aumento da mortalidade, desenvolveram um estudo ecológico com dados originados de 39 estados americanos. Capital social foi medido por densidade *per capita* de residentes participando como membros em grupos voluntários em cada estado, e nível de confiança social foi medido pela proporção de residentes em cada estado que acreditavam que pessoas podiam ser confiáveis. Foram calculadas taxas de mortalidade por causa específica e taxas de mortalidade geral, padronizadas por idade. Os resultados demonstraram que iniquidade salarial foi fortemente correlacionada, tanto com *per capita* de membros em grupos sociais ($r = - 0,46$), como com nível de confiança social ($r=0,76$), e ambos os componentes do capital social foram associados com mortalidade geral e com mortalidade por doenças coronarianas, neoplasmas malignos e mortalidade infantil. Os autores concluíram que esses dados reforçam a hipótese de que iniquidade de renda leva ao aumento da mortalidade via falta de investimento em capital social.

Kawachi & Kennedy (1997) desenvolveram um estudo de desenho ecológico, com cinquenta estados americanos, no qual investigaram a relação entre seis (6) indicadores de desigualdade de renda (o coeficiente de Gini, a média *decile*, a proporção de renda total recebida pelos familiares, o Índice de Robin Hood, o Índice de Atkinson e a medida de entropia de Theil) com a mortalidade geral. Todos estes índices foram altamente correlacionados entre si (Pearson $r \geq 0,94$), e associados com a mortalidade (r entre 0,50 e 0,66), mesmo após ajuste para média salarial e pobreza. Os autores concluíram que, independente da medida de distribuição salarial utilizada, a desigualdade de renda esteve fortemente associada a maiores taxas de mortalidade.

Pappas et al (1993), estudando a tendência temporal da mortalidade nos Estados Unidos, entre 1960 e 1986, para pessoas entre 25 e 64 anos, utilizaram registros de óbitos e dados do censo demográfico, fazendo um *linkage* dessas informações, para assim calcular o coeficiente de mortalidade geral ajustado para idade para vários grupos e categorias socioeconômicas (raça, sexo, *status* familiar, salário e nível educacional). Para resumir as diferenças na mortalidade entre os níveis de educação e salário, foi utilizada a seguinte

estratégia: para cada subgrupo de educação e salário, a razão de mortalidade foi subtraída da razão de mortalidade para o grupo (considerada ser igual a 1), e o valor absoluto da diferença foi multiplicado pela respectiva porcentagem da população que pertence a este subgrupo. A soma dessas diferenças ponderadas pelo tamanho do grupo, é o Índice de disparidade. Os autores concluíram que apesar do declínio nas taxas de mortalidade geral, a parcela da população considerada pobre, e com menor nível educacional, apresentou maior risco de morte em relação àquelas mais privilegiadas em renda e educação, além de identificar um significativo aumento das disparidades entre estes dois períodos estudados.

Gregorio et al (1997) utilizaram quatro medidas básicas de agrupar ocupações (a do Censo do Estados Unidos, o Escore de classificação de Nam-Powers, o Índice socioeconômico de Duncan e a medida de Siegel) para investigar os efeitos de posição social sobre a mortalidade entre homens e mulheres, com dados oriundos de uma coorte americana (1979-1981), composta por 229.851 pessoas com idade entre 25 e 64 anos. Os riscos de morte foram consistentemente elevados entre pessoas nas posições mais baixas da hierarquia social. Estimativas comparando categorias mais altas de ocupação com categorias mais baixas, variaram em um intervalo de 1,47-1,92 para homens e 1,23-1,55 para mulheres. Grandes discrepâncias foram notadas. As análises pelo grupo do censo revelaram associações não lineares, enquanto àquelas usando outras escalas identificaram incrementos de aumento no risco. Porém, os resultados confirmam conclusões de estudos anteriores de que as medidas de ocupação podem ser utilizadas alternativamente em trabalhos que investigam a relação entre posição social e mortalidade. Os autores concluem que, apesar da consistência dos resultados encontrados, é importante reconhecer que medidas de posição social omitem importantes aspectos do *status* social (educação, salário), que podem influenciar na mortalidade.

Turrel & Mathers (2000) mediram a tendência da desigualdade na mortalidade por condição socioeconômica em homens e mulheres australianos nas faixas etárias entre 0-14, 15-24, e 25-64 anos entre os períodos de 1985-1987 e 1995-1997. O *status* socioeconômico foi operacionalizado através do Index of Relative Socioeconomic Disadvantage, uma medida baseada na área, desenvolvida pelo Birô Australiano de Estatísticas. Os diferenciais de mortalidade foram examinados usando taxas de mortalidade

padronizadas por idade, e as desigualdades foram medidas usando razão entre taxas, coeficiente de Gini e medida do excesso de mortalidade. Para cada período e para cada sub-grupo de idade e sexo, taxas de mortalidade foram mais elevadas nas áreas mais desfavorecidas, porém a extensão e natureza das desigualdades socioeconômicas na mortalidade diferiram por sexo, faixa etária e grupo. Um padrão heterogêneo aparece quando se examina a tendência temporal da desigualdade na mortalidade. Entre mulheres ocorreu um declínio na desigualdade em todas as causas de morte para cada grupo de idade no período, enquanto as desigualdades nas mortes por causas específicas para aids e acidentes de trânsito aumentaram. Entre homens aumentaram as desigualdades por todas as causas no período, para as faixas etárias de 0-14 anos e 15-24 anos, porém essas desigualdades diminuíram para as faixas entre 25-64 anos. Para os homens, as desigualdades na mortalidade por causas específicas aumentaram para quase todas as condições, com exceção para as causas perinatais e para dependentes de drogas nas faixas de 10-14 e 15-24 anos. Os autores concluem que as desigualdades socioeconômicas na mortalidade da população australiana é ampla, tem se aprofundado e traz implicações em termos de perdas de vidas desnecessárias e perda de potencial produtivo e econômico em membros da sociedade.

1.6 - MORTALIDADE: PERFIL ATUAL E TENDÊNCIAS PARA O MUNICÍPIO DE SÃO PAULO

A relação entre mortalidade e condição de vida está bem estabelecida na literatura. A análise do perfil e da tendência de mortalidade em uma população, associada ao estudo das desigualdades sociais neste indicador, contribui para o entendimento das condições de vida e saúde predominantes numa área. Neste tópico, será apresentada breve exposição do perfil atual da mortalidade no município de São Paulo.

Em 1999 foram registrados 69.858 óbitos de residentes na cidade de São Paulo. Desse total, 65,71% ocorreu em maiores de 50 anos, 24,41% entre 20 e 49 anos, 4,11% entre 1 e 19 anos e 5,76% em menores de 1 ano (SEADE, 1999).

Em relação a causas específicas, dados do Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade no município de São Paulo (PRO-AIM, 2000) revelam que para este mesmo ano (1999), as doenças isquêmicas do coração lideraram com 12,9% dos óbitos, seguidas pelos homicídios (9,2%), os quais foram a primeira causa de morte entre os homens (14,6%), e situaram-se entre as dez principais causas de morte de mulheres. As doenças isquêmicas do coração e cerebrovasculares responderam pela primeira e segunda posições, respectivamente, entre as mulheres e segunda e terceira, entre os homens. Os cânceres responderam por 16,3% do total de óbitos. Os principais tipos entre os homens, foram os de pulmão, próstata, estômago, esôfago e cólon. Entre as mulheres, os mais freqüentes foram os de mama, cólon, pulmão, estômago e pâncreas. A síndrome de imunodeficiência adquirida (aids) apareceu como nona causa de morte no sexo masculino e décima terceira no feminino.

– Homicídios

Uma das mais importantes alterações que vêm ocorrendo no perfil paulistano de causas de morte é o crescimento acelerado da mortalidade por acidentes e violências. Neste grupo, destacam-se os homicídios, os quais são, para o Brasil, assim como para São Paulo, a principal causa externa de morte em ambos os sexos (LIMA & XIMENES, 1998; BARATA et al, 1999a). Este perfil não é específico para o município de São Paulo, sendo identificado em outras cidades brasileiras e reportado por diversos autores (LIMA et al 2002; CORDEIRO & DONALISIO, 2001; BARATA et al 1999; MELLO JORGE et al, 1997; VERMELHO & MELLO JORGE, 1996).

Num estudo de abrangência nacional Mello Jorge et al (1997) destacam a importância das causas externas para a população brasileira, no período de 1977 a 1994, em especial para os homicídios, que cresceram segundo os autores na ordem de 160% para o Brasil como um todo no período.

Com dados da área metropolitana de São Paulo e com uma metodologia pictórica, Cordeiro & Donalísio (2001) abstraíram, entre outras questões, as principais características da evolução da mortalidade por homicídios, entre homens na Região

Metropolitana de São Paulo nos últimos vinte anos, a saber, que predomina entre adolescentes e adultos jovens, destacando-se o aumento brusco a partir dos 14 anos; aumento consistente e acentuado ano a ano; e cujos limites vêm se espraiando tanto para menores idades (abaixo dos 18 anos) como, e principalmente, para as maiores (acima dos 30 anos), com o passar do tempo.

Na cidade de São Paulo, a mortalidade por homicídios no sexo masculino, passou, segundo Barata et al (1999), de 22,46/100.000, em 1979 a 65,98/100.000, em 1994. Ao limitarem a faixa etária para 20 a 29 anos, os autores observaram taxas ainda mais elevadas, sendo estas de 41,14/100.000 em 1979 e 161,00/100.000 em 1994.

Considerando ambos os sexos, e todas as faixas etárias, dados da Fundação SEADE (1999) mostram que os homicídios no município de São Paulo, em 1999 ocuparam a segunda posição em contribuição para as mortes em geral, com taxa de 60,01/100.000, perdendo apenas para as doenças isquêmicas do coração, que atingiram taxa de 88,95/100.000. Para o sexo masculino os homicídios ocuparam a primeira posição, com taxa de 116,02/100.000, incluindo todas as faixas etárias, chegando a 267,00/100.000, se especificarmos a faixa de 15 a 24 anos.

Essa tendência crescente nas taxas de mortalidade por homicídios, de forma mais intensa em adolescentes e adultos jovens, principalmente do sexo masculino, encontram consistência em achados de outros trabalhos, tanto nacionais como de outros países (DELASOPPA et al, 1999; MELLO JORGE et al, 1997; YUNES, 1993).

Em todos os trabalhos consultados, os homens apresentaram, invariavelmente, risco de morrer por homicídios, bem mais elevado do que as mulheres. No município de São Paulo, segundo Barata et al (1999), em 1995, foram identificadas taxas de mortalidade por essas causas de até 19 (dezenove) vezes, mais elevadas, para o sexo masculino. No entanto, no que se refere ao impacto das desigualdades sociais nas mortes por homicídios, em função do gênero, percebeu-se quase nenhuma referência. Na verdade, apenas dois trabalhos nacionais (DRUMOND & BARROS, 1999; BARATA et al, 1999) e um internacional (VEGA-LÓPEZ et al, 2003), entre aqueles consultados, mencionaram nos seus resultados uma maior desigualdade social no sexo masculino que no feminino, nas mortes por homicídios.

– Síndrome de imunodeficiência adquirida -aids

A epidemia de aids atingiu no Brasil grande magnitude e extensão. O primeiro caso foi notificado, retrospectivamente, na cidade de São Paulo, em 1980. A partir daí foi se tornando uma das principais causas de morte da população, incidindo, principalmente, nas idades jovens adultas e com maior intensidade no sexo masculino (SZWARCOWALD et al, 2000; SZWARCOWALD & CASTILHO, 2000; WALDVOGEL & MORAIS, 1998).

São Paulo, destaca-se entre os municípios brasileiros com o maior número de casos de aids, porém após um crescimento contínuo de dezesseis anos, o número de óbitos por esta causa, passa a declinar (SZWARCOWALD et al, 2000). Para o Estado de São Paulo, como um todo, no período entre 1996 e 1997, Waldvogel & Morais (1998) identificaram uma redução de 28,5% no número de óbitos por aids.

Nesse sentido, a reversão apresentada no comportamento dos óbitos por aids é um fato novo, o que não significa, porém, que a epidemia esteja controlada. Somado a isto, tem-se o fato de que as desigualdades sociais na mortalidade por aids ainda não estão esclarecidas. Assim, o mapeamento das áreas mais críticas, dentro do município, do estado de São Paulo e do país, constitui um instrumento importante de planejamento das ações de saúde relativas ao controle desta doença (WALDVOGEL & MORAIS, 1998).

– Mortalidade Infantil

Por refletirem não apenas as condições da saúde infantil, mas também as condições gerais de vida que prevalecem em uma dada sociedade, as estimativas da mortalidade infantil constituem um dos principais indicadores utilizados por organismos internacionais para avaliar o grau de desenvolvimento alcançado pelos países, e monitorizar a evolução da equidade social ao longo do tempo, a partir da comparação das estatísticas deste indicador, nos distintos grupos sociais (WORLD BANK, 1993; UNICEF, 1997, UNICEF, 2000).

No entanto, a tendência decrescente que as taxas de mortalidade infantil vêm exibindo, por exemplo, em países, como Cuba (CORTEGUERA & HENRÍQUEZ, 2001) e Brasil (TEIXEIRA, 1998a; DUARTE et al, 2002), assim como, no Estado (KILSZTAJN et al, 2003; ESCUDER et al, 2003) e na cidade de São Paulo (PRO-AIM, 2000a; MONTEIRO & NAZÁRIO, 1995), tem tornado a relação positiva entre taxas elevadas desse indicador e condição desfavorável de vida, menos evidente, mesmo após a crise econômica mundial observada a partir dos anos 80, como lembram Costa et al (2001).

Em Cuba, avanços na organização da qualidade de atenção e uma ampla cobertura dos serviços de saúde, em especial para o grupo materno infantil, associado ao melhoramento do nível de vida e de educação alcançados pela população, foram segundo Corteguera & Henríquez (2001), entre outros fatores, os responsáveis pela queda da mortalidade infantil no país que de 38,7/1000 em 1970 passou a 19,6/1000 em 1980, chegando a 6,5/1000 em 1999.

No Brasil, a queda da taxa de fecundidade e as medidas de combate às doenças infecto-parasitárias (que incluem saneamento básico, cobertura vacinal, programas de incentivo a amamentação e orientação para reidratação oral) foram responsáveis pela redução da taxa de mortalidade infantil, que na atualidade tem grande concentração de óbitos no período perinatal (KILSZTAJN et al, 2003). Os óbitos infantis que estavam em torno de 75,9/1000, em 1980, passaram a 46,0/1000, em 1990, chegando a 31,8/1000, em 1999 (TEIXEIRA, 1998; DUARTE et al, 2002), valor ainda bastante elevado.

No estado de São Paulo, a queda acentuada do coeficiente de mortalidade infantil (51,0/1000 em 1980 e 15,8/1000 em 2001) é atribuída à melhoria da qualidade dos serviços de assistência ao parto e ao primeiro ano de vida, assim como, do maior acesso da população a estes. Além disso, considera-se que a expansão dos sistemas de abastecimento de água e esgoto teria sido importante para o declínio da mortalidade por diarreia na faixa etária pós-neonatal (KILSZTAJN, 2003; ESCUDER et al, 2003). Para o município de São Paulo, Monteiro & Nazário (1995) observam que, enquanto em 1973 a taxa de mortalidade infantil foi de 87,1/1000, em 1993, foi de 25,7/1000. Estudo do PRO-AIM (2000a) evidencia que o declínio para o município foi mantido durante a década de 90,

considerando que esta taxa que era de 30,9/1000, em 1990, passou a 17,9 /1000, em 1998, o que representa uma queda de 42,1%, no período. Em 1999, a taxa de mortalidade infantil, para o município de São Paulo, foi de 15,91/1000 (SEADE, 1999).

Essa tendência declinante das taxas médias de mortalidade infantil tem estimulado um olhar mais atento aos diferenciais nesse indicador, entre países, regiões de um mesmo país, estados, municípios e especialmente em espaços intra-urbanos, o que vem reafirmando a manutenção e muitas vezes o aumento das desigualdades sociais no risco de morrer em menores de um (1) ano (GUIMARÃES et al, 2003; GOLDANI et al, 2001; DUARTE et al, 2002; DUARTE et al, 2002a; BORBA, 2000). Além das desigualdades nas taxas de mortalidade infantil entre estratos sociais é importante que se conheça em qual componente (neonatal precoce, neonatal tardio ou pós - neonatal) este declínio vem ocorrendo mais acentuadamente, e se de forma heterogênea ou concentrada em determinados grupos sociais. A predominância de um desses componentes em detrimento do outro, no que se refere à ocorrência e à magnitude das desigualdades sociais, tem relação direta com o perfil epidemiológico e de assistência à saúde da área estudada. Como sintetizam Nunes et al (2001) “o período neonatal precoce é fortemente influenciado pelas condições de gestação e parto; o período neonatal tardio é marcado pela presença de alguns efeitos do parto e também pela presença de infecções; e finalmente, o período pós neonatal, sensível às condições do meio ambiente onde a criança se desenvolve”.

Analisando a tendência de declínio da mortalidade infantil, por componente, o PRO-AIM (2000a) identificou que enquanto no período entre 1990 e 1998, o componente pós-neonatal sofreu redução de 49%, o componente neonatal apresentou declínio de 37,7%. E ainda que, nas áreas de pior condição de vida, o declínio se mostrou maior no componente pós-neonatal. Nas áreas de condição de vida mais favorável, a redução se mostrou mais acentuada no componente neonatal, em especial do neonatal precoce, por agravos respiratórios, o que sugere melhorias na assistência ao recém-nascido de risco.

Em um trabalho, com catorze municípios da grande São Paulo, Escuder et al (2003) constatam que na atualidade, as causas neonatais precoces são responsáveis por 50% ou mais das mortes infantis. Os autores afirmam que esse fato contribui para o entendimento do papel dos serviços de saúde na progressiva redução da taxa de mortalidade

infantil, já que, entre as causas neonatais precoces, incluem-se em grande proporção, as doenças resultantes de complicações do parto e malformações congênitas, cuja intervenção requer elevada capacitação tecnológica dos serviços médicos, tanto no que se refere a equipamentos quanto a processos.

Muitos autores têm reconhecido que os óbitos neonatais, especialmente os neonatais precoces, correspondem hoje a maior proporção dos óbitos infantis, sendo portanto, os maiores responsáveis pela dificuldade em manter a queda da mortalidade nesta faixa etária, especialmente em áreas extremamente urbanizadas, em função da maior complexidade de seus determinantes (GUIMARÃES et al, 2003; ANDRADE & SZWARCOWALD, 2001; KILSZTAJN et al, 2003; ESCUDER et al, 2003; MORAIS NETO & BARROS, 2000; MORAIS NETO et al 2001; COSTA et al, 2001; GOLDANI et al, 2001; GOLDANI et al, 2002).

Enfim, para o ano de 1999, as mudanças de maior destaque, no perfil de mortalidade do município de São Paulo, estiveram relacionadas à tendência de aumento nas taxas de mortalidade por homicídios e à redução da mortalidade por aids. No entanto, destaca-se que o quadro acima descrito traça um breve panorama do comportamento da mortalidade, na cidade, sem revelar suas diferenças internas.

1.7 - ESPAÇO SOCIAL E SAÚDE

A concepção de “espaço” como categoria inerente ao processo saúde doença, vem de longa data. Porém, inicialmente considerado um lugar estático, sem dimensão histórica, o espaço passa a revestir-se de caráter social para atender às necessidades explicativas da concepção de determinação social da doença. Vários autores têm contribuído para a ampliação deste conceito.

Para Santos (1997), o espaço teria forma, função, estrutura e processo, assim, “sempre que a sociedade sofre uma mudança, as formas ou objetos geográficos assumem novas funções criando uma nova organização do espaço”, ou seja, o espaço produz diferença na sociedade e a sociedade modifica o espaço.

Castellanos (1992), coloca, “O espaço é construído socialmente (...). A unidade espaço-população tem então a possibilidade de ser uma unidade onde operam os processos determinantes, onde se expressam os problemas de saúde e onde se desenvolvem ações de saúde e bem-estar”.

Unglert (1993) situa o espaço como um elemento da territorialização em saúde, “...esse espaço representa muito mais que uma superfície geográfica, tendo ainda um perfil demográfico, epidemiológico, administrativo, tecnológico, político e social que o caracteriza e se expressa num território em permanente construção”.

Portanto, à medida que progride essa construção conceitual, as contribuições teóricas e metodológicas específicas dos diversos campos disciplinares do estudo das ciências se fazem presentes. Entretanto, não se objetiva recuperar o contexto histórico ao qual esses conceitos foram incorporados, ou a sua operacionalidade, mas sim, direcionar a exposição para o enfoque da incorporação do “espaço social” como determinante do processo saúde doença.

Nesse sentido, Barreto (1998) considera que,

Os indivíduos possuem uma base biológica e genética complexa e habitam espaços geográficos socialmente organizados, em cujo interior (os indivíduos) agrupam-se em populações. Estas ao se deslocarem no tempo, constroem uma história, base para algo maior e mais fundamental, que é o de desenhar as trajetórias por onde percorrerão o seu futuro. Nesta profunda e complexa dialética multidimensional entre a biologia, o espaço e o tempo é que os indivíduos se definem e, em seu conjunto, definem algo mais complexo do que a mera soma destes, as sociedades.

Assim, a ocupação e a apropriação do espaço pela população não ocorrem aleatoriamente, e sim, a partir de um conjunto de condicionantes econômicos, sociais e culturais que tendem a conformar conglomerados com padrões semelhantes de condições de vida em determinadas unidades territoriais. Dessa forma, a estratificação do espaço segundo a condição de vida de subconjuntos da população tem sido recomendada como forma de apreender diferenciais da situação de saúde, no sentido de apontar os movimentos e mudanças que acontecem na dimensão coletiva (PAIM, 1997; CASTELLANOS 1997, 1992).

Para Bourdieu (1997)

O espaço habitado (ou apropriado) funciona como uma espécie de simbolização espontânea do espaço social (...). Não há espaço em uma sociedade hierarquizada que não seja hierarquizado e que não exprima as hierarquias e as distâncias sociais (...). Efetivamente, o espaço social se retraduz no espaço físico, mas sempre de maneira mais ou menos confusa: o poder sobre o espaço que a posse do capital proporciona, sob suas diferentes espécies, se manifesta no espaço físico apropriado sob a forma de uma certa relação entre a estrutura espacial da distribuição dos agentes e a estrutura espacial da distribuição dos bens ou dos serviços, privados ou públicos.

Esta assertiva tem no espaço urbano sua expressão mais evidente, considerando que “uma cidade produz o lugar dos ricos, dos pobres e da indústria, bem como estabelece fluxos de circulação de bens e serviços” (BARCELLOS & BASTOS, 1996). O espaço urbano apresenta-se marcado pela heterogeneidade. Os grupos populacionais das diversas frações deste espaço apresentam diferentes padrões de condição de vida e estão sujeitos a diferentes riscos de adoecer e morrer (PAIM, 1997).

Apesar do conceito de espaço social adequar-se enquanto formulação teórica para a explicação da ocorrência e da distribuição da doença, para que se alcance a construção do coletivo, é indispensável, além do referencial teórico, o emprego de métodos e técnicas competentes (BREIHL, 1991). Nesse sentido, Barreto & Carmo (1995) referem que como os modelos causais clássicos reforçam ações e investigações baseadas especificamente no indivíduo, a alternativa seria a constituição de modelos de ações de base coletiva, populacional ou estrutural, ou modelos interativos que contemplassem ações individuais e coletivas, permitindo a proposição de mudanças que alcancem as raízes dos problemas e não apenas a sua expressão superficial ou aparente.

O modelo ecológico apresenta-se como a mais adequada estratégia metodológica para a apreensão da complexidade desses fenômenos, pelo fato de usar freqüentemente os agregados populacionais como unidade de análise, e portanto, tomar rigorosamente a dimensão coletiva, que não deve ser abordada como subsidiária do nível individual, mas como uma outra instância, mais complexa, de organização da realidade

(COSTA & TEIXEIRA, 1999; CASTELLANOS, 1997). Nesses agregados populacionais, referenciados em relação ao espaço físico ou ao espaço temporal, pode-se segundo Morgenstern (1998), analisar, comparativamente, indicadores globais, quase sempre por meio de correlação entre variáveis ambientais e socioeconômicas e indicadores de saúde, estes últimos enfocados como variáveis dependentes.

A incorporação do nível coletivo no estudo da determinação do processo saúde doença é de fundamental importância, considerando que existem variáveis causais de problemas de saúde correspondentes ao nível agregado e não a indivíduos isolados (SCHWARTZ, 1994). Da interação entre os membros da população emergem comportamentos que lhe são próprios, compondo um nível de organização da realidade, em que se destacam como aspectos mais importantes a ocupação do território e sua construção social. Essas características conferem ao nível coletivo uma dimensão espacial indiscutível, cujo enfoque permite indicar relações entre saúde e estrutura social (CASTELLANOS, 1998; CASTELLANOS, 1997).

Barata (1997) observa que os estudos descritivos e de agregados ecológicos, são abordados pela epidemiologia clássica, como “menos científicos e de menor grau de sofisticação analítica”, enquanto que as técnicas de análises para mensuração de riscos, estudos de associação entre fatores de risco e doenças, e formas de controlar confundimento e interação, são prioritariamente enfatizadas nos manuais de epidemiologia. A autora, refere ainda, que as questões teóricas, conceituais e metodológicas, implicadas nesses estudos são tão ou mais desafiadoras do que aquelas relativas aos demais tipos de desenhos de investigação.

Mesmo quando da exposição das vantagens, observa-se que os estudos ecológicos, em geral, têm sido referenciados como substitutos dos estudos de base individual, em especial, quando da impossibilidade da utilização desses, por ausência de dados.

Os estudos ecológicos possibilitam analisar a relação entre condições socioeconômicas desfavoráveis e a mortalidade, mesmo quando dados individuais não estão disponíveis. Adicionalmente, comparações entre espaços geográficos podem oferecer informações relevantes para a política de saúde pública local, considerando que este tipo de estudo pode identificar as áreas com maior carga de problemas de saúde (SUSSER, 1994).

Enfocando uma vertente diversa daquela dos estudos individuais, a abordagem ecológica pode responder ao contexto ou ao ambiente social onde os indivíduos vivem, diferente dos atributos de cada indivíduo em particular. Portanto, os estudos ecológicos podem diferir dos estudos individuais porque estão medindo outro fenômeno e, além disso, levam em consideração as causas sociais das doenças (SCHWARTZ, 1994).

Em algumas situações, o uso de dados agregados é mais conveniente do que dados individuais, como, por exemplo, quando se trabalha com variáveis como renda, consumo alcoólico e abortos induzidos (SCHWARTZ, 1994).

Os estudos ecológicos conseguem testar hipóteses, em nível mais complexo de determinação, mediante uma abordagem mais totalizadora, sem o isolamento de variáveis componentes de modelos causais com base em processos individuais, habitualmente concebidos por inspiração biológica. (ALMEIDA FILHO & ROUQUAYROL, 1992). Possibilitam ainda, a combinação de dados existentes em grandes populações, podendo medir o impacto das ações coletivas na prevalência de doenças, tornando-se assim um aferidor da eficiência e efetividade de intervenções em uma dada população, em um determinado espaço e tempo (MORGENSTERN, 1982; MORGENSTERN, 1998).

Podem ter considerável relevância na definição de políticas e no planejamento das ações de saúde, na medida em que detectam as áreas com maior problemática socioeconômica e ambiental, podendo, ainda, substituir os indicadores de classe, considerando que as características socioeconômicas das diferentes áreas guardam estreitas relações com os indicadores de saúde, dispensando, assim, o detalhamento de sua distribuição por classes sociais (BORREL, 1997).

Os estudos ecológicos têm dado grande contribuição ao entendimento dos determinantes das variações das condições de saúde, assim como para a avaliação da efetividade das ações e serviços. Entretanto têm sido alvo de críticas, estando a maioria delas associada ao componente de comparabilidade existente na epidemiologia, entre o enfoque ecológico e o individual.

Nesse aspecto, destaca-se na literatura especializada o viés de agregação, o qual resultaria em inferências para indivíduos a partir de observações agrupadas (MORGENSTERN, 1982). Este efeito, vem sendo considerado como um dos problemas centrais deste método de estudo no plano analítico, denominado de “falácia ecológica”. No entanto, Susser (1994) pondera que a preocupação com a inferência dos achados de um nível a outro é válida tanto para o desenho ecológico quanto para os desenhos que têm o indivíduo como unidade de análise.

Para Schwartz (1994), a falácia, tal como é comumente enfocada, reforça três noções interrelacionadas: a de que os modelos de nível individual são mais específicos do que os de nível ecológico; a de que correlações ecológicas são meros substitutos das correlações em nível individual, isto é, que os desenhos ecológicos são utilizados quando não podemos realizar desenhos individuais (considerados superiores); e a de que as variáveis de grupo não causam doenças não podendo ser consideradas causais.

Barreto & Carmo (1995) referem que as críticas radicais aos estudos ecológicos, podem ser organizadas em duas tendências. A primeira, de ordem conceitual, entende a epidemiologia como disciplina direcionada ao estudo de relações de ocorrência que se expressam e são mensuráveis no nível do indivíduo, e assim, os eventos de saúde mensurados populacionalmente não seriam objeto da epidemiologia. O segundo grupo de críticas tem origem na idéia de que os estudos de dados agregados, só seriam válidos quando pudessem inferir sobre questões de nível individual. Nesta última perspectiva, quando ocorrem divergências entre estudos de base ecológica e estudos de base individual, o erro estaria obrigatoriamente nos primeiros possibilitando a denominada falácia ecológica.

Mesmo reconhecendo que as abordagens individuais e populacionais podem não ser excludentes, a epidemiologia, ao investigar a saúde e a doença, continua dando mais crédito às correlações individuais (CASTELLANOS, 1998). No entanto, a valorização, a busca e a sistematização de alternativas metodológicas para o aprofundamento dos processos e práticas ligadas às questões de caráter coletivo na saúde, vêm obtendo reconhecida importância na atual literatura Latino-americana (CASTELLANOS, 1998; CASTELLANOS, 1991; BARRETO, 1998; BARATA, 1999; BREIHL, 1991).

Quadro 1:

GRAU DE SOFISTICAÇÃO	MEDIDAS DE EFEITO	MEDIDAS DE IMPACTO TOTAL	
SIMPLES	1- Razão entre as taxas de dois grupos com condição socioeconômica diversa	Tendo por base uma categoria de referência	Tendo por base a média populacional
	2-Diferença entre as taxas de 2 grupos com condição socioeconômica diversa	5- Risco atribuível populacional (RAP%)	7- Índice de dissimilaridade – ID (%)
SOFISTICADO	3- Regressão baseada no índice de efeito relativo	6- RAP (versão absoluta)	8- Índice de dissimilaridade – ID (versão absoluta)
	4- Regressão baseada no Índice de efeito absoluto	9- Regressão baseada no RAP (%)	11- Índice relativo de iniquidade (RII)
		10- Regressão baseada no RAP (versão absoluta)	12- Índice de inclinação da iniquidade (SII)

FONTE: Mackenbach & Kunst (1997).

2 - OBJETIVOS

GERAL

Avaliar a magnitude da desigualdade social na mortalidade, para o município de São Paulo, no ano de 1999, analisando o efeito de diferentes configurações de áreas homogêneas e do uso de diferentes medidas de desigualdades.

ESPECÍFICOS

- Identificar as taxas de mortalidade segundo causa básica, sexo e grupos de idade, em que as desigualdades sociais se expressam mais intensamente;
- Avaliar o efeito de diferentes configurações de áreas homogêneas na mensuração da magnitude da desigualdade social;
- Analisar o grau de desigualdade social observado, com o uso de diferentes medidas de desigualdades.

***3 - CASUÍSTICA E
MÉTODO***

3.1 - ÁREA DO ESTUDO

Selecionou-se, como área de estudo, o município de São Paulo, localizado na região Sudeste do Brasil, sendo capital do Estado de mesmo nome. Com uma extensão territorial de 1.509Km², em 1999, correspondia a 0.61% da área total do Estado. Em 2000 a população do município era de 10.434.252 habitantes, representando 54,35% da população da Região metropolitana e 28,18% da estadual, estando quase toda residindo na área urbana (FIBGE, 2001; SEADE, 2003). O município de São Paulo possui 96 distritos, divisão incorporada à legislação municipal desde 1990.

Segundo dados de 2000, cerca de 48% da população de São Paulo era do sexo masculino e 52% do sexo feminino. Quanto à distribuição etária, mais da metade da população (53,24%) têm menos de trinta anos de idade (FIBGE, 2001). Em relação à esperança de vida ao nascer, dados da Fundação SEADE (2003) mostram que, em 1999, as mulheres do município apresentaram esperança de vida ao nascer maior do que os homens, com valores de 73,9 e 64,2 anos, respectivamente.

Alguns indicadores relativos à evolução das condições de vida da população residente no município de São Paulo apresentam tendência favorável em décadas recentes. Entre eles está o saneamento básico que apresentou importante incremento a partir da segunda metade da década de 70. Com uma cobertura da rede de água e esgoto de 59% e 35%, respectivamente, em 1975. São Paulo, em 1991, já possuía 81,2% dos seus domicílios ligados à rede geral de esgotamento sanitário e 97,3% com canalização interna ligada à rede geral de água tratada. Em relação à coleta do lixo, em 1991, 98,4% dos domicílios do município possuíam esse tipo de serviço. Para o ano 2000, estes números passaram a ser de 98,6% para a cobertura da rede de água, de 87,2% para rede de esgoto e de 99,2% para a coleta de lixo (FIBGE, 2001; FIBGE, 1991; Waldman et al, 1997).

A proporção de pessoas vivendo em domicílios cujo chefe possui renda mensal acima de 20 salários mínimos, em 1991, era de 6,07%, passando a 8,95% em 2000. No entanto, a proporção daquelas que vivem em domicílios com chefe sem rendimento, também, aumentou, passando de 5,07% em 1991 a 11,19% em 2000. Em relação ao nível de educação formal, dados da mesma fonte (FIBGE, 2001; FIBGE, 1991) revelam que em

São Paulo, enquanto em 1991, 9,52% dos chefes de domicílios eram analfabetos e 12,97% tinham nível universitário, para 2000, estes percentuais foram respectivamente de 6,1% e de 14,08%.

A cidade de São Paulo se destaca pelo avançado desenvolvimento tecnológico e pelo volume de capital financeiro que movimenta. Porém, edifícios arrojados, centros de ensino excelentes e hospitais de primeira linha se misturam às mais graves formas de privação e sofrimento humano. Uma população carente e desempregada vive em favelas ou cortiços, e até mesmo abandonada nas ruas, sendo vítima cotidiana da violência e não tendo acesso aos direitos e à justiça (SPOSATI, 1996).

Assim, os bairros, os distritos e as regiões da cidade apresentam condições de vida bastante desiguais que não se refletem nos indicadores médios. Uma alternativa para identificação das suas diferenças intra-urbanas é a comparação de diferentes estratos populacionais constituídos pelos seus distritos.

3.2 - DESENHO DO ESTUDO

Entre os diferentes tipos de estudos epidemiológicos, optou-se pelo desenho ecológico do tipo comparação de múltiplos grupos, por se adequar aos objetivos propostos. A unidade ecológica utilizada correspondeu a agregados dos 96 distritos do município de São Paulo, definidos a partir da semelhança das condições de vida de suas populações. Os agregados de distritos são denominados estratos, conglomerados ou áreas. Cada estrato constituirá uma unidade ecológica cujo grupo populacional apresenta um nível de condição de vida que se diferencia daquele dos demais estratos. Os dados utilizados para identificação da condição de vida e para o cálculo dos diferentes indicadores de mortalidade têm, como menor unidade ecológica de desagregação, o distrito.

3.3 - CARACTERIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS

– Variáveis Indicadoras de Condição de Vida

Para a seleção destas variáveis, inicialmente, levou-se em consideração a disponibilidade de dados secundários censitários que contemplassem aspectos demográficos, socioeconômicos e ambientais dos distritos de São Paulo. Além disso, a utilização em outros estudos, deste conjunto de variáveis, contribuiu para a escolha das mesmas. A partir dos dados divulgados no Censo demográfico nacional de 1991, o mais atual e disponível no início do desenvolvimento desta pesquisa (FIBGE,1991), foram calculados os onze indicadores sociais descritos a seguir:

•Relativos à Habitação:

-Proporção de domicílios com "abastecimento de água adequado" (ligados à rede geral, com canalização interna - ÁGUA);

-Proporção de domicílios com "esgotamento sanitário adequado" (instalação sanitária ligada à rede geral - ESGOTO);

-Proporção de domicílios com "coleta de lixo adequada" (realizada por empresa pública ou particular - LIXO);

-Índice de aglomeração intradomiciliar, ou seja, a razão entre o número médio de pessoas por domicílio e o número médio de cômodos por domicílio (número médio de pessoas por cômodo - I.AGLOM).

•Relativos à escolaridade

-Proporção de chefes de domicílios "analfabetos" (com menos de 1 ano de estudo -PA);

-Proporção de chefes de domicílios com "primário incompleto" (menos de 4 anos de escolaridade formal -PPI);

-Proporção de chefes de domicílios com "secundário completo" (mais de 10 anos de escolaridade formal -PSS);

-Proporção de chefes de domicílios com "nível universitário" (15 anos ou mais de escolaridade formal -PU).

●Relativos à Renda:

- Proporção de chefes de domicílios com renda média mensal de até meio ($\frac{1}{2}$) salário mínimo (SM $\frac{1}{2}$);
- Renda média mensal dos chefes de domicílios, em salários mínimos (Renda média - SM);
- Proporção de chefes de domicílios com renda média mensal superior a 20 salários mínimos (SM 20);

No **Anexo 1**, encontram-se discriminados os valores dos onze indicadores representativos de condição de vida, para os 96 distritos. Foram elaborados os coeficientes de correlação que estão no **Anexo 2**.

– Indicadores de Mortalidade

Foram estimados os seguintes indicadores de mortalidade:

- Taxa geral de mortalidade por sexo, *padronizada por idade;
- Taxas específicas de mortalidade, por sexo e faixa etária;
- Taxas de mortalidade infantil** (óbitos de menores que 1 ano de idade), neonatal (óbitos de menores que 28 dias de vida), neonatal precoce (óbitos de 0 a 7 dias de vida), neonatal tardio (óbitos de maiores que 7 dias e menores que 28 dias) e pós-neonatal (óbitos iguais ou maiores que 28 dias e menores que 12 meses);
- Taxas de mortalidade por grupos de causas de óbitos, por sexo, *padronizadas por idade.

*Para a padronização das taxas de mortalidade, pelo método direto, utilizou-se como referência, a composição etária da população do município de São Paulo do ano de 1999.

** óbitos não fetais.

As causas específicas de óbito foram selecionadas em função da sua frequência de ocorrência no município de São Paulo.

- Do grupo das causas externas (**V010-Y980**): suicídio (X600-X840), homicídios (X850-Y090), acidentes de trânsito (V010-V990) e todas as outras causas externas (W200-W640, W750-W990, X100-X390, X500-X590, Y100-Y890), que estão discriminadas no **Anexo 3**;
- Do grupo das neoplasias (**C000-D480**): câncer de mama (C500), câncer do colo do útero (C530), câncer do estômago (C160), câncer da próstata (C610), câncer de traquéia, brônquios e pulmão (C330-C340) e câncer de cólon, reto e ânus (C180-C210);
- Do grupo das doenças do aparelho circulatório (**I000-I990**): doenças cerebrovasculares (I600-I690) e doenças isquêmicas do coração (I200-I250);
- Do grupo das doenças infecciosas e parasitárias (**A000-B990**): doença pelo vírus da imunodeficiência humana –HIV/aids (B200-B240).

3.4 - FONTE DE DADOS

Neste estudo, os dados referentes aos óbitos, nascimentos e população do município de São Paulo, para o ano de 1999, foram fornecidos pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE, 1999; SEADE, 1999a).

- Óbitos:

Foram estudados todos os óbitos de pessoas residentes no município de São Paulo ocorridos no ano de 1999. Os dados foram originados das declarações de óbito (DO), que é o documento básico do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde. Inicialmente fornecidos em arquivo único do aplicativo EPIINFO 6.04, estes dados originaram arquivos específicos, de acordo com a causa básica de óbito, a ser trabalhada.

- Dados Populacionais:

Os dados referentes à população total do município de São Paulo em 1999, por distrito administrativo, discriminado por faixa etária e sexo, foram originados de Censos Demográficos da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística em anos anteriores, sendo estimados para 1999 pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE, 1999 a).

- Dados de Nascimentos:

Os dados relativos aos nascidos vivos no município, para o ano de 1999, por distrito, utilizados como denominador para o cálculo dos indicadores de mortalidade infantil, foram originados das declarações de nascido vivo (DN), que é o formulário básico do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), do Ministério da Saúde.

3.5 - CARACTERIZAÇÃO DOS ESTRATOS DE CONDIÇÃO DE VIDA

3.5.1 - Agrupamento dos Distritos Segundo Condição de Vida

Utilizou-se seis (06) maneiras de agrupar os distritos do município de São Paulo segundo a condição de vida de seus habitantes. Para facilitar a descrição dos resultados, cada metodologia de classificação foi denominada de técnica, assim temos:

♦ **Técnica de Escore 10:** inicialmente listou-se o valor dos indicadores socioeconômicos representativos de condição de vida para cada um dos 96 distritos de São Paulo. Em seguida, estes distritos foram ordenados e classificados da situação mais favorável para a menos favorável para cada um dos indicadores. A média das posições assumidas por um distrito, quanto a cada um dos onze indicadores que refletem a condição de vida, produziu o escore global do distrito. Ordenados, segundo este escore global, os distritos foram agrupados em *decis* populacionais, conformando assim dez (10) áreas socioeconômicas relativamente homogêneas, denominadas estratos, contendo cada estrato aproximadamente 10% da população total do município. Para essa classificação, utilizou-se o programa Microsoft Excel para Windows;

♦ **Técnica de Escore 5:** utilizando-se procedimento similar à técnica anterior (Escore 10), após ordenar os 96 distritos pelo escore global, agrupou-se os mesmos em *quintis* populacionais, originando cinco estratos, que contêm aproximadamente 20% da população total do município;

Para operacionalizar as próximas técnicas, executou-se análise de conglomerados (*Cluster analysis*), utilizando-se o programa SPSS 10.0 (1999) para Windows. Esse tipo de análise baseia-se na semelhança/diferença entre os distritos, segundo as diversas variáveis indicadoras de condição de vida, formando conglomerados de modo que a “distância” entre os distritos de um mesmo conglomerado seja mínima e a “distância” entre os “centros” dos conglomerados seja a maior possível. Existem aproximadamente 37 medidas de similitude ou distância entre os pontos que podem ser utilizadas. Neste trabalho, foi utilizada a distância Euclidiana, a qual corresponde à raiz quadrada do somatório das diferenças ao quadrado, entre todos os pontos considerados (Norvis, 1992).

♦ **Técnica de Cluster:** utilizou-se o método hierárquico, em que o agrupamento é iniciado pelo emparelhamento de objetos (distritos) mais próximos ou contíguos de acordo com a medida da distância entre eles, os quais vão sendo combinados até formar um conglomerado (*cluster*). O algoritmo continua passo a passo, ligando pares de objetos (distritos), pares de *clusters*, ou um objeto com um *cluster*, até que todos os objetos formem um grande *cluster*. O *cluster*, formado no último estágio da análise, contém *clusters* formados em estágios intermediários, os quais contêm *clusters* formados no estágio inicial. Os resultados são mostrados num gráfico chamado dendograma (Norvis, 1992). Num primeiro momento, executou-se a classificação sem padronizar as variáveis sociais, visando analisar o impacto dessa decisão na formação dos estratos, considerando que apenas duas das variáveis (aglomeração intradomiciliar e renda média dos chefes) não possuíam escala semelhante as demais;

◆ **Técnica de Cluster com padronização**: nesta técnica, além de seguir exatamente as mesmas etapas utilizadas na anterior (*Cluster*), adicionalmente padronizou-se os valores de todas as variáveis sociais, para *Z scores* (média=0 e DP=1). Esse procedimento, segundo Norvis (1992), evita que as diferentes escalas em que as variáveis estão expressas prejudique o equilíbrio na classificação dos distritos em *clusters*;

◆ **Técnica de Partição**: utilizou-se o método de *K-médias*, no qual todos os casos (distritos) são utilizados, simultaneamente, para a classificação, pois os objetos são classificados a partir da distância do centróide do grupo. O agrupamento é iniciado usando os valores dos primeiros *k* casos no banco de dados como estimativa temporária da média dos *k clusters*, onde *k* é o número de *clusters* especificado pelo pesquisador. O centro do primeiro conglomerado é formado ordenando cada caso em torno do *cluster* com o centro mais próximo. Nos passos seguintes, os casos também são agrupados dentro do cluster com o centro mais próximo, e o centro dos clusters são recalculados. Esse processo continua até que não ocorram mudanças nos centros ou até que um número máximo de interações seja alcançado (Norvis, 1992). Considerando que no método de *K-médias* é possível estabelecer inicialmente o número de conglomerados desejados, optou-se por cinco (05) estratos. Nesta técnica, não foram padronizados os valores das variáveis indicadoras de condição de vida.

◆ **Técnica de Partição com padronização**: após padronizar para *Z scores*, os valores das variáveis sociais, utilizou-se procedimento idêntico à técnica de *Partição*, optando-se inclusive por cinco conglomerados.

As classificações, obtidas com as técnicas de agrupamento, foram representadas no mapa do município de São Paulo, com cada distrito recebendo a tonalidade relacionada ao respectivo estrato de condição de vida, de acordo com a técnica a ser apresentada. Para esse procedimento utilizou-se o programa CORELDRAW 10.0.

3.5.2 - Distribuição da População do Município de São Paulo, nos Estratos, por Técnica de Agrupamento

A somatória das populações dos distritos, que constituem cada estrato, gerou a população dos estratos por faixa etária e sexo. Ao se relacionar a população de cada estrato com a população de São Paulo, obteve-se o percentual de contribuição de cada estrato, na população do município. Este cálculo foi feito para a população total, especificando por sexo, para as seis técnicas de agrupamento, utilizando-se o programa Microsoft Excel para Windows. Com o programa SPSS 10.0, foram elaborados gráficos de barra, que facilitaram analisar comparativamente, como as diferentes técnicas de agrupamento distribuíram a população total nos estratos de condição de vida.

3.5.3 - Estimativa e Análise Descritiva dos Indicadores Sociais para os Estratos de Condição de Vida

– Estimativa

O cálculo dos indicadores representativos de condição de vida para os estratos configurados em cada uma das técnicas de agrupamento foi obtido a partir da somatória do numerador e denominador dos distritos componentes de cada estrato. Assim, por exemplo, para a estimativa da proporção de chefes de domicílios com nível universitário de um determinado estrato, obteve-se a somatória do total de chefes de domicílios (denominador) dos distritos que compõem este estrato, e a somatória do total de chefes de domicílios com nível universitário (numerador), dos mesmos distritos. Assim, calculou-se o valor médio para cada variável social nos estratos. Nesta etapa, utilizou-se o programa Microsoft Excel para Windows.

– Análise Descritiva

Os valores dos indicadores sociais de cada distrito (informação ponto a ponto), relacionado ao seu estrato específico, segundo técnica, foram submetidos à análise descritiva. Esse procedimento objetivou analisar a variabilidade dos indicadores, no interior

dos estratos e entre os mesmos, para as diversas técnicas de agrupamento. Para o cálculo dos *percentis* e dos valores máximos e mínimos, por estrato, assim como para a representação destes em *box plots*, utilizou-se o programa SPSS 10.0. Os valores do desvio padrão e do coeficiente de variação foram calculados em planilha do "Excel", com o cuidado de ponderar a contribuição do denominador de cada distrito, para a variável específica, dentro do estrato (exemplo no **Anexo 4**).

3.5.4 - Razão entre os Valores dos Indicadores Sociais nos Estratos de Condição de Vida

Para comparar entre os estratos, o valor dos indicadores sociais, calculou-se a razão entre o valor obtido em cada estrato e aquele tomado como referência. O estrato de referência foi o que apresentou o valor mais baixo para o indicador social específico. Esse procedimento auxiliou a observação da heterogeneidade para os valores dos indicadores sociais entre os estratos "extremos" de condição de vida (melhor e pior), nas seis técnicas de agrupamento. Além disso, verificou-se a existência ou não, de gradiente, no valor do indicador social específico, com a mudança de condição de vida, de um estrato para outro, analisando a heterogeneidade entre os diversos estratos. Para apresentar comparativamente o valor destas "razões", nos estratos, segundo técnica de agrupamento, elaborou-se gráficos de linhas para cada indicador social. Utilizou-se nesta etapa, o programa Excel para Windows.

3.5.5 - Pirâmides Populacionais

Para analisar, comparativamente, a distribuição etária e por sexo, das populações dos estratos, segundo técnica de agrupamento, foram construídas pirâmides populacionais com o programa Excel para Windows. Para as técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, foram representados todos os estratos. Nas técnicas de *Escore 10*, *Cluster*, *Partição* e *Partição com padronização*, exemplificou-se a distribuição etária, com os dois estratos mais extremos, ou seja, o de melhor e o de pior condição de vida.

3.5.6 - Distribuição dos Distritos nos Estratos por Técnica de Agrupamento

Com esta etapa, objetivou-se avaliar o nível de concordância na distribuição dos distritos nos estratos, de acordo com a técnica de agrupamento. Para viabilizar a análise, apenas foram selecionadas as técnicas de *Cluster com padronização*, *Partição*, *Partição com padronização* e *Escore 5*, por terem estabelecido o mesmo número de estratos.

A seguir, fases da análise.

◆ Os distritos foram listados e discriminou-se o estrato ao qual ele pertence, de acordo com a técnica de agrupamento, conforme disposto no **Anexo 5**. Em seguida, o nível de concordância entre as técnicas, recebeu três denominações:

- concordância total: quando um distrito se localiza no mesmo estrato para cada uma das quatro técnicas;
- concordância parcial: quando um distrito se localiza no mesmo estrato, para três das quatro técnicas;
- concordância total ou parcial: quando um distrito se localiza no mesmo estrato, em no mínimo três das quatro técnicas.

Os distritos que coincidiram na localização do estrato, para no máximo duas destas técnicas, foram considerados "instáveis".

◆ Posteriormente, calculou-se a proporção de distritos (entre os 96 do município de São Paulo), que se localizaram em estratos coincidentes, para as quatro técnicas (concordância total), para três técnicas (concordância parcial), ou para no máximo, duas técnicas (instáveis). Isto é, esse procedimento permitiu identificar, em cada estrato, a proporção de distritos que estabeleceram os diferentes níveis de concordância entre as técnicas.

◆ Com o programa CORELDRAW 10.0, representou-se no mapa do município de São Paulo, o nível de concordância na localização dos distritos nos estratos, entre as técnicas de *Cluster com padronização*, *Partição*, *Partição com padronização* e *Escore 5*.

No primeiro momento, foram mapeados os distritos que se localizavam no mesmo estrato para as quatro técnicas (concordância total); posteriormente, os distritos que coincidiram na localização nos estratos, em no mínimo três técnicas (concordância total ou parcial) e, finalmente, os distritos com concordância total ou parcial, de acordo com o estrato.

◆ Em outra etapa, selecionou-se a técnica de *Cluster com padronização* como referência, e verificou-se, do total de distritos que nesta técnica foram alocados no estrato I, qual a proporção dos que estiveram no estrato I, para cada uma das outras três técnicas (*Partição*, *Partição com padronização* e *Escore 5*) selecionadas para esta fase. Esse cálculo foi repetido para todos os outros estratos. Assim, obteve-se mais uma análise comparativa do nível de concordância das técnicas, no que se refere à distribuição dos distritos nos estratos.

◆ Posteriormente, calculou-se o nível de concordância da composição dos estratos, de acordo com os distritos, para as técnicas de agrupamento: *Partição*, *Partição com padronização* e *Escore 5*, com a técnica de *Cluster com padronização* como referência, e estimou-se a medida estatística *Kappa* (SPSS 10.0). Segundo LANDIS & KOCH (1977), essa medida pode ser interpretada da seguinte forma:

valor de Kappa	Força de concordância
< 0,00 a 0,40	Fraca
0,41 a 0,60	Moderada
0,61 a 0,80	Substancial
0,81 a 1,00	Quase perfeita

3.5.7 - Síntese da Variabilidade dos Indicadores Sociais *Intra* e *Inter* Estratos, Segundo Técnica de Agrupamento

Objetivando com uma análise sintética, identificar qual a técnica que forneceu estratos o mais homogêneos possível, internamente, e o mais heterogêneos possível, entre eles, calculou-se o coeficiente de variação médio e a distância euclidiana, medida pelo valor médio e mediano, para cada uma das seis técnicas de agrupamento.

– Coeficiente de variação médio

Após estimar o coeficiente de variação - CV (desvio padrão/valor médio) para cada um dos onze indicadores de condição de vida (variáveis independentes) para o estrato I, calculou-se a média aritmética dos coeficientes de variação neste estrato. Posteriormente, calculou-se o coeficiente de variação médio para cada um dos indicadores sociais no estrato II, e assim sucessivamente para todos os estratos, em cada técnica específica. Concluindo, estimou-se o coeficiente de variação médio entre os estratos, obtendo-se este coeficiente, para cada uma das seis técnicas de agrupamento. A técnica que apresentou o mais baixo coeficiente de variação médio configurou com maior homogeneidade interna os seus estratos de condição de vida.

– Distância Euclidiana

A distância euclidiana, entre os estratos, foi estimada "par a par". Ou seja, a distância do valor médio, de cada indicador social no estrato I, foi medida em relação ao valor médio, do mesmo indicador, para cada um dos outros estratos. A distância do valor médio, de cada indicador social, no estrato II, foi medida em relação ao valor médio deste indicador, para cada um dos outros estratos, até que a distância entre cada um dos estratos esteja calculada, para todos os indicadores sociais. Em seguida, obteve-se uma média (aritmética) da distância euclidiana entre os estratos, para cada técnica de agrupamento. Considerou-se que a técnica de agrupamento que apresentou a maior distância euclidiana configurou estratos mais heterogêneos quando comparada às outras técnicas.

- Fórmula para o cálculo da distância euclidiana (Pereira, 2001):

A distância euclidiana entre os estratos é dada por:

$$d_{I,II} = \sqrt{(x_{1,I} - x_{1,II})^2 + (x_{2,I} - x_{2,II})^2 + \dots + (x_{9,I} - x_{9,II})^2}$$

em que: $d_{I,II}$ é a distância euclidiana entre o estrato I e o estrato II;

$x_{1,I}$ é o valor médio da variável “água” para o estrato I;

$x_{2,I}$ é o valor médio da variável “esgoto” para o estrato I;

e assim, respectivamente, para as variáveis lixo, ..., renda média;

$x_{1,II}$ é o valor médio da variável “água” para o estrato II;

$x_{2,II}$ é o valor médio da variável “esgoto” para o estrato II;

e assim, respectivamente, para as variáveis lixo, ..., renda média.

O resultado desta fórmula foi a distância euclidiana entre o estrato I e o estrato II. A aplicação foi repetida entre os demais estratos ($d_{I,III}$, $d_{I,IV}$, ..., $d_{IV,V}$), obtendo-se a distância entre cada um deles. Ao final, calculou-se a média das distâncias: $d_{Média} = (d_{I,II} + \dots + d_{IV,V})/10$, obtendo-se a distância euclidiana para a técnica de agrupamento específica. Esse procedimento foi realizado para todas as seis técnicas de agrupamento.

Para a estimativa da distância euclidiana, a partir da mediana, foram utilizadas as mesmas etapas anteriormente descritas, substituindo-se o valor médio de cada variável no estrato pelo valor mediano.

3.6 - DISPARIDADES SOCIAIS NA MORTALIDADE

3.6.1 - Estimativa das Taxas de Mortalidade, para os Estratos, por Técnica de Agrupamento

As taxas de mortalidade para os estratos foram calculadas a partir da somatória dos óbitos, populações ou nascidos vivos, dos distritos que constituem cada estrato de condição de vida, sendo padronizadas por idade.

As taxas de mortalidade geral, por sexo, taxas de mortalidade por homicídios e doenças cerebrovasculares, por sexo e as taxas de mortalidade infantil, com seus componentes, foram calculadas para todos os estratos, das seis técnicas de agrupamento, objetivando uma análise comparativa da influência destas no padrão de mortalidade.

As demais causas de óbitos (discriminadas no item "3.3.2") foram calculadas para os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e da técnica de *Escore 5*, considerando as diferenciações entre estas técnicas, já constatadas na análise dos indicadores sociais.

3.6.2 - Impacto das Desigualdades Sociais na Mortalidade, Segundo Medida e Técnica de Agrupamento

A magnitude das desigualdades sociais em saúde pode ser estimada por diversas medidas. Algumas comparam grupos socioeconômicos específicos (os estratos de condição de vida) e refletem o efeito que uma mudança fixada no estado socioeconômico tem sobre o indicador de saúde (no nosso caso, a mortalidade). Outras, além de mensurarem o efeito do estado socioeconômico sobre o indicador de saúde, levam em consideração no cálculo, o tamanho dos grupos socioeconômicos (população nos estratos) que estão sendo comparados.

Assim, as medidas, discriminadas a seguir, foram utilizadas neste trabalho, como alternativas para identificar a magnitude das desigualdades sociais na mortalidade no município de São Paulo.

◆ Razão entre taxas de mortalidade (RR):

Calculou-se a "razão" entre as taxas de mortalidade dos estratos de condição de vida das diferentes técnicas de classificação e do estrato de referência. Sendo este último, o que apresentou melhor condição socioeconômica (estrato I). Apenas nos óbitos por suicídio e por algumas neoplasias (mama, próstata, traquéia e colón), o estrato de pior condição socioeconômica foi o de referência. Utilizou-se o Excel para Windows.

◆ Risco Atribuível percentual (RA%):

Calculou-se a diferença entre as taxas de mortalidade dos estratos de condição de vida e do estrato de referência. Na fórmula, $RA = IE - IO$, tem-se que: IE é a taxa de mortalidade no estrato de condição de vida que apresentou situação inferior àquele utilizado como referência; e IO é a taxa de mortalidade para o segmento de referência. Este indicador foi aplicado em termos percentuais, em que $RA\% = (IE - IO) \times 100 / IE$. Utilizou-se o Excel para Windows.

◆ Índice de efeito (Regressão linear)

Um ponto negativo das duas medidas citadas anteriormente é o fato de considerarem apenas os diferenciais entre dois grupos, de cada vez. No entanto, as medidas, baseadas em regressão, consideram as informações de todos os grupos, e assim refletem como o nível de mortalidade varia de acordo com a posição desses grupos no sistema de estratificação social. Assim, foram construídos gráficos de regressão linear e calculou-se o coeficiente de regressão (índice de efeito), obtendo-se a inclinação da reta de regressão, a partir de um indicador social selecionado (proporção de chefes com nível universitário) e um indicador de saúde (taxas de mortalidade por causas específicas), nos estratos de condição de vida. Utilizou-se o SPSS 10.0.

◆ Curva e Índice de Concentração

Foram construídas curvas de concentração relacionando a distribuição cumulativa dos óbitos, nos estratos, para as causas específicas, com a população dos estratos. "*Caso a distribuição fosse perfeitamente eqüitativa, a resultante seria uma reta com inclinação de 45°. Isto é, para cada decil ou percentil de uma distribuição corresponderia a mesma quantidade da outra*". A proporção da área entre a curva ideal e a curva observada corresponde ao índice de concentração" (Nunes et al, 2001). Para o cálculo do índice de concentração e elaboração da curva, tomou-se o cuidado de trabalhar com as taxas de mortalidade padronizadas por idade, para "neutralizar" o efeito da distribuição etária na população. No **Anexo 6**, consta exemplo de cálculo do índice de concentração neste trabalho. Utilizou-se Excel para Windows e SPSS 10.0.

◆ Risco Atribuível Populacional (RAP%)

A redução proporcional, no nível global de mortalidade da população, que pode ocorrer no caso hipotético de que cada um dos estratos socioeconômicos tenha os níveis de mortalidade do estrato mais favorecido. Essa medida é dada por: $RAP(\%) = (IP-IO) \times 100 / IP$, em que "IP" é a taxa de mortalidade no município de São Paulo e "IO" , a taxa de mortalidade no estrato de referência, considerando causa de óbito e técnica de agrupamento.

◆ Índice de Dissimilaridade – "ID"

O Índice de Dissimilaridade (Mackenbach & Kunst, 1997; Kunst, 1997; Pappas, 1993) é uma medida síntese a qual estima o impacto total que os diferenciais socioeconômicos têm sobre um dado indicador de saúde na população em geral. Para isto, são analisados os afastamentos dos valores desse indicador de saúde para cada segmento social em relação à média populacional. O valor dos afastamentos é ponderado pelo tamanho dos grupos, e os afastamentos são então somados. O "ID" é maior quanto maiores

forem as desigualdades do indicador de saúde entre os grupos sociais e quanto maior, o contingente da população sujeito aos maiores afastamentos em relação à média populacional. O “ID” pode ser interpretado como sendo uma medida do total do número de mortes (em cada 100 ocorridas na população) que deveria ser “redistribuída” para que se obtivesse igualdade nas taxas de mortalidade entre os diferentes estratos sociais. No **Anexo 7**, consta exemplo da aplicação desta medida, neste trabalho.

3.7 - POR QUE MORTALIDADE EM SÃO PAULO?

A utilização da mortalidade, para refletir a condição de saúde do município de São Paulo, foi em função deste indicador ser, reconhecidamente, importante instrumento síntese das condições sanitárias e ambientais, do equilíbrio nutricional, da assistência médica e dos riscos à vida e à saúde prevalentes numa sociedade. Tudo isso, contribui para o conhecimento dos problemas de saúde pública que afetam os diferentes grupos sociais, e fornecem subsídios para a definição de prioridades e alocação de recursos na área da saúde.

Além da disponibilidade de dados, como condição básica, para construção de indicadores de mortalidade que reflitam fielmente a realidade da área estudada, é imprescindível que aqueles sejam gerados por uma fonte confiável que disponibilize as informações no nível de desagregação desejado na investigação. No Brasil, onde aspectos quantitativos e qualitativos relacionados aos eventos vitais, entre eles os óbitos, são questionáveis para a quase totalidade dos estados e municípios, a obtenção de indicadores de mortalidade, de forma a representar a realidade, impõe grandes dificuldades.

No entanto, para o município de São Paulo, a qualidade dos registros de óbitos é boa, com dados confiáveis e anualmente publicados, e com estatísticas disponibilizadas para os distritos da cidade, que são as menores unidades de estudo neste trabalho. Além disso, o acesso aos dados de mortalidade foi facilitado pela política de democratização da informação da Fundação SEADE.

Nesse sentido, tendo o trabalho uma abordagem de forte dimensão metodológica, a escolha da área de estudo se deu, principalmente, em função da qualidade e disponibilidade dos dados sobre mortalidade. Além disso, o município de São Paulo é, reconhecidamente, uma área extremamente urbanizada e repleta de diversidades.

4 - RESULTADOS

4.1 - HETEROGENEIDADE SOCIOESPACIAL DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO: CARACTERIZAÇÃO DOS ESTRATOS POR TÉCNICA DE AGRUPAMENTO

Nesta parte inicial dos resultados, são apresentados e analisados, descritivamente, os agrupamentos obtidos para os distritos do município de São Paulo, segundo condição de vida, a partir de seis técnicas de classificação selecionadas (*Escore 10*, *Escore 5*, *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*). Os agrupamentos são denominados aqui, de estratos, conglomerados, grupos ou áreas. O tópico está estruturado de forma a apresentar para cada técnica, dois critérios: composição dos estratos e variabilidade *intra* e *inter* estratos.

a) Composição dos estratos: o número de estratos obtidos em cada técnica, a distribuição percentual da população em cada estrato e a descrição dos distritos que compõem estes estratos, com a respectiva representação no mapa do município de São Paulo;

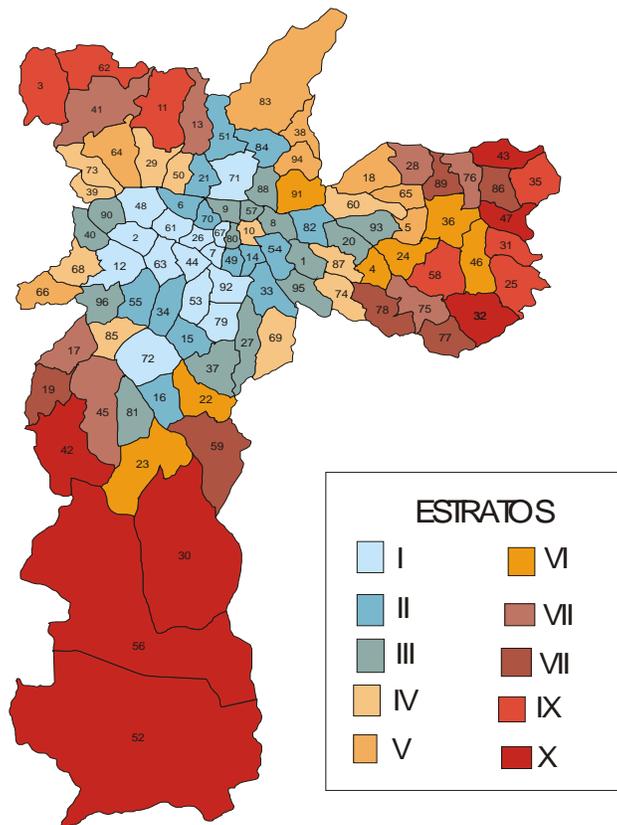
b) Variabilidade *intra* e *inter* estratos: o objetivo é identificar quais variáveis apresentaram maior homogeneidade interna aos diversos estratos e maior heterogeneidade entre eles. Serão mostrados os padrões de comportamento identificados para as variáveis sociais, a partir de análise descritiva realizada (valor de cada variável social, por estrato; medidas de dispersão; valores extremos e percentis); representação gráfica, através de *box plots*, e razões obtidas, quando da relação entre o valor de cada variável social por estrato com o estrato de referência, o que permitiu avaliar a magnitude das diferenças *inter* estratos.

4.1.1 - Técnica de Agrupamento Escore 10

-Composição dos estratos

O **Quadro 2** apresenta a localização dos distritos, em cada estrato obtido, quando foi aplicada a técnica *Escore 10*. Os distritos encontram-se classificados da situação mais favorável para a menos favorável, considerando o *rank* final obtido para as variáveis

sociais. Dessa forma, o distrito de Moema (valor médio: 5,45), primeiro (1º) na ordenação, destacou-se como o distrito de melhor condição de vida, enquanto Marsilac (valor médio: 93,00) ocupou a posição mais desfavorecida (96º). O "corte" utilizado para a composição das áreas, nesta técnica, agrupou os distritos em *decis* populacionais possibilitando a conformação de dez (10) estratos que estão apresentados em ordem decrescente de condição de vida. Nessa lógica, considerou-se o estrato I, como de "elevada condição de vida; o estrato V, com "intermediária condição de vida", e o estrato X, com "muito baixa condição de vida". Considerando a dificuldade em delimitar grupos com distribuição percentual equitativa da população, em dez por cento (10%), foram obtidos valores que variaram de 8,73% (estrato IX) à 10,82% (estrato IV), o que mostra ausência de grandes alterações nas proporções da população entre os estratos. A **Figura 1** representa cartograficamente a distribuição dos distritos nos dez (10) estratos. Observou-se uma tendência de agravamento da condição de vida da população do município, com nítido gradiente, à medida que os distritos se afastam do centro para a periferia do mapa. Os estratos I, II e III agrupam, predominantemente, distritos localizados na área central do município. Os estratos VII, VIII, IX e X têm quase que a totalidade dos seus distritos distribuídos na área periférica, enquanto os estratos IV, V e VI têm seus distritos localizados entre as áreas central e periférica.



FONTE: Os dados sociais primários foram extraídos do Censo IBGE, 1991.

* Os números referem-se aos distritos, que estão listados no **Anexo 1**.

Figura 1 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Escore 10.

Quadro 2 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Escore 10.

DISTRITO	POSIÇÃO MÉDIA	RANK FINAL	% da POP no estrato	DISTRITO	POSIÇÃO MÉDIA	RANK FINAL	% da POP no estrato
053-MOEMA	5,45	1º		017-CAMPO LIMPO	67,27	70º	
063-PINHEIROS	5,45	2º		028-ERM MATARAZ	67,91	71º	10,47%
061-PERDIZES	6,73	3º		076-SAO MIGUEL	69,55	72º	da
002-ALT PINHEIR	7,55	4º	10,81%	013-CACHOEIRINH	70,73	73º	população
044-JD PAULISTA	7,73	5º	da	075-SAO MATEUS	71,00	74º	do
072-SANTO AMARO	10,18	6º	população	041-JARAGUA	71,27	75º	município
026-CONSOLACAO	12,45	7º	do	045-JD SAO LUIS	71,55	76º	de S.Paulo
092-VL MARIANA	12,82	8º	município	ESTRATO VII	69,90	7 distritos	
079-SAUDE	13,64	9º	de S.Paulo	086-VL CURUCA	74,55	77º	9,46%
048-LAPA	15,00	10º		078-SAOPEMBA	75,55	78º	da
012-BUTANTA	16,91	11º		089-VL JACUI	76,00	79º	população
007-BELA VISTA	17,00	12º		077-SAO RAFAEL	77,09	80º	do
067-REPUBLICA	18,64	13º		019-CAPAO REDON	77,45	81º	município
071-SANTANA	18,64	14º		059-PEDREIRA	77,64	82º	de S.Paulo
ESTRATO I	12,01	14 distritos		ESTRATO VIII	76,38	6 distritos	
034-ITAIM-BIBI	20,64	15º		031-GUAIANAZES	78,00	83º	
015-CAMPO BELO	21,27	16º		025-CID TIRADEN	79,36	84º	8,73%
054-MOCCA	21,91	17º		058-PQ DO CARMO	79,64	85º	da
070-STA CECILIA	23,55	18º	9,70%	011-BRASILANDIA	80,91	86º	população
082-TATUAPE	24,45	19º	da	062-PERUS	83,82	87º	do
049-LIBERDADE	25,73	20º	população	035-ITAIM PAULI	85,45	88º	município
016-CAMPO GRAND	26,18	21º	do	003-ANHANGUERA	86,27	89º	de S.Paulo
033-IPIRANGA	27,27	22º	município	ESTRATO IX	81,92	7 distritos	
006-BARRA FUNDA	28,27	23º	de S.Paulo	030-GRAJAU	86,36	90º	
084-TUCURUVI	29,09	24º		047-LAJEADO	87,27	91º	10,23%
055-MORUMBI	29,55	25º		056-PARELHEIROS	89,55	92º	da
021-CASA VERDE	29,91	26º		043-JD HELENA	90,18	93º	população
051-MANDAQUI	30,45	27º		042-JD ANGELA	90,55	94º	do
014-CAMBUCI	30,91	28º		032-IGUATEMI	92,00	95º	município
ESTRATO II	26,37	14 distritos		052-MARSILAC	93,00	96º	de S.Paulo
001-AGUA RASA	32,18	29º		ESTRATO X	89,84	7 distritos	
081-SOCORRO	32,55	30º					
027-CURSINO	33,18	31º					
080-SE	33,45	32º					
090-VL LEOPOLDI	33,91	33º	10,02%				
096-VL SONIA	36,36	34º	da				
020-CARRAO	37,55	35º	população				
088-VL GUILHERM	37,91	36º	do				
093-VL MATILDE	38,18	37º	município				
095-VL PRUDENTE	40,00	38º	de S.Paulo				
008-BELEM	40,09	39º					
057-PARI	40,36	40º					
040-JAGUARE	40,91	41º					
037-JABAQUARA	41,45	42º					
009-BOM RETIRO	41,91	43º					
ESTRATO III	37,33	15 distritos					
073-SAO DOMINGO	43,91	44º					
087-VL FORMOSA	43,91	45º					
060-PENHA	45,36	46º					
039-JAGUARA	45,45	47º	10,82%				
029-FREG DO O	46,73	48º	da				
069-SACOMA	47,09	49º	população				
050-LIMAO	48,18	50º	do				
010-BRAS	48,91	51º	município				
068-RIO PEQUENO	49,45	52º	de S.Paulo				
085-VL ANDRADE	49,64	53º					
074-SAO LUCAS	51,09	54º					
ESTRATO IV	47,25	11 distritos					
005-ARTUR ALVIM	51,45	55º					
018-CANGAIBA	52,91	56º	9,67				
064-PIRITUBA	54,00	57º	da				
065-PONTE RASA	55,55	58º	população				
094-VL MEDEIROS	58,09	59º	do				
066-RAPOSO TAVA	59,27	60º	município				
083-TREMEMBE	59,91	61º	de S.Paulo				
038-JACANA	60,27	62º					
ESTRATO V	56,43	8 distritos					
004-ARICANDUVA	60,64	63º					
024-CID LIDER	60,91	64º	10,08%				
046-JOSE BONIFA	62,09	65º	da				
023-CID DUTRA	62,91	66º	população				
022-CID ADEMAR	63,18	67º	do				
036-ITAQUERA	63,73	68º	município				
091-VL MARIA	64,09	69º	de S.Paulo				
ESTRATO VI	62,51	7 distritos					

*Os dados primários referentes as variáveis sociais, foram extraídos do Censo do IBGE, 1991.

- Variabilidade *intra* e *inter* estratos

A **Tabela 1** apresenta a análise descritiva das variáveis sociais, especificamente, para os estratos extremos (I e X). Os valores das variáveis sociais obtidos, para cada um dos estratos, foram relacionados com o estrato de referência, obtendo-se as razões, que estão apresentadas na **Tabela 2**. Os gráficos *box plots* (**Figura 2**) apresentam os dados expostos no **Anexo 08**.

Segundo dados do IBGE (1991), o município de São Paulo apresentava 97,31% de seus **domicílios com abastecimento de água adequado**. Observou-se que, para os agrupamentos aqui apresentados, as proporções variaram de 99,12% (estrato I) a 87,85% (estrato X), não mostrando grandes diferenças (**Tabela 1**). Verificou-se pequena heterogeneidade no comportamento desta variável, quando feita a comparação de sua análise descritiva para os diferentes estratos, ou seja, não se verificou gradiente decrescente de situação(**Figura 2**). Porém, grande disparidade foi identificada, ao se comparar o valor mínimo do estrato I (97,7%) com o valor mínimo de 1,18%, para o estrato X (**Tabela 1**). Ainda, em relação à proporção de domicílios com abastecimento de água adequado, identificou-se que o estrato mais desfavorável possuía algumas situações tão positivas quanto o estrato I, considerando que seus valores máximos (estrato I: 99,58% e estrato X: 94,88%), assim como suas medianas (estrato I: 99,39% e estrato X: 87,79%) não apresentaram grandes discrepância (**Tabela 1**). A probabilidade dos domicílios do estrato de melhor condição de vida (“I”) possuírem água adequada foi de 13% superior ao observado no estrato X, o mais precário (**Tabela 2**). No que se refere à variabilidade interna, os estratos I a IX não sofreram grandes alterações na proporção de domicílios com abastecimento de água adequado, estando seus valores máximos e mínimos muito próximos (**Figura 2**). Os valores desta variável apresentaram-se mais dispersos no estrato X, com uma grande amplitude entre os valores máximo (94,88%) e mínimo (1,18%) e um coeficiente de variação de 0,032, o que demonstrou maior variabilidade interna, em relação aos outros estratos, na verdade, em função da presença de um distrito *outlier* (Marsilac).

Quanto aos **domicílios com coleta de lixo adequada**, a proporção para o município de São Paulo foi de 98,43%, ou seja, um pouco mais baixa do que a identificada para o estrato mais favorável (99,86%), e um pouco mais alta, que a do estrato de pior

condição de vida (91,96%). Na comparação entre os valores máximos desta variável, para os estratos I (99,98%) e X (95,84%), pequena variação foi encontrada, porém o valor mínimo do estrato de melhor condição social (99,21%) foi 3,6 vezes maior, que o do estrato X (27,27%), o mais desfavorecido (**Tabela 1**). A análise comparativa entre os diversos grupos mostrou padrão similar ao identificado na variável anterior. Assim, observou-se baixa variabilidade *inter* estratos, com razões, que variaram de 1,05 a 1,09 (**Tabela 2**). Na distribuição dos valores no interior dos estratos, também não se identificou diferenças marcantes, apresentando o estrato X valores mais dispersos, com um coeficiente de variação de 0,020 (**Tabela 1, Figura 2**).

Ao examinar a variável, **domicílios com esgotamento sanitário adequado**, percebeu-se distanciamento entre as proporções, para os estratos extremos (estrato I: 97,14% e estrato X: 48,60%). A área de melhor condição de vida (estrato I) apresentou valor um pouco mais alto que o identificado para o município de São Paulo (81,19%). Em relação aos valores mínimos, percebeu-se grande discrepância entre os estratos I (93,70%) e X (0,42%), porém os valores máximos (estrato I: 99,30% e estrato X: 59,88%) apresentaram menor afastamento (**Tabela 1**). A análise da variabilidade, entre as proporções das diversas áreas estratificadas, demonstrou heterogeneidade, considerando que as razões variaram de 1,38 a 2,00 (**Tabela 2**). Logo, a relação entre os valores desta variável para os estratos extremos (I e X) demonstrou que os domicílios do estrato I possuem proporção de esgotamento sanitário adequado, duas vezes a observada no outro estrato. A variabilidade, no interior dos grupos, também apresentou-se maior que nas duas variáveis anteriores, com dados mais dispersos nos estratos VIII, IX e X (**Figura 2**).

Ainda, no componente **Ambiental**, tem-se o **índice de aglomeração intradomiciliar**, que mede o número de pessoas por cômodo. Com valores muito baixos, esta variável oscilou de 0,43 no estrato I a 1,06 no estrato X. O número de pessoas por cômodo, calculado para o município de São Paulo, foi de 0,69. Assim como identificado nas variáveis anteriores, os valores mínimos dos estratos extremos (estrato I: 0,33 e estrato X: 1,00) apresentaram uma maior diferença do que seus valores máximos, que foram para os estratos I e X, de 0,57 e 1,11, respectivamente (**Tabela 1**). As

razões entre os valores desta variável para os estratos II a X, em relação ao estrato I, o de referência, variaram de 1,24 a 2,46 em ordem crescente de possibilidade de aglomeração, como mostra a **Tabela 2**. Dessa forma, os valores distribuíram-se entre os estratos de maneira a formar um claro gradiente, o que configurou uma nítida heterogeneidade entre os grupos (**Tabela 2, Figura 2**). Além disso, verificou-se baixa variabilidade interna, para o conjunto dos estratos, considerando a ausência de marcantes diferenças entre os valores mínimos e máximos no interior de cada grupo e coeficientes de variação que alternaram de 0,014 para o estrato X a 0,038 para o estrato I (**Tabela 1, Figura 2**). Considerando que valores altos desta variável tendem a representar uma situação desfavorável, a aglomeração apresentou-se maior nas áreas de condição de vida mais precária. Assim, no componente ambiental, esta variável é a que apresenta melhor discriminação entre os estratos, com maiores razões entre as proporções e gradiente nítido entre os grupos, além de conferir homogeneidade interna aos mesmos.

No componente **Escolaridade**, inicia-se com a variável **chefes de domicílios analfabetos**. Para o município de São Paulo, o valor para esta variável foi de 9,52%. A comparação entre os estratos extremos demonstrou proporções mais altas de chefes analfabetos, nas áreas mais desfavorecidas (estrato I: 2,53%; estrato X: 16,74%). Ainda comparando os grupos extremos, tem-se que o valor máximo da área mais desprivilegiada (estrato X: 25,40%) foi de aproximadamente seis vezes o valor máximo (4,25%) do estrato I (**Tabela 1**). Na análise *inter* grupos, percebeu-se heterogeneidade entre os valores dos estratos, considerando que maiores razões foram identificadas, à medida que a condição de vida do estrato se deteriora, obtendo-se uma relação de 6,61 para os valores mais afastados (**Tabela 2**). Quanto a variabilidade na proporção de chefes analfabetos, no interior dos estratos, percebeu-se relativa homogeneidade na totalidade dos grupos, estando os valores de seus coeficientes de variação entre 0,048 para o estrato X e 0,086 para o estrato I (**Tabela 1**), e ainda, os valores mínimo e máximo, *intra* grupo, não apresentaram grandes distorções (**Tabela 1, Figura 2**).

Na análise da variável, **chefes de domicílios com primário incompleto**, foram observadas as proporções de 7,01% e 38,30% para os estratos I e X, respectivamente. No âmbito do município, 22,45% dos chefes foram classificados com primário incompleto.

Esta variável não apresentou comportamento muito diferente da anterior. O valor máximo para o estrato X (51,42%) foi de aproximadamente cinco vezes o valor máximo (10,83%) do estrato I (**Tabela 1**). As razões variaram de 1,88 a 5,46 em ordem crescente de acordo com a piora de condição de vida (**Tabela 2**). Os coeficientes de variação (estrato I:0,085 e estrato X: 0,031) e a amplitude entre valores máximos e mínimos em cada grupo demonstram ausência de grandes distorções, conferindo baixa variabilidade para os valores no interior dos estratos (**Tabela 1, Figura 2**).

Para a variável, **proporção de chefes com secundário completo**, foram identificados números para os estratos extremos que divergem muito entre si. O estrato I, com mais da metade de seus chefes com secundário completo (63,90%), apresentou valores bem acima da média do município de São Paulo (28,39%). Entretanto para a área mais desfavorável, diagnosticou-se uma proporção de apenas 5,94%. Esse comportamento divergente é mantido quando se comparou outras medidas dos estratos mais afastados, sendo o valor máximo do estrato I (78,83%), por exemplo, cerca de dez vezes o apresentado (7,54%) no estrato X (**Tabela 1**). A análise da variabilidade para os valores entre os estratos permitiu a observação de formação de gradiente, ou seja, as proporções desta variável diminuem à medida que a situação se torna mais precária, com a razão entre extremos chegando a 10,76 (**Tabela 2, Figura 2**). Com valores máximos que, em geral, não chegam ao dobro do valor mínimo, no mesmo estrato e coeficientes de variação de 0,041 para o estrato I e 0,101 para o estrato X, a distribuição da proporção de chefes com secundário completo, no interior dos estratos, ocorreu sem grandes dispersões (**Tabela 1, Figura 2**).

Ao se comparar a **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, nos estratos I (38,72%) e X (0,84%), foram visualizados valores bem distais. No cálculo desta variável para o município, identificou-se que 12,97% dos chefes de São Paulo apresentavam nível superior, o que corresponde a 1/3 do valor identificado no estrato mais favorável (**Tabela 1**). As razões aqui verificadas foram ainda mais altas do que as da variável anterior, com a relação entre os valores dos grupos extremos, atingindo um “RR” de 46,09. A ocorrência de proporções mais baixas, com a piora da condição de vida no estrato, configurou também um gradiente de situação (**Tabela 2, Figura 2**). A análise da

dispersão dos valores no interior dos grupos mostrou ausência de grandes diferenças, sendo identificados coeficientes de variação de 0,072 para o estrato I e de 0,088 para o estrato X (**Tabela 1**). No componente **Escolaridade**, a variável **proporção de chefes de domicílios com nível universitário** apresentou uma diferenciação mais clara entre um estrato e outro, e uma maior amplitude entre extremos, classificando grupos bem heterogêneos entre si. A variabilidade interna não foi elevada, apesar de ser para o conjunto dos estratos, a mais alta neste componente.

As variáveis, descritas a seguir, estão incluídas no componente **Renda**. No que se refere à **renda média mensal de até meio (1/2) salário mínimo**, identificou-se que 6,71% dos chefes de domicílios do município de São Paulo encontravam-se nesta situação. Os estratos I e X apresentaram, para esta variável, proporções de 3,88% e 9,02%, respectivamente. O valor máximo do estrato mais precário (12,96%) foi de duas vezes e meia o identificado para o estrato mais favorável (5,16%), como mostra a **Tabela 1**. A variabilidade *inter* estratos, apesar de presente, não reflete diferenças marcantes para os valores (médios, medianos, mínimos e máximos) entre os grupos. As razões obtidas variaram de 1,29 para o estrato II a 2,32 para o estrato X e não demonstram tendência para formação de gradiente nas situações por estratos (**Tabela 1, Tabela 2 e Figura 2**). Quanto à dispersão dos valores no interior dos grupos, observaram-se baixos coeficientes de variação, sendo os números para os estratos I e X, de 0,053 e 0,089 respectivamente (**Tabela 1**). O gráfico *box plot*, para esta variável, também revela baixa variabilidade interna, com pequena amplitude entre os valores mínimos e máximos no interior dos estratos (**Figura 2**).

A **renda média mensal, em salários mínimos**, observada para **os chefes de domicílios** do município de São Paulo, foi de 7,6. No cálculo desta variável para os estratos extremos, percebeu-se que a área mais favorecida, com seus chefes recebendo em média 15,09 salários mínimos mensais, apresentou quatro vezes e meia (RR: 4,56), a renda média encontrada para a área menos privilegiada, que foi de 3,31 (**Tabela 1, Tabela 2**). Quando se comparou os números máximos, identificou-se ainda maior diferença, com o estrato I apresentando o valor de 22,53 e o estrato X, o valor de 3,75. A análise da variabilidade entre os estratos, mais uma vez, pode ser observada, a partir da **Tabela 2**, em que se

visualizam razões que aumentam de forma gradativa à medida que se afastam do estrato de referência (X), estando estas entre 1,02 para o estrato IX e 4,56 para o estrato I. Em relação à variação dos valores *intra* estratos, os coeficientes de variação de 0,078 para o estrato I e de 0,048 para o estrato X, assim como, a amplitude entre os valores mínimos e máximos para cada estrato, não demonstram comportamento muito distante do que vem sendo identificado nas outras variáveis, ou seja, identificou-se relativa homogeneidade *intra* grupos (**Tabela 1, Figura 2**).

Ao analisar os valores referentes à variável **renda média mensal acima de vinte salários mínimos**, verificou-se que, no estrato mais favorável de condição de vida, 23,26% dos **chefes de domicílios** estavam nesta faixa de renda. Entretanto, no estrato mais desprivilegiado, uma proporção de apenas 0,49% foi observada. Para o município de São Paulo, a proporção de chefes nesta situação foi de 7,16%, ou seja, de catorze vezes e meia, a identificada no estrato menos favorável. Essa situação de discrepância foi visualizada entre os estratos extremos para todas as medidas descritivas calculadas (**Tabela 1, Tabela 2, Figura 2**). Ao se comparar, por exemplo, o valor máximo dos estratos extremos, encontraram-se proporções de 39,06% para o estrato I e de 1,19% para o estrato X, já os valores medianos foram para os estratos I e X, de 24,85% e 0,57% respectivamente. Com o estrato mais desfavorável como referência, as razões decresceram de 47,56 (estrato I) a 1,11 (estrato II) de forma gradual, refletindo presença de heterogeneidade entre os grupos com formação de um gradiente de situação (**Tabela 2, Figura 2**). No que se refere à variabilidade dos valores no interior dos estratos, identificaram-se coeficientes de variação de 0,108 no estrato I e 0,146 no estrato X, os quais apesar de um pouco mais altos do que o observado para as variáveis anteriores, ainda denotam ausência de grande dispersão nos valores *intra* estrato (**Tabela 1**). Dessa forma, a variável **proporção de chefes de domicílios com renda média mensal acima de vinte salários mínimos** apresentou no componente **Renda**, maior discriminação entre os grupos, e uma variabilidade *intra* estratos, não elevada.

Tabela 1 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Escore 10.

Técnica de "Escore10"									
VARIÁVEL	Estrato	valor no estrato	MEDIDAS						
			DP	CV da X	MIN	MAX	PERCENTIS		
							25	50	75
ÁGUA (%)	I	99,12	0,14	0,001	97,70	99,58	98,82	99,39	99,50
	X	87,85	2,84	0,032	1,18	94,88	60,58	87,79	92,69
LIXO (%)	I	99,86	0,07	0,001	99,21	99,98	99,87	99,94	99,97
	X	91,96	1,85	0,020	27,27	95,84	75,43	91,3	95,03
ESGOTO (%)	I	97,14	0,43	0,004	93,7	99,3	96,33	97,14	98,36
	X	48,60	3,83	0,079	0,42	59,88	15,69	51,52	57,90
I. AGLOM (razão)	I	0,43	0,02	0,038	0,33	0,57	0,38	0,42	0,50
	X	1,06	0,01	0,014	1,00	1,11	1,01	1,07	1,09
PA (%)	I	2,53	0,22	0,086	1,22	4,25	1,86	2,51	3,34
	X	16,74	0,81	0,048	14,10	25,4	16,93	17,06	19,97
PPI (%)	I	7,01	0,59	0,085	3,22	10,83	5,21	6,84	8,80
	X	38,30	1,18	0,031	34,69	51,42	36,93	39,97	41,67
PSS (%)	I	63,90	2,60	0,041	49,21	78,83	52,72	65,67	70,91
	X	5,94	0,60	0,101	4,09	7,54	4,42	4,81	7,35
PU (%)	I	38,72	2,79	0,072	21,79	54,19	29,63	40,17	47,27
	X	0,84	0,07	0,088	0,35	1,03	0,62	0,76	0,98
SM 1/2 (%)	I	3,88	0,21	0,053	2,72	5,16	2,92	3,91	4,61
	X	9,02	0,80	0,089	5,79	12,96	7,26	9,16	12,80
renda média(SM)	I	15,09	1,18	0,078	7,89	22,53	11,68	15,32	19,03
	X	3,31	0,16	0,048	2,85	3,75	2,88	3,16	3,44
SM 20 (%)	I	23,26	2,52	0,108	6,31	39,06	15,99	24,85	30,89
	X	0,49	0,07	0,146	0,17	1,19	0,32	0,57	0,80

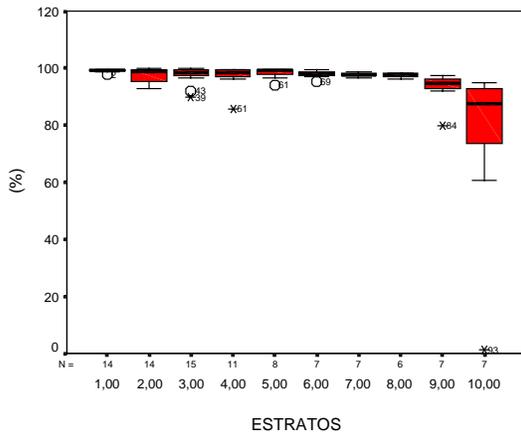
Tabela 2 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Escore 10.

ESTRATO	VARIÁVEIS										
	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	LAGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDAS	SM
I	<u>1,13</u>	<u>1,09</u>	<u>2,00</u>	1	1	1	<u>10,76</u>	<u>46,09</u>	<u>1</u>	<u>4,56</u>	<u>47,56</u>
II	1,11	1,08	1,89	1,24	2,13	1,88	7,80	28,32	1,29	3,16	27,55
III	1,12	1,08	1,83	1,52	3,18	2,80	5,17	15,34	1,58	2,11	13,27
IV	1,12	1,08	1,74	1,69	3,85	3,30	4,12	10,59	1,69	1,87	9,31
V	1,12	1,07	1,69	1,88	4,16	3,43	3,39	6,99	1,86	1,51	5,11
VI	1,11	1,07	1,55	1,96	4,54	3,90	2,80	5,80	1,77	1,46	5,06
VII	1,11	1,07	1,51	2,12	4,98	4,25	2,40	4,15	2,09	1,33	3,28
VIII	1,11	1,06	1,46	2,25	5,48	4,59	1,72	2,33	2,47	1,18	2,20
IX	1,08	1,05	1,38	2,30	5,70	4,57	1,54	2,03	2,28	1,02	1,11
X	1	1	1	<u>2,46</u>	<u>6,61</u>	<u>5,46</u>	1	1	<u>2,32</u>	1	1

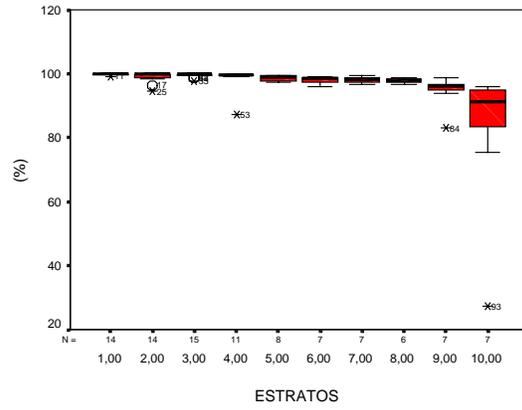
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

** Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

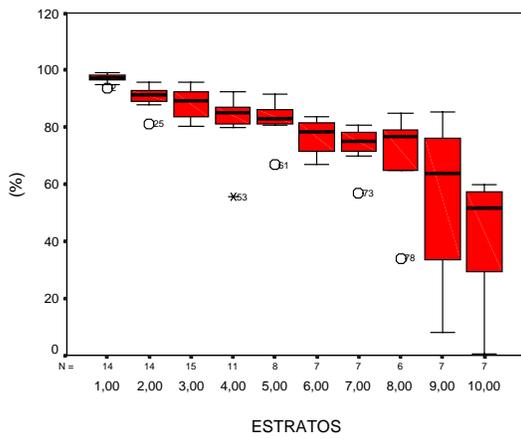
Domicílios com "água adequada"



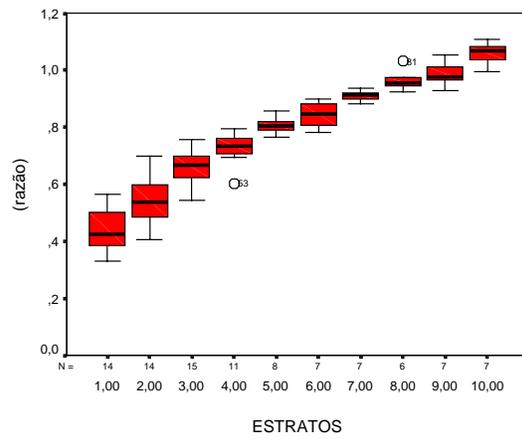
Domicílios com "coleta de lixo adequada"



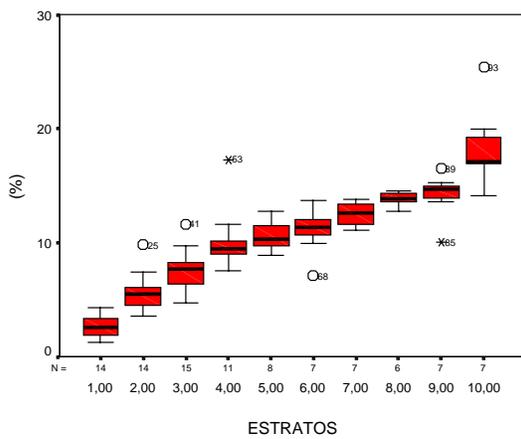
Domicílios com "esgotamento adequado"



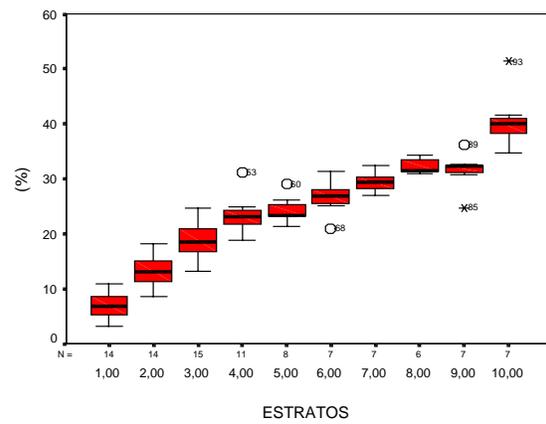
Índice de aglomeração intradomiciliar



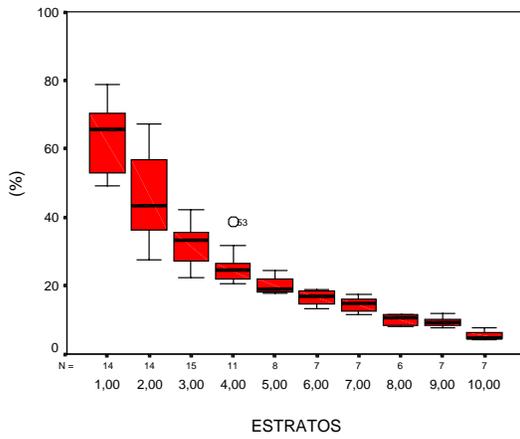
Chefes "analfabetos"



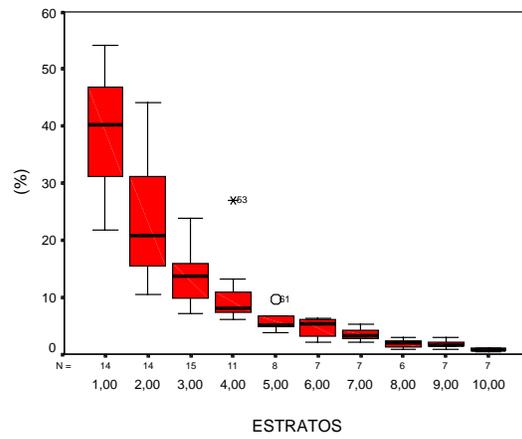
Chefes com "primário incompleto"



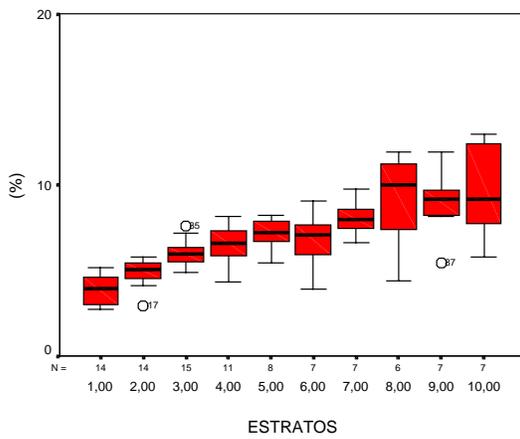
Chefes com "secundário completo"



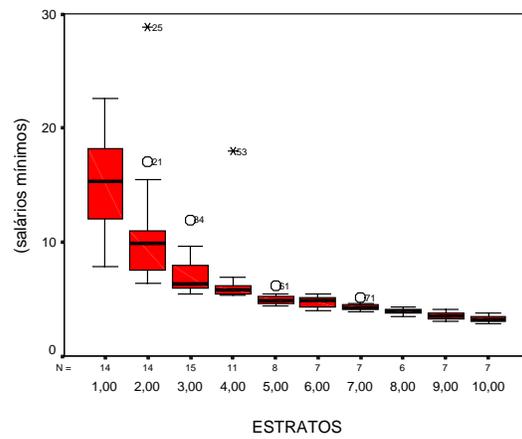
Chefes com "nível universitário"



Chefes com renda "até 1/2" SM"



Renda média dos chefes



Chefes com renda "> 20 SM"

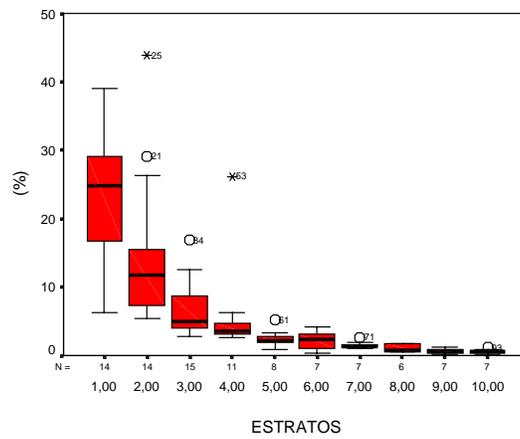
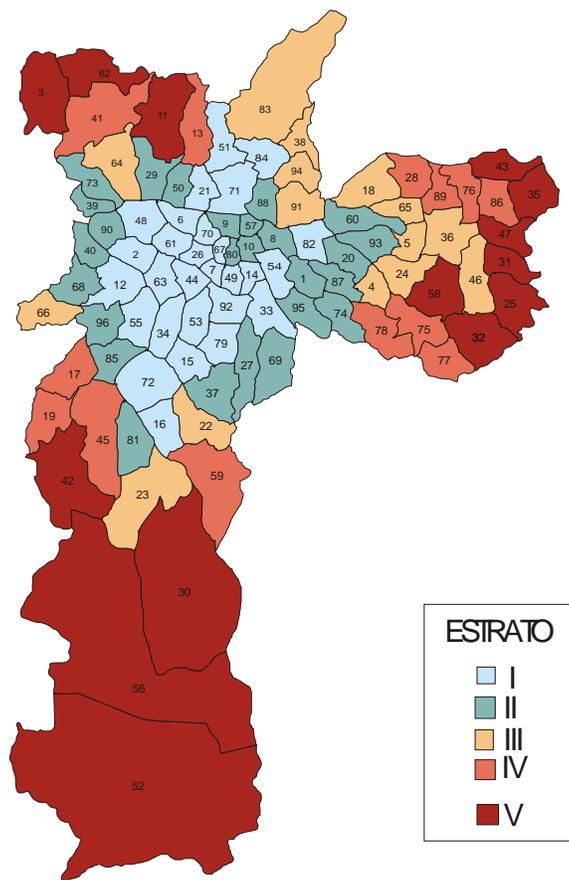


Figura 2 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Escore 10.

4.1.2 - Técnica de Agrupamento Escore 5

-Composição dos estratos

A classificação aqui apresentada (**Quadro 3**) obedeceu a critérios metodológicos similares aos aplicados à técnica anteriormente descrita. Dessa forma, o *rank* dos distritos não foi alterado, permanecendo Moema e Marsilac nas respectivas posições de melhor e pior condição de vida. Entretanto, o "corte" utilizado para a delimitação das áreas homogêneas agrupou os distritos em *quintis* populacionais. Os cinco estratos originados apresentaram distribuição percentual da população, que variou entre 18,97% para o estrato V (muito baixa condição de vida) e 20,84% para o estrato II. A área de intermediária condição de vida (estrato III) absorveu 19,75% da população, e a mais favorável (estrato I) ficou com 20,52% da população do município. O agrupamento dos distritos, em cinco (05) estratos, pela técnica *Escore*, facilitou a visualização de contiguidade geográfica entre os distritos localizados em estratos similares (**Figura 3**).



FONTE: Os dados sociais primários foram extraídos do Censo IBGE, 1991.

* Os números referem-se aos distritos, que estão listados no **Anexo 1**.

Figura 3 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Escore 5.

Quadro 3 - Distribuição Dos Distritos Nos Estratos Para A Técnica De Escore 5.

DISTRITO	POSIÇÃO MÉDIA	RANK FINAL	% da POP no estrato	DISTRITO	POSIÇÃO MÉDIA	RANK FINAL	% da POP no estrato
053-MOEMA	5,45	1°		005-ARTUR ALVIM	51,45	55°	
063-PINHEIROS	5,45	2°		018-CANGAIBA	52,91	56°	19,75
061-PERDIZES	6,73	3°		064-PIRITUBA	54,00	57°	da
002-ALT PINHEIR	7,55	4°	20,52%	065-PONTE RASA	55,55	58°	população
044-JD PAULISTA	7,73	5°	da	094-VL MEDEIROS	58,09	59°	do
072-SANTO AMARO	10,18	6°	população	066-RAPOSO TAVA	59,27	60°	município
026-CONSOLACAO	12,45	7°	do	083-TREMEMBE	59,91	61°	de S.Paulo
092-VL MARIANA	12,82	8°	município	038-JACANA	60,27	62°	
079-SAUDE	13,64	9°	de S.Paulo	004-ARICANDUVA	60,64	63°	
048-LAPA	15,00	10°		024-CID LIDER	60,91	64°	
012-BUTANTA	16,91	11°		046-JOSE BONIFA	62,09	65°	
007-BELA VISTA	17,00	12°		023-CID DUTRA	62,91	66°	
067-REPUBLICA	18,64	13°		022-CID ADEMAR	63,18	67°	
071-SANTANA	18,64	14°		036-ITAQUERA	63,73	68°	
034-ITAIM-BIBI	20,64	15°		091-VL MARIA	64,09	69°	
015-CAMPO BELO	21,27	16°		ESTRATO III	59,27	15 distritos	
054-MOOCA	21,91	17°		017-CAMPO LIMPO	67,27	70°	
070-STA CECILIA	23,55	18°		028-ERM MATARAZ	67,91	71°	19,93%
082-TATUAPE	24,45	19°		076-SAO MIGUEL	69,55	72°	da
049-LIBERDADE	25,73	20°		013-CACHOEIRINH	70,73	73°	população
016-CAMPO GRAND	26,18	21°		075-SAO MATEUS	71,00	74°	do
033-IPIRANGA	27,27	22°		041-JARAGUA	71,27	75°	município
006-BARRA FUNDA	28,27	23°		045-JD SAO LUIS	71,55	76°	de S.Paulo
084-TUCURUVI	29,09	24°		086-VL CURUCA	74,55	77°	
055-MORUMBI	29,55	25°		078-SAPOEMBA	75,55	78°	
021-CASA VERDE	29,91	26°		089-VL JACUI	76,00	79°	
051-MANDAQUI	30,45	27°		077-SAO RAFAEL	77,09	80°	
014-CAMBUCI	30,91	28°		019-CAPAO REDON	77,45	81°	
ESTRATO I	19,19	28 DISTRITOS		059-PEDREIRA	77,64	82°	
001-AGUA RASA	32,18	29°		ESTRATO IV	72,89	13 distritos	
081-SOCORRO	32,55	30°		031-GUAIANAZES	78,00	83°	
027-CURSINO	33,18	31°		025-CID TIRADEN	79,36	84°	18,97%
080-SE	33,45	32°		058-PQ DO CARMO	79,64	85°	da
090-VL LEOPOLDI	33,91	33°	20,84%	011-BRASILANDIA	80,91	86°	população
096-VL SONIA	36,36	34°	da	062-PERUS	83,82	87°	do
020-CARRAO	37,55	35°	população	035-ITAIM PAULI	85,45	88°	município
088-VL GUILHERM	37,91	36°	do	003-ANHANGUERA	86,27	89°	de S.Paulo
093-VL MATILDE	38,18	37°	município	030-GRAJAU	86,36	90°	
095-VL PRUDENTE	40,00	38°	de S.Paulo	047-LAJEADO	87,27	91°	
008-BELEM	40,09	39°		056-PARELHEIROS	89,55	92°	
057-PARI	40,36	40°		043-JD HELENA	90,18	93°	
040-JAGUARE	40,91	41°		042-JD ANGELA	90,55	94°	
037-JABAQUARA	41,45	42°		032-IGUATEMI	92,00	95°	
009-BOM RETIRO	41,91	43°		052-MARSILAC	93,00	96°	
073-SAO DOMINGO	43,91	44°		ESTRATO V	85,88	14 distritos	
087-VL FORMOSA	43,91	45°					
060-PENHA	45,36	46°					
039-JAGUARA	45,45	47°					
029-FREG DO O	46,73	48°					
069-SACOMA	47,09	49°					
050-LIMAO	48,18	50°					
010-BRAS	48,91	51°					
068-RIO PEQUENO	49,45	52°					
085-VL ANDRADE	49,64	53°					
074-SAO LUCAS	51,09	54°					
ESTRATO II	41,53	26 DISTRITOS					

*Os dados "primários", referentes as variáveis sociais, foram extraídos do Censo do IBGE, 1991.

- Variabilidade intra e inter estratos

Nesta segunda técnica de classificação, serão utilizados na descrição, dados apresentados na **Tabela 3**, **Tabela 4** e representados graficamente na **Figura 4**. A análise descritiva das variáveis, para todos os cinco estratos discriminados no *Escore 5*, está apresentada no **Anexo 9**.

Em relação a variável, **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado**, constatou-se que o estrato I, com 98,57% de seus domicílios nesta situação, apresentou pequena vantagem quando comparado com o estrato V, o qual obteve uma proporção de 91,36%. Esses valores estão próximos ao do identificado para o município de São Paulo (97,31%). Uma grande distância entre os extremos é percebida apenas, quando se observou o valor mínimo para os estratos I (92,82%) e V (1,18%), como apresenta a **Tabela 3**. A análise da **Tabela 4** mostra que, o estrato mais favorável, apresentou probabilidade de possuir abastecimento adequado de água, 8% superior ao estrato mais precário. E ainda, razões idênticas (1,07) para os estratos II, III e IV refletem uma similaridade de situação entre os conglomerados. Os coeficientes de variação de 0,003 para o estrato I e de 0,020 para o estrato V e, valores máximos e mínimos muito próximos, no interior dos estratos I a IV, revelam baixa variabilidade *intra* - estrato (**Tabela 3**, **Figura 4**).

Quanto aos **domicílios com coleta de lixo adequada**, os estratos I e V apresentaram **proporções** de 99,61% e 94,20%, respectivamente, ou seja, valores que não distam muito do identificado para o município (98,43%). Nesta variável, assim como na anterior, a diferença entre extremos foi melhor expressa quando se comparou os menores valores, ficando o estrato I, com uma proporção mínima (94,46) de três vezes e meia a observada no estrato V, que foi de 27,27% (**Tabela 3**). As razões de 1,04 (estrato IV), 1,05 (estratos II e III) e 1,06 (estrato I) demonstram baixa variabilidade *inter* estratos (**Tabela 4**). A variabilidade *intra* grupos, também foi pequena, considerando coeficientes de variação entre 0,001 (estrato I) e 0,013 (estrato V) e pequenas diferenças entre os valores mínimos e máximos, em especial, no interior dos estratos I a IV (**Tabela 3**, **Figura 4**).

A comparação entre a **proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado** para as duas áreas mais diferenciadas de condição de vida (estrato I: 94,65%, estrato V: 57,38%) mostra razoável diferença. Porém, o valor mínimo do conglomerado I (81,17%) é muito mais elevado que o do conglomerado V, que foi de 0,42% (**Tabela 3**). No município de São Paulo, 81,19% dos domicílios têm este serviço. As razões, apesar de não serem altas, configuram um gradiente, ficando o estrato I, com 65% a mais de probabilidade de possuir domicílios com esgotamento adequado do que o estrato V (**Tabela 4, Figura 4**). A distribuição dos valores, no interior dos estratos, não apresentou grandes dispersões, sendo o estrato V, com coeficiente de variação de 0,089, o mais heterogêneo (**Tabela 3, Figura 4**).

O **índice de aglomeração intradomiciliar** apresentou valores de 0,48 e 1,02 para os estratos I e V respectivamente (**Tabela 3**). A **Tabela 4** apresenta para esta variável uma razão entre extremos de 2,14, além de mostrar um aumento gradativo da aglomeração com a piora da condição de vida. Quanto à variabilidade no interior dos estratos, os baixos coeficientes de variação (estrato I: 0,036; estrato V: 0,014) e a pequena diferença entre os valores mínimos e máximos refletem a relativa homogeneidade *intra* estrato (**Tabela 3, Figura 4**). No componente **Ambiental**, o **índice de aglomeração intradomiciliar** apresentou a maior variação entre os grupos, estando os valores medianos de um estrato sempre menor que o valor mínimo do próximo estrato (**Tabela 4, Figura 4**).

Inicialmente, na análise do componente **Escolaridade**, tem-se a variável **proporção de chefes de domicílios analfabetos**, a qual apresentou valores de 3,84% e 15,65% para os estratos I e V respectivamente (**Tabela 3**). A razão entre essas proporções (RR: 4,08) mostra que o estrato de pior condição de vida tem quatro vezes mais possibilidade de apresentar chefes analfabetos do que o estrato em situação privilegiada (**Tabela 4**). Além disso, partindo-se do estrato I, observou-se tendência de aumento gradual nos valores para esta variável, o que mostra heterogeneidade *inter* estratos (**Tabela 4, Figura 4**). A variabilidade *intra* estrato esteve mais uma vez presente de forma discreta, como indicam os baixos coeficientes de variação (estrato I:0,089; estrato V:0,038), as pequenas distâncias entre os três *percentis* e a diferença entre os valores extremos no interior dos grupos (**Tabela 3, Figura 4**).

A respeito dos **chefes de domicílios com primário incompleto**, identificaram-se **proporções** de 9,81% para o estrato I e de 35,31% para o estrato V (**Tabela 3**). As razões variaram gradualmente de 2,18 (estrato II) a 3,60 (estrato IV), denotando diferenças para os valores entre os grupos (**Tabela 4**). Os gráficos *box plot* e os coeficientes de variação de 0,082 para o estrato I e de 0,034 para o estrato V mostram que os valores para esta variável se distribuem no interior dos grupos com relativa homogeneidade, mesmo no estrato I, o mais disperso (**Tabela 3; Figura 4**).

A **proporção de chefes de domicílios com secundário completo**, observada para os estratos I e V, foi de 55,87% e 7,48% respectivamente (**Tabela 3**). A diferença para os valores desta variável nos cinco estratos aumentou com a distância social entre eles, ficando a razão entre os grupos extremos em 7,47 (**Tabela 4, Figura 4**). As proporções distribuíram-se no interior dos estratos, com relativa homogeneidade, apresentando o estrato "V" valores mais dispersos, com um coeficiente de variação de 0,082 (**Tabela 3, Figura 4**).

No que se refere aos **chefes de domicílios com nível universitário** foram identificadas **proporções** de 31,92% para o estrato I e de 1,25% para o estrato V (**Tabela 3**). Assim, uma razão de 25,54 foi obtida na relação entre os grupos extremos, denotando marcante diferença. Com razões de 2,20 (estrato IV), 4,28 (estrato III) e 8,70 (estrato II) os estratos intermediários refletem heterogeneidade entre eles para os valores desta variável (**Tabela 4, Figura 4**). Na análise da homogeneidade interna, observaram-se valores para os coeficientes de variação que oscilaram de 0,081 para o estrato I a 0,149 para o estrato V, apresentando este último, maior variabilidade (**Tabela 3**). No componente **Escolaridade**, a **proporção de chefes de domicílios com nível universitário** destacou-se como a variável que mostrou maior heterogeneidade entre os grupos, assim como apresentou valores mais dispersos no interior do estrato V. Para o estrato I, no entanto, a variação interna das variáveis, **proporção de chefes de domicílios analfabetos** e **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto** apresentou-se um pouco mais elevada.

No componente **Renda**, a variável **chefes com até meio (1/2) salário mínimo mensal** apresentou proporções de 4,40% para o estrato I e 8,93% para o estrato V (**Tabela 3**). A variabilidade entre os estratos, apesar de discreta, mostrou a formação de um

gradiente, com razões que variaram de 1,44 a 2,03 (**Tabela 4, Figura 4**). Os coeficientes de variação de 0,042 e 0,056 para os estratos I e V, respectivamente, juntamente com o *box plot*, exprimem pequena dispersão *intra* estrato (**Tabela 3, Figura 4**).

A **renda média mensal, em salários mínimos** para os **chefes de domicílios** do estrato I (12,97), foi de aproximadamente quatro vezes o valor identificado para o estrato V (3,33), como mostra a razão de 3,89 obtida da relação entre essas áreas (**Tabela 3, Tabela 4**). O estrato I, com valores mais dispersos internamente, apresentou coeficiente de variação de 0,073 (**Tabela 3, Figura 4**).

Ao comparar a **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**, para os grupos extremos (estrato I: 18,77; estrato V: 0,51), percebeu-se uma razão de 36,80 como apresentam as **Tabelas 3 e 4**. No entanto, para os estratos intermediários, identificaram-se razões de 2,63 (estrato IV), 4,84 (estrato III) e 10,78 (estrato II) o que mostra um rápido avanço no diferencial da proporção de chefes nesta faixa de renda, quando se compara os grupos mais extremos (**Tabela 4, Figura 4**). No interior dos estratos, os valores se distribuíram com uma razoável dispersão, apresentando os estratos I e V, coeficientes de variação de 0,108 e 0,125 respectivamente (**Tabela 3**). No componente **Renda**, a variável **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos** destacou-se com marcante heterogeneidade entre os estratos, elevada amplitude entre extremos e uma variabilidade interna, que apesar de não elevada, foi a mais alta entre as variáveis estudadas.

Tabela 3 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Escore 5.

Técnica de "Escore 5"									
MEDIDAS									
VARIÁVEL	Estrato	valor no			percentis				
		estrato	DP	CV da X	MIN	MAX	25	50	75
ÁGUA	I	98,57	0,32	0,003	92,82	99,81	98,55	99,09	99,46
	V	91,36	1,80	0,020	1,18	97,34	85,04	92,64	95,19
LIXO	I	99,61	0,14	0,001	94,46	99,98	99,72	99,90	99,94
	V	94,20	1,21	0,013	27,27	98,78	89,19	95,02	96,31
ESGOTO	I	94,65	0,65	0,007	81,17	99,3	91,45	94,8	97,16
	V	57,38	5,10	0,089	0,42	85,38	24,27	54,04	66,30
I. AGLOM	I	0,48	0,02	0,036	0,33	0,7	0,42	0,49	0,56
	V	1,02	0,01	0,014	0,93	1,11	0,97	1,02	1,07
PA	I	3,84	0,34	0,089	1,22	9,82	2,47	3,73	5,55
	V	15,65	0,60	0,038	10,03	25,4	14,21	15,86	17,42
PPI	I	9,81	0,80	0,082	3,22	18,16	6,83	9,91	13,41
	V	35,31	1,22	0,034	24,71	51,42	32,04	35,46	40,04
PSS	I	55,87	2,81	0,050	27,57	78,83	43,20	56,22	67,72
	V	7,48	0,61	0,082	4,09	11,92	4,77	7,63	9,40
PU	I	31,92	2,58	0,081	10,42	54,19	20,47	31,17	43,31
	V	1,25	0,19	0,149	0,35	2,90	0,74	1,00	1,64
SM 1/2	I	4,40	0,18	0,042	2,72	5,80	3,74	4,56	5,14
	V	8,93	0,50	0,056	5,45	12,96	7,92	9,15	11,91
MÉDIA SM	I	12,97	0,94	0,073	6,36	28,82	9,07	11,52	16,90
	V	3,33	0,10	0,030	2,85	4,05	3,09	3,37	3,60
SM 20	I	18,77	2,02	0,108	5,32	43,87	10,2	16,09	27,28
	V	0,51	0,06	0,125	0,15	1,31	0,33	0,59	0,88

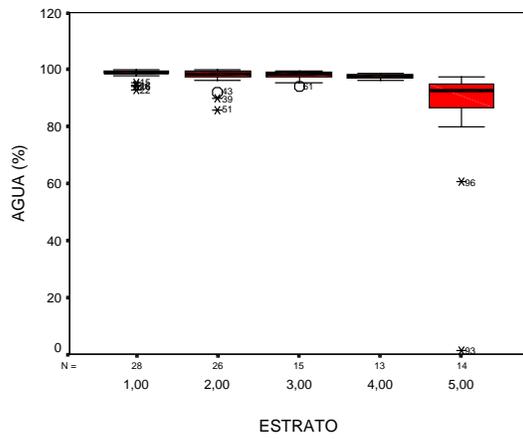
Tabela 4 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de Referência, para os Estratos da Técnica de Escore 5.

ESTRATO	VARIÁVEIS											
	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	I.AGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDAM	SM	20 SM
I	<u>1,08</u>	<u>1,06</u>	<u>1,65</u>	1	1	1	<u>7,47</u>	<u>25,54</u>	1	<u>3,89</u>	<u>36,51</u>	
II	1,07	1,05	1,51	1,43	2,32	2,18	3,69	8,70	1,44	1,98	10,78	
III	1,07	1,05	1,37	1,72	2,87	2,62	2,45	4,28	1,60	1,47	4,84	
IV	1,07	1,04	1,26	1,96	3,45	3,15	1,65	2,20	2,00	1,25	2,63	
V	1	1	1	<u>2,14</u>	<u>4,08</u>	<u>3,60</u>	1	1	<u>2,03</u>	1	1	

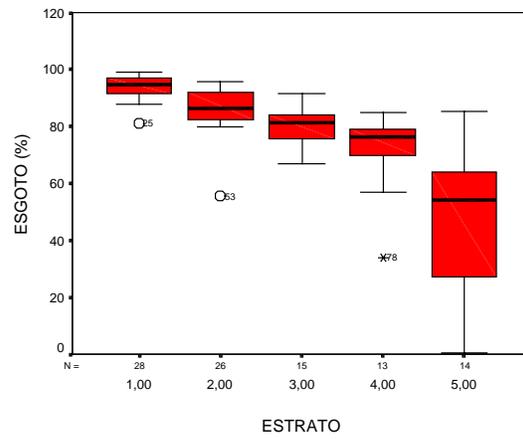
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

** Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

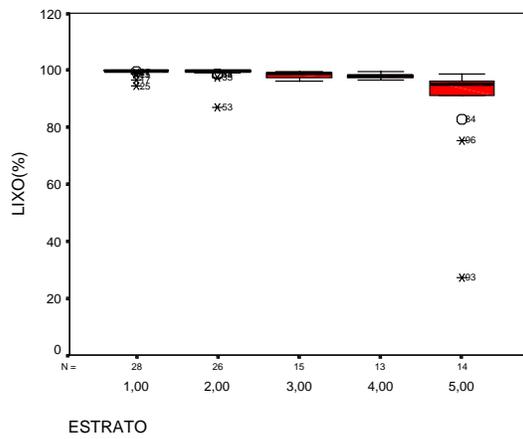
Domicílios com "água adequada"



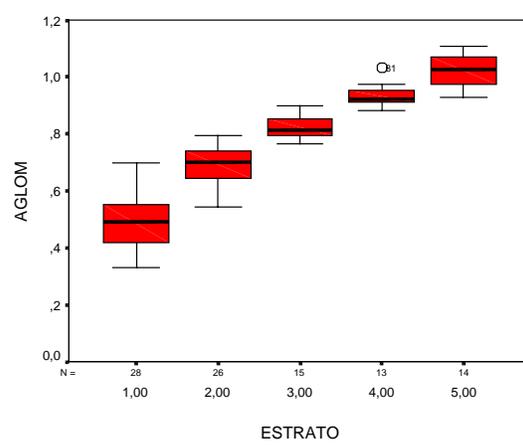
Domicílios com "esgotamento adequado"



Domicílios com "coleta de lixo adequada"

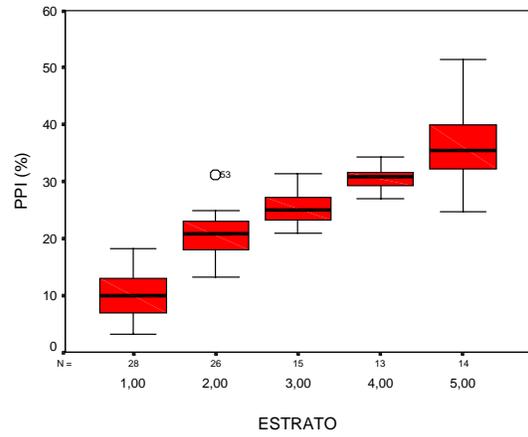
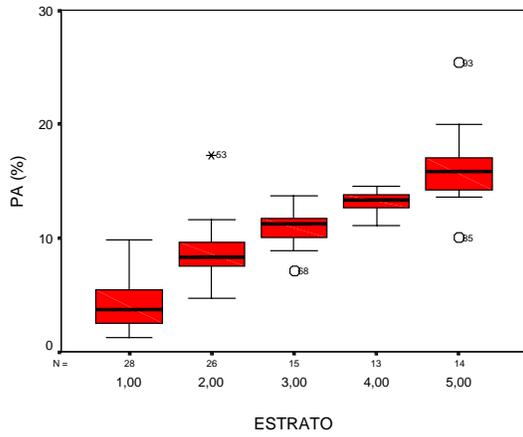


Índice de aglomeração intradomiciliar"

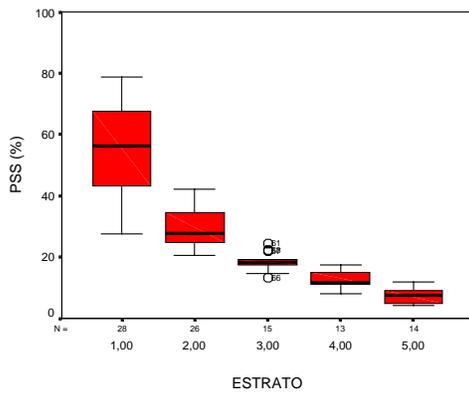


Chefes "analfabetos"

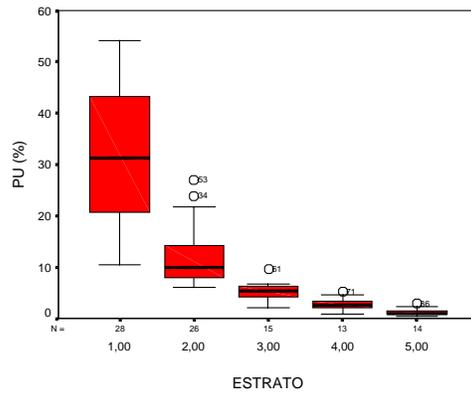
Chefes com "primário incompleto"



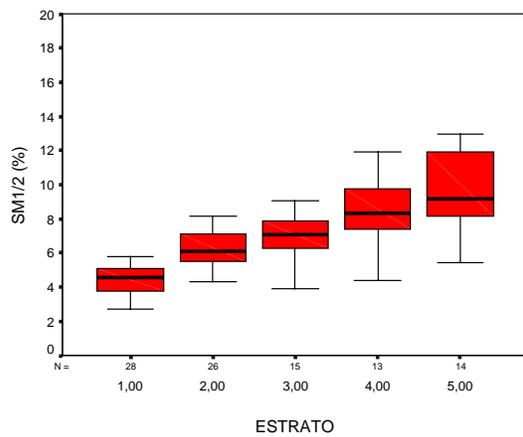
Chefes com "secundário completo"



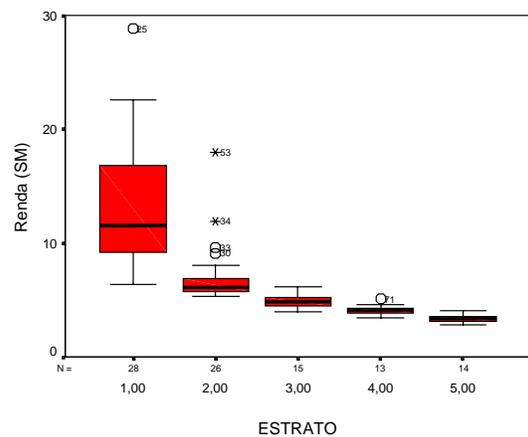
Chefes com "nível universitário"



Chefes com renda "até 1/2 SM"



Renda média dos chefes



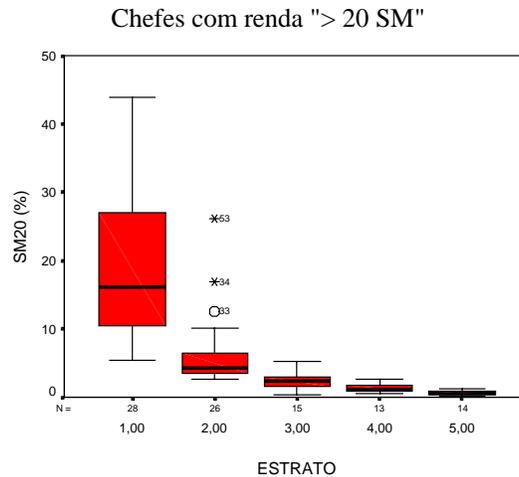


Figura 4 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Escore5.

4.1.3 - Técnica de Agrupamento Cluster

-Composição dos estratos

Nesta terceira técnica, o agrupamento é iniciado pelo emparelhamento de distritos mais próximos de acordo com a distância euclidiana entre eles. Quanto aos valores das variáveis estudadas, o corte para formação dos conglomerados foi feito a partir da análise do dendograma (out put do SPSS), o que possibilitou a conformação de 7 estratos "homogêneos" de condição de vida. A composição dos estratos conformados, ao ser utilizada a técnica *Cluster*, está apresentada no **Quadro 4**. Os distritos que compõem cada estrato estão listados, por ordem alfabética, e não hierarquizados por condição de vida. Porém, os sete estratos estão ordenados, da melhor situação (estrato I) para a pior situação (estrato VII). Quanto à distribuição da população, observou-se que os estratos I, II, III e IV absorveram, respectivamente, 7,97%, 6,20%, 8,14% e 4,53% da população do município. Os estratos V e VI, com percentuais de 24,67% e 33,97%, respectivamente, concentraram a maior parte da população, refletindo uma distribuição desequilibrada. Nesta técnica, assim como nas três que serão descritas a seguir (*Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*) alguns distritos (Anhanguera, Marsilac, Parelheiros, Vila Andrade e Vila Sônia) foram considerados com valores diferenciados para as variáveis sociais, a ponto

de formarem um a um, conglomerados isolados. A análise das variáveis mostrou que o isolamento desses distritos foi em função de possuírem, para a maioria delas, situação inferior a identificada para o conjunto dos distritos, nos diferentes estratos (**Anexo 10**). Assim, optou-se por distribuí-los nos conglomerados com os quais mais se assemelhavam. A decisão em manter esses distritos, justifica-se, considerando que estas classificações foram realizadas, na tentativa de identificar a mais sensível para refletir as desigualdades sociais no município de São Paulo. Dessa forma, excluir esses distritos seria omitir a face mais desigual ou heterogênea do espaço em estudo. Como exemplificação, apresenta-se, para esta técnica, o mapeamento dos estratos sem os distritos "diferenciados" (**Figura 5**) e com a inclusão dos mesmos (**Figura 6**).

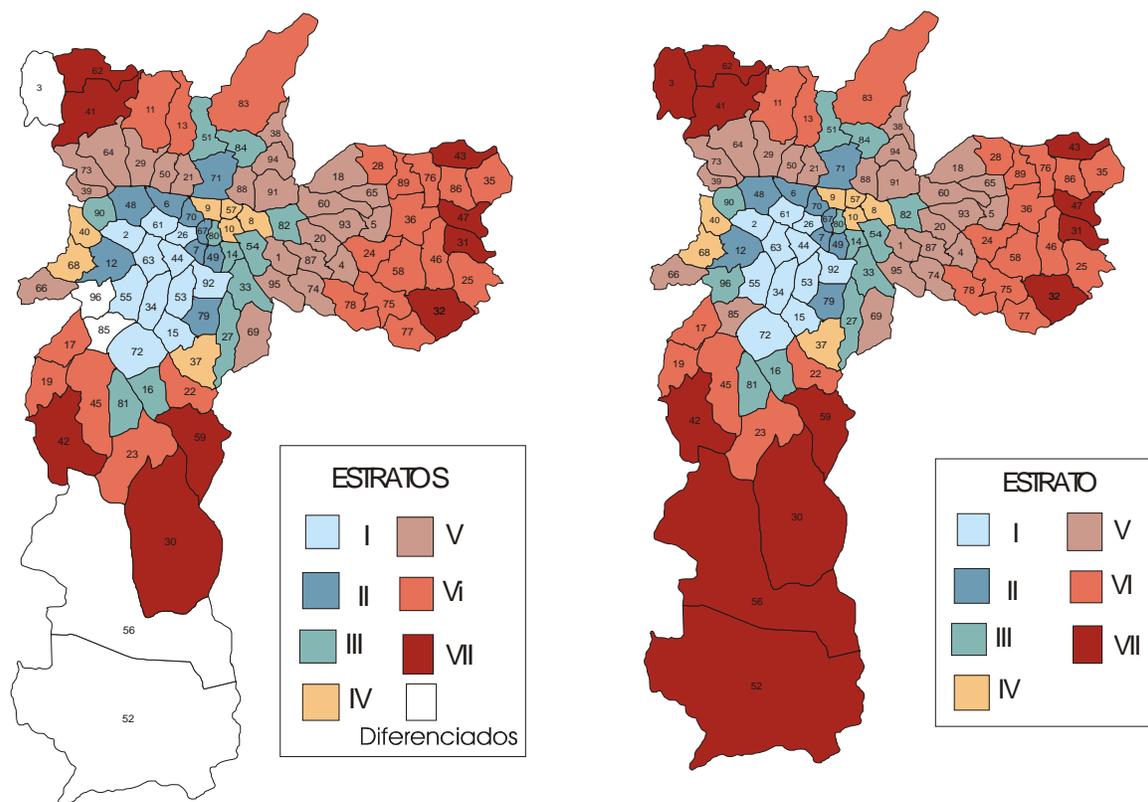


Figura 5 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster, Excluindo os Diferenciados.

Figura 6 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster.

FONTE: Os dados sociais primários foram extraídos do Censo IBGE, 1991.

Quadro 4 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Cluster.

DISTRITO	% da POP no estrato	DISTRITO	% da POP no estrato
002-ALT PINHEIR		011-BRASILANDIA	
015-CAMPO BELO		013-CACHOEIRINH	
026-CONSOLACAO		017-CAMPO LIMPO	
034-ITAIM-BIBI	7,97%	019-CAPAO REDON	33,97%
044-JD PAULISTA	da	022-CID ADEMAR	da
053-MOEMA	população	023-CID DUTRA	população
055-MORUMBI	do	024-CID LIDER	do
061-PERDIZES	município	025-CID TIRADEN	município
063-PINHEIROS	de S.Paulo	028-ERM MATARAZ	de S.Paulo
072-SANTO AMARO		035-ITAIM PAULI	
092-VL MARIANA		036-ITAQUERA	
ESTRATO I	11 distritos	045-JD SAO LUIS	
006-BARRA FUNDA		046-JOSE BONIFA	
007-BELA VISTA	6,20%	058-PQ DO CARMO	
012-BUTANTA	da	075-SAO MATEUS	
048-LAPA	população	076-SAO MIGUEL	
049-LIBERDADE	do	077-SAO RAFAEL	
067-REPUBLICA	município	078-SAPOEMBA	
070-STA CECILIA	de S.Paulo	083-TREMEMBE	
071-SANTANA		086-VL CURUCA	
079-SAUDE		089-VL JACUI	
ESTRATO II	9 distritos	ESTRATO VI	21 distritos
014-CAMBUCI		003-ANHANGUERA	
016-CAMPO GRAND		030-GRAJAU	
027-CURSINO	8,14%	031-GUAIANAZES	14,52%
033-IPIRANGA	da	032-IGUATEMI	da
051-MANDAQUI	população	041-JARAGUA	população
054-MOOCA	do	042-JD ANGELA	do
080-SE	município	043-JD HELENA	município
081-SOCORRO	de S.Paulo	047-LAJEADO	de S.Paulo
082-TATUAPE		052-MARSILAC	
084-TUCURUVI		056-PARELHEIROS	
090-VL LEOPOLDI		059-PEDREIRA	
096-VL SONIA		062-PERUS	

ESTRATO III	12 distritos	ESTRATO VII	12 distritos
008-BELEM			
009-BOM RETIRO	4,53%		
010-BRAS	da		
037-JABAQUARA	população		
040-JAGUARE	do		
057-PARI	município		
068-RIO PEQUENO	de S.Paulo		
ESTRATO IV	7 distritos		
001-AGUA RASA			
004-ARICANDUVA			
005-ARTUR ALVIM			
018-CANGAIBA			
020-CARRAO			
021-CASA VERDE			
029-FREG DO O			
038-JACANA			
039-JAGUARA	24,67%		
050-LIMAO	da		
060-PENHA	população		
064-PIRITUBA	do		
065-PONTE RASA	município		
066-RAPOSO TAVA	de S.Paulo		
069-SACOMA			
073-SAO DOMINGO			
074-SAO LUCAS			
085-VL ANDRADE			
087-VL FORMOSA			
088-VL GUILHERM			
091-VL MARIA			
093-VL MATILDE			
094-VL MEDEIROS			
095-VL PRUDENTE			
ESTRATO V	24 distritos		

* Os distritos em itálico, foram os "diferenciados" pela técnica

- Variabilidade intra e inter estratos

Seguindo as mesmas etapas de análise utilizadas nas técnicas anteriores, examinamos, neste tópico, o comportamento das variáveis sociais nos estratos classificados pela técnica de *Cluster*. Os dados descritivos para as variáveis, nos sete estratos, estão apresentados no **Anexo 11**.

A **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado** variou de 98,98% para o estrato I a 90,32%, para o estrato VII, o que resultou numa razão de 1,10 (**Tabela 5, Tabela 6**). Além de uma razão entre extremos inexpressiva, identificou-se para os valores entre os demais estratos, baixa heterogeneidade e ausência de gradiente (**Tabela 6, Figura 7**). A variabilidade no interior dos grupos também foi baixa, apresentando o estrato VII maior dispersão, com um coeficiente de variação de 0,038 (**Tabela 5, Figura 7**).

Na variável, **proporção de domicílios com coleta de lixo adequada**, identificou-se para os valores dos estratos, I (99,32%) e VII (93,43%) uma razão de 1,06 (**Tabela 5, Tabela 6**). Assim como, para a variável anterior, observou-se discreta diferença entre os grupos, o que gerou razões entre 1,05 e 1,07 sem formação de gradiente (**Tabela 6, Figura 7**). A proximidade entre os *percentis*, valores mínimos e máximos pouco distantes e coeficientes de variação que oscilaram de 0,003 (estrato I) a 0,014 (estrato VII) denota pequena variabilidade no interior dos grupos (**Tabela 5, Figura 7**).

Em relação aos **domicílios com esgotamento sanitário adequado**, as **proporções** de 96,68% no estrato I e de 45,96% no estrato VII produzem uma razão entre extremos de 2,10 (**Tabela 5, Tabela 6**). A distribuição dos valores (médias ponderadas, *percentis* e valores máximos) entre os diversos grupos mostra razoável heterogeneidade, com propensão à formação de gradiente, não fosse o estrato V que apresenta uma razão de 1,88, alterando essa tendência (**Tabela 6, Figura 7**). Com coeficientes de variação entre 0,008 (estrato I) e 0,072 (estrato VII) esta variável apresentou valores mais dispersos no estrato de pior condição social (**Tabela 5, Figura 7**).

Para o **índice de aglomeração intradomiciliar** observaram-se valores de 0,40 para o estrato I e de 1,01 para o estrato VII (**Tabela 5**). As razões aumentaram gradativamente de 1,27 a 2,54, sendo esta última resultado da relação entre os extremos. Os coeficientes de variação de 0,024 e 0,018 para os estratos I e VII, respectivamente (**Tabela 5**), mostram, junto com o *box plot* para esta variável, baixa variabilidade no interior dos grupos. No componente **Ambiental**, o **índice de aglomeração** apresentou maior razão entre extremos e foi a variável na qual, através da **Tabela 6**, percebeu-se heterogeneidade entre os estratos sem quebra de gradiente.

No que se refere aos **chefes de domicílios analfabetos**, os estratos I e VII apresentaram **proporções** de 2,79% e 15,59% respectivamente. Assim, identificou-se uma razão de 5,59 entre essas taxas extremas (**Tabela 5, Tabela 6**). Na análise da variabilidade entre os grupos, as razões para os estratos intermediários, variando progressivamente de 1,24 (estrato II) a 4,67 (estrato VI), evidenciam presença de heterogeneidade, com manutenção de um gradiente (**Tabela 6**). Quanto à distribuição dos valores em cada estrato

não se observou em geral grande variabilidade (**Figura 7**). O estrato I, com um coeficiente de variação de 0,166, apresentou-se mais disperso (**Tabela 5**).

A **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto**, para o estrato mais favorável de condição de vida, foi de 6,62%; no entanto, o estrato mais precário apresentou 35,74% de seus chefes, nesta condição (**Tabela 5**). Com uma razão entre extremos de 5,40, os valores se distribuíram entre os grupos, de forma que as diferenças aumentaram com o afastamento entre os estratos (**Tabela 6, Figura 7**). O coeficiente de variação mais elevado foi obtido para o estrato I (0,114), mostrando presença de relativa homogeneidade no interior dos grupos (**Tabela 5, Figura 7**).

Com a **proporção de chefes de domicílios com secundário completo** de 69,60%, o estrato I apresentou valor de nove vezes (RR:9,34) o encontrado para o estrato VII, que foi de 7,45% (**Tabelas 5 e 6**). Presença de heterogeneidade entre os grupos com formação de gradiente e maior variabilidade interna para o estrato VII (cv:0,110) foram características identificadas para esta variável (**Tabelas 5 e 6, Figura 7**).

A razão entre a **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, para os estratos I (45,46%) e VII (1,16%) foi de 39,19 (**Tabelas 5 e 6**). As razões para os estratos intermediários variaram de 2,93 a 24,64 assinalando marcante diferença entre os grupos (**Tabela 6, Figura 7**). Quanto à variabilidade interna, o estrato VII com coeficiente de variação de 0,140 apresentou-se mais disperso (**Tabela 5**). A **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, no componente **Escolaridade**, apresentou maior razão entre extremos, discriminando bem os grupos, e não apresentando variabilidade interna desfavorável.

Quanto aos **chefes com até meio (1/2) salário mínimo mensal**, observou-se **proporções** de 3,78% e 8,60% para os estratos I e VII respectivamente (**Tabela 5**).

A distribuição dos valores entre os grupos se deu sem grandes diferenças, considerando a razão máxima de 2,27, identificada entre os extremos (**Tabela 6**). Os estratos I (cv:0,085) e VII (cv:0,073), com os mais altos coeficientes de variação, apresentaram-se mais dispersos (**Tabela 5, Figura 7**).

A **renda média mensal**, identificada **para os chefes de domicílios** do estrato I, foi de 18,24 **salários mínimos**. No entanto, para a área mais precária, foram identificados 3,51 salários mínimos (**Tabela 5**). A heterogeneidade entre os grupos esteve presente, chegando a razão entre extremos a 5,20 (**Tabela 6**). Uma baixa variabilidade interna foi observada, com os estratos I e VII, apresentando coeficientes de variação de 0,052 e 0,044 respectivamente (**Tabela 5, Figura 7**).

Ao se analisar a variável, **chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**, foram percebidas proporções de 30,10% para o estrato I e de 0,67% para o estrato VII (**Tabela 5**). Com uma razão entre extremos de 44,93, esta variável formou grupos com heterogeneidade elevada entre eles, diferenciando em especial, o estrato I (**Tabela 6, Figura 7**). Os estratos mais socialmente desfavorecidos apresentaram os coeficientes de variação mais altos (estrato VI:0,189; estrato VII: 0,191). No componente **Renda**, esta variável apresentou em geral, estratos um pouco mais dispersos, no entanto, foi a que melhor discriminou as áreas.

Tabela 5 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Cluster.

CLUSTER									
		MEDIDAS							
VARIÁVEL	Estrato	valor no estrato	valor no				percentis		
			DP	CV da X	MIN	MAX	25	50	75
ÁGUA (%)	I	98,98	0,18	0,002	97,78	99,58	98,77	99,02	99,45
	VII	90,32	3,47	0,038	1,18	97,34	81,67	92,64	95,82
LIXO (%)	I	99,32	0,33	0,003	94,46	99,97	98,66	99,90	99,94
	VII	93,43	1,35	0,014	27,27	98,00	85,01	95,02	96,32
ESGOTO (%)	I	96,68	0,82	0,008	81,17	99,30	94,51	97,77	98,62
	VII	45,96	3,32	0,072	0,42	59,88	18,55	41,21	56,71
I. AGLOM (razão)	I	0,40	0,01	0,024	0,33	0,44	0,37	0,41	0,42
	VII	1,01	0,02	0,018	0,92	1,11	0,95	1,00	1,07

PA	I	2,79	0,46	0,166	1,22	9,82	1,85	2,27	4,40
(%)	VII	15,59	0,73	0,047	11,11	25,4	13,86	15,80	18,15
PPI	I	6,62	0,75	0,114	3,22	17,29	4,91	6,59	8,62
(%)	VII	35,74	1,39	0,039	27,17	51,42	31,48	35,81	40,18
PSS	I	69,60	1,54	0,022	60,37	78,83	63,43	68,19	72,95
(%)	VII	7,45	0,82	0,110	4,09	12,36	4,70	7,44	9,77
PU	I	45,46	1,55	0,034	38,07	54,19	42,26	44,1	48,69
(%)	VII	1,16	0,16	0,140	0,35	2,28	0,72	1,00	1,79
SM 1/2	I	3,78	0,32	0,085	2,72	5,52	2,78	3,71	5,09
(%)	VII	8,60	0,63	0,073	5,45	12,96	7,04	9,05	11,93
renda	I	18,24	0,96	0,052	15,10	28,82	15,54	17,95	22,08
média(SM)	VII	3,51	0,15	0,044	2,85	4,38	3,15	3,43	3,97
SM 20	I	30,10	1,78	0,059	24,29	43,87	26,02	29,07	38,39
(%)	VII	0,67	0,13	0,191	0,17	1,77	0,40	0,65	1,17

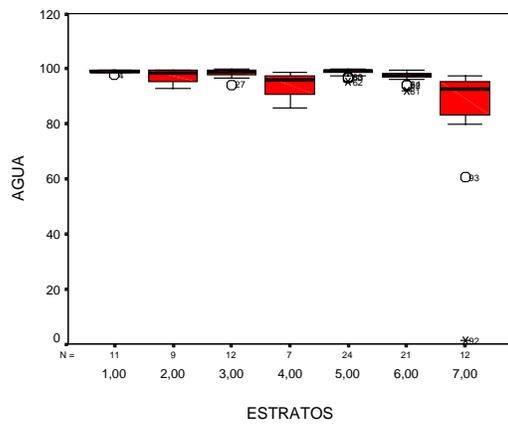
Tabela 6 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de Referência, para os Estratos da Técnica de Cluster.

ESTRATO	VARIÁVEIS										
	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	LAGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDA	SM 20 SM
I	<u>1,10</u>	<u>1,06</u>	<u>2,10</u>	1	1	1	<u>9,34</u>	<u>39,19</u>	1	<u>5,20</u>	<u>44,93</u>
II	1,08	1,07	2,05	1,27	1,24	1,42	7,34	24,64	1,19	3,06	20,57
III	1,09	1,07	1,98	1,51	2,21	2,33	5,15	14,80	1,41	2,43	14,01
IV	1,06	1,06	1,82	1,72	3,24	3,20	4,19	11,85	1,57	1,92	9,02
V	1,09	1,06	1,88	1,86	3,45	3,46	3,02	6,38	1,80	1,60	5,28
VI	1,08	1,05	1,62	2,31	4,67	4,55	1,78	2,93	2,20	1,22	2,47
VII	1	1	1	<u>2,54</u>	<u>5,59</u>	<u>5,40</u>	1	1	<u>2,27</u>	1	1

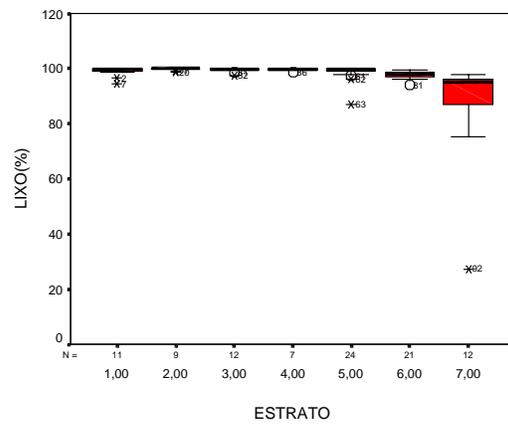
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

** Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

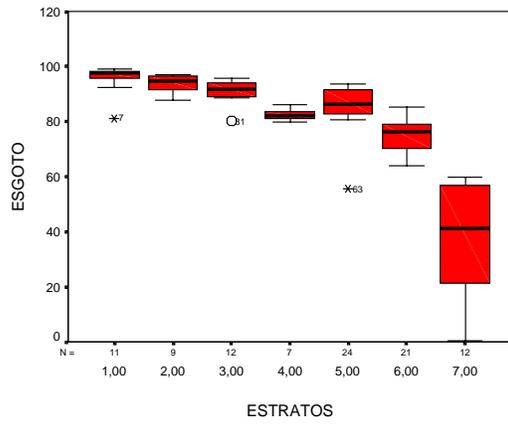
Domicílios com "água adequada"



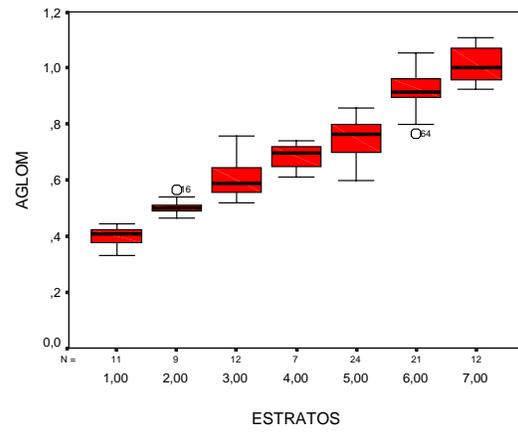
Domicílios com "lixo adequado"



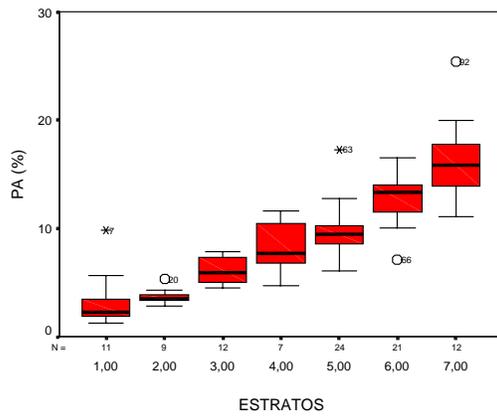
Domicílios com "esgotamento adequado"



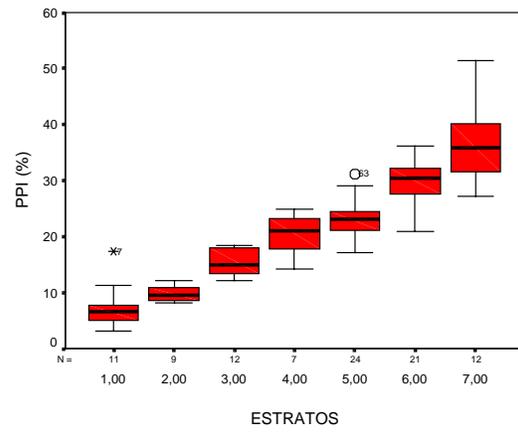
Índice de aglomeração intradomiciliar



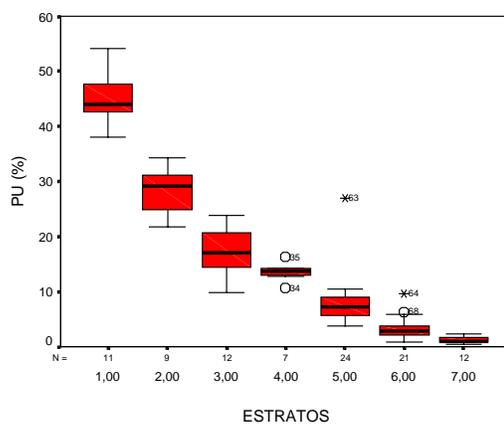
Chefes "analfabetos"



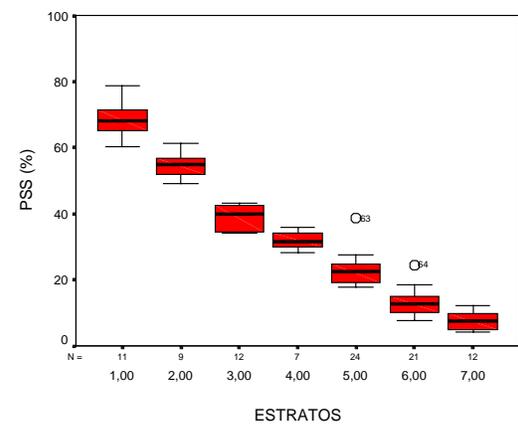
Chefes com "primário incompleto"



Chefes com "secundário completo"



Chefes com "nível universitário"



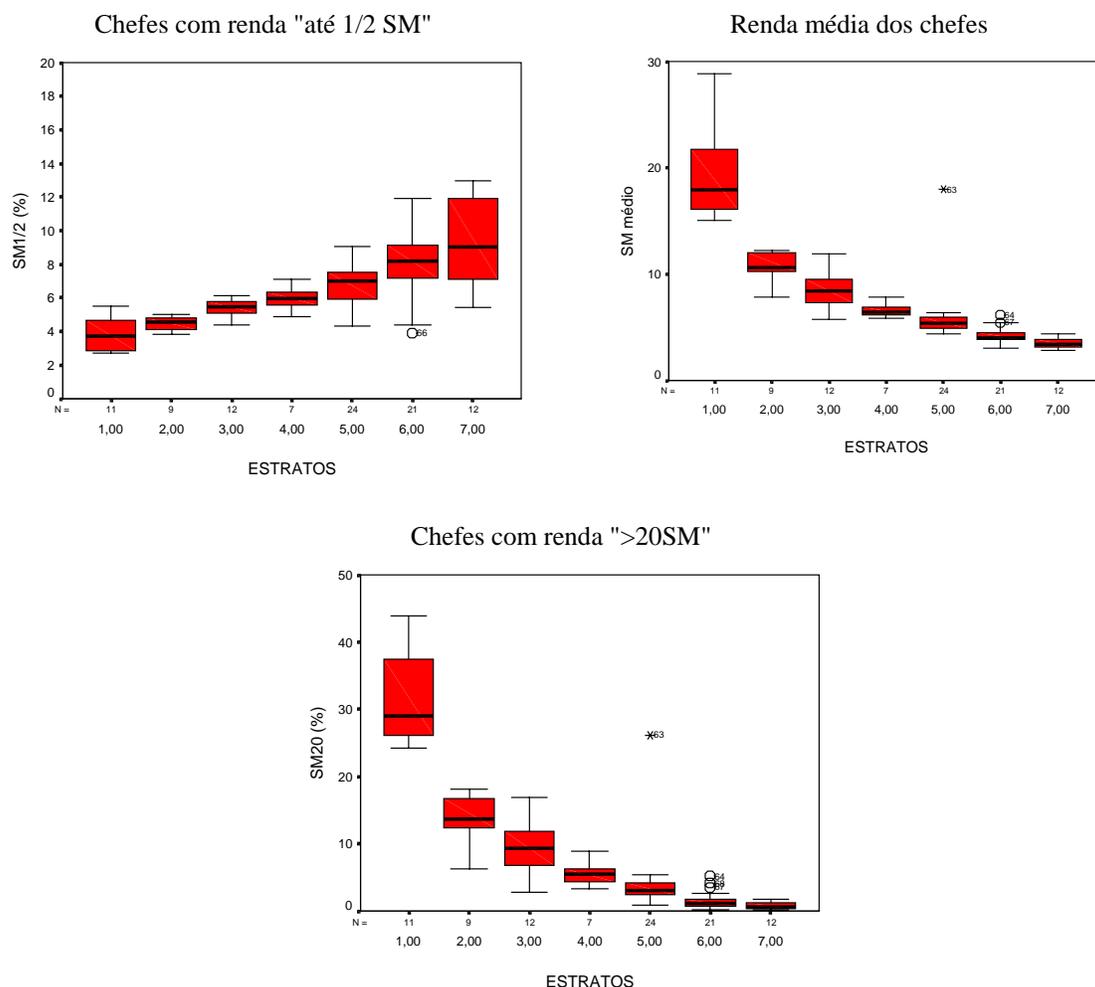


Figura 7 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica Cluster.

4.1.4 - Técnica de Agrupamento Cluster com padronização.

-Composição dos estratos

Nesta quarta classificação, utilizou-se metodologia similar à anterior (*Cluster*), com a especificidade de que os valores das variáveis sociais foram padronizados (média=0 e DP=1) para *Z scores*. O **Quadro 5** apresenta em ordem alfabética os distritos que compõem os cinco (5) conglomerados estabelecidos, quando da análise do "dendograma" para a técnica de *Cluster com padronização*. Os estratos estão dispostos, da situação mais favorável (estrato I) para a mais precária (estrato V). Com um percentual de

7,97%, o estrato I apresentou-se menos populoso, enquanto o estrato IV absorveu a maior parcela (35,55%) da população do município. Quanto ao número de distritos identificou-se que do total (96), quarenta e quatro (44) estão situados nos dois estratos mais desfavoráveis (IV e V), os quais absorvem 60,42% da população. Já os estratos mais privilegiados (I e II) contêm em conjunto, vinte e nove (29) distritos, que condensam 20,77% da população. A **Figura 8** apresenta, no mapa do município de São Paulo, a distribuição dos distritos em estratos, mostrando mais uma vez, a nítida periferização das precárias condições de vida.

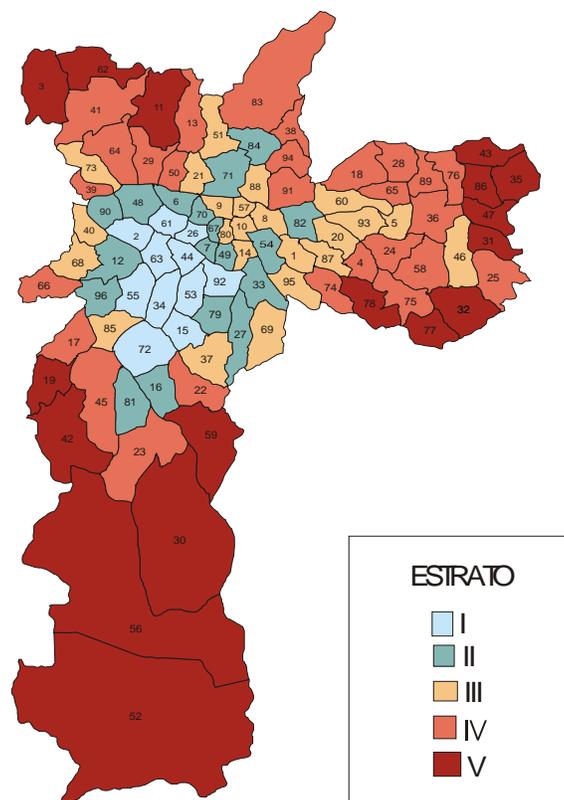


Figura 8 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização

Quadro 5 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Cluster com Padronização.

DISTRITO	% da pop no estrato	DISTRITO	% da pop no estrato
002-ALT PINHEIR		004-ARICANDUVA	
015-CAMPO BELO		013-CACHOEIRINH	
026-CONSOLACAO		017-CAMPO LIMPO	
034-ITAIM-BIBI	7,97%	018-CANGAIBA	35,55%

Resultados

044-JD PAULISTA	da	022-CID ADEMAR	da
053-MOEMA	população	023-CID DUTRA	população
055-MORUMBI	do	024-CID LIDER	do
061-PERDIZES	município	025-CID TIRADEN	município
063-PINHEIROS	de S.Paulo	028-ERM MATARAZ	de S.Paulo
072-SANTO AMARO		029-FREG DO O	
092-VL MARIANA		036-ITAQUERA	
ESTRATO I	11 distritos	038-JACANA	
006-BARRA FUNDA		039-JAGUARA	
007-BELA VISTA		041-JARAGUA	
012-BUTANTA		045-JD SAO LUIS	
016-CAMPO GRAND	12,80	050-LIMAO	
027-CURSINO	da	058-PQ DO CARMO	
033-IPIRANGA	população	064-PIRITUBA	
048-LAPA	do	065-PONTE RASA	
049-LIBERDADE	município	066-RAPOSO TAVA	
054-MOOCA	de S.Paulo	074-SAO LUCAS	
067-REPUBLICA		075-SAO MATEUS	
070-STA CECILIA		076-SAO MIGUEL	
071-SANTANA		083-TREMEMBE	
079-SAUDE		089-VL JACUI	
081-SOCORRO		091-VL MARIA	
082-TATUAPE		094-VL MEDEIROS	
084-TUCURUVI		ESTRATO IV	27 distritos
090-VL LEOPOLDI		<i>003-ANHANGUERA</i>	
096-VL SONIA		011-BRASILANDIA	
ESTRATO II	18 distritos	019-CAPAO REDON	
001-AGUA RASA		030-GRAJAU	
005-ARTUR ALVIM		031-GUAIANAZES	
008-BELEM		032-IGUATEMI	24,87%
009-BOM RETIRO		035-ITAIM PAULI	da
010-BRAS		042-JD ANGELA	população
014-CAMBUCI	18,82%	043-JD HELENA	do
020-CARRAO	da	047-LAJEADO	município
021-CASA VERDE	população	<i>052-MARSILAC</i>	de S.Paulo
037-JABAQUARA	do	<i>056-PARELHEIROS</i>	
040-JAGUARE	município	059-PEDREIRA	
046-JOSE BONIFA	de S.Paulo	062-PERUS	
051-MANDAQUI		077-SAO RAFAEL	
057-PARI		078-SAPOPEMBA	
060-PENHA		086-VL CURUCA	
068-RIO PEQUENO			
069-SACOMA		ESTRATO V	17 distritos
073-SAO DOMINGO			
080-SE			
<i>085-VL ANDRADE</i>			
087-VL FORMOSA			
088-VL GUILHERM			
093-VL MATILDE			
095-VL PRUDENTE			
ESTRATO III	23 distritos		

* Os distritos em itálico, foram os "diferenciados" pela técnica

- Variabilidade *intra e inter* estratos

Mantendo o mesmo procedimento adotado nas classificações anteriores, analisa-se, a seguir, o comportamento das variáveis sociais para os estratos de *Cluster com padronização*. No **Anexo 12**, constam os dados descritivos para os cinco estratos.

A relação entre a **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado**, para os estratos I (98,98%) e V (93,73%) do *Cluster com padronização*, originou uma razão entre extremos de 1,06 (**Tabelas 7 e 8**). As razões de 1,05 para os estratos II e III e de 1,04 para o estrato IV mostram uma quase ausência de variabilidade entre os grupos. Os coeficientes de variação alternaram entre 0,002 (estrato I) e 0,016 (estrato V) caracterizando, junto com os gráficos *box plots*, homogeneidade interna (**Tabela 7, Figura 9**).

Com relação aos **domicílios com coleta de lixo adequada**, identificaram-se **proporções** de 99,32% para o estrato I e de 95,56% para o estrato V (**Tabela 7**). A variabilidade para os valores entre os estratos foi quase inexistente, ficando a razão entre extremos em 1,04 (**Tabela 8**). A distribuição dos valores no interior dos estratos foi homogênea (**Tabela 7, Figura 9**).

A **proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado**, para os estratos I e V, foi de 96,68% e 60,76% respectivamente (**Tabela 7**). As razões variaram de 1,28 a 1,59 mostrando pequena heterogeneidade entre os grupos (**Tabela 8**). A variabilidade interna foi baixa, sendo o estrato V com um coeficiente de variação de "0,072" o mais disperso (**Tabela 7, Figura 9**).

O **número estimado de pessoas por cômodo** para o estrato V (1,01) foi de duas vezes e meia (RR: 2,54) o calculado para o estrato I, que apresentou um **índice de aglomeração** de 0,40 (**Tabelas 7 e 8**). Apesar das diferenças não serem elevadas, a observação dos valores máximos, mínimos e dos *percentis* entre os diversos estratos mostra a **configuração** de um gradiente (**Figura 9**). Os coeficientes de variação de 0,024 para o estrato I e de 0,014 para o estrato V, assim como os *box plots*, denotam discreta variabilidade interna (**Tabela 7, Figura 9**). No componente **Ambiental**, esta variável separou melhor os grupos e apresentou maior razão entre extremos.

Quantificando os **chefes de domicílios analfabetos**, registrou-se uma proporção de 2,79% para o estrato I e de 15,26% para o estrato V (**Tabela 7**). Com uma razão entre extremos de 5,47, os valores se distribuíram entre os grupos, de forma

heterogênea e gradual (**Tabela 8, Figura 9**). Quanto à variabilidade interna, o estrato I (cv:0,166) apresentou-se mais disperso (**Tabela 7**).

Para os **chefes de domicílios com primário incompleto**, a razão obtida entre as **proporções** dos estratos extremos (estrato I: 6,62%; estrato V: 34,73%) foi de 5,25 (**Tabelas 7 e 8**). A heterogeneidade entre os estratos se deu de forma similar à variável anterior, com os valores conformando um gradiente (**Tabela 8, Figura 9**). O estrato I apresentou-se mais disperso com coeficiente de variação de 0,114 (**Tabela 7**).

Na variável, **chefes de domicílios com secundário completo**, identificou-se que o estrato I, com uma proporção de 69,60%, apresentou valor de oito vezes (RR: 8,37) o observado para o estrato V (8,31%). Os valores distribuíram-se entre os estratos, de modo que as diferenças aumentaram com a distância entre os grupos (**Tabela 8, Figura 9**). Com coeficientes de variação entre 0,022 (estrato I) e 0,072 (estrato V), esta variável apresentou-se com mais baixa variabilidade interna, no componente **Escolaridade** (**Tabela 7**).

A **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, obtida para os estratos de melhor e pior condição de vida, foi de 45,46% e 1,48% respectivamente (**Tabela 7**). A relação entre essas proporções extremas resultou numa razão de 30,72 (**Tabela 8**). As razões de 15,97 (estrato II), 6,87 (estrato III) e 3,35 (estrato IV), para os grupos intermediários, mostram que as proporções distribuíram-se com grande heterogeneidade. O estrato mais favorável apresenta mediana (44,10%) e valor mínimo (38,07%) e máximo (54,19%) que o diferenciam, marcadamente, dos outros grupos (**Tabela 7, Figura 9**). Quanto à variabilidade interna, o estrato V, com um coeficiente de variação de 0,130, apresentou-se mais disperso (**Tabela 7**). No componente **Escolaridade**, a **proporção de chefes de domicílios com nível universitário** discriminou melhor os grupos e apresentou maior razão entre extremos. Além disso, a variabilidade interna que se apresentou em geral um pouco maior, não se mostrou elevada.

Iniciando o componente **Renda**, tem-se a **proporção de chefes com até meio (1/2) salário mínimo mensal**. Para esta variável, identificou-se uma razão de 2,48 ao se relacionar as proporções dos estratos I (3,78%) e V (9,36%). A distribuição dos valores

entre os grupos mostrou discreta heterogeneidade, com formação de um gradiente (**Tabela 8, Figura 9**). A variabilidade interna esteve mais alta nos estratos I e V que apresentaram coeficientes de variação de 0,085 e 0,061 respectivamente (**Tabela 7, Figura 9**).

Em relação à **renda média mensal dos chefes de domicílios, em salários mínimos**, observaram-se para os estratos I e V, valores de 18,24 e 3,56 respectivamente (**Tabela 7**). As razões variaram de 1,34 a 5,12, sendo esta última obtida da relação entre extremos (**Tabela 8**). O estrato I apresentou valores que o diferenciaram mais intensamente dos outros grupos (**Figura 9**). Esse estrato, com um coeficiente de variação de 0,052 apresentou-se também com maior variabilidade interna (**Tabela 7, Figura 9**).

A **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**, para o estrato I (30,10%), foi de aproximadamente quarenta e uma vezes (RR: 40,68) a identificada para o estrato V que apresentou 0,74% de seus chefes nesta condição (**Tabelas 7 e 8**). As razões de 16,44 para o estrato II, 6,49 para o estrato III e 3,11 para o estrato IV indicam que além dos estratos extremos se apresentarem bem diferenciados, uma elevada heterogeneidade esteve presente entre os diversos grupos (**Tabela 8, Figura 9**). Os coeficientes de variação alternaram entre 0,059 (estrato I) e 0,176 (estrato V) mostrando uma variabilidade interna, em geral, mais alta do que para as outras variáveis do componente **Renda** (**Tabela 7**). Assim, com uma variabilidade interna não prejudicial à classificação, esta variável distinguiu melhor os cinco estratos e apresentou a mais elevada razão entre extremos.

Tabela 7 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Cluster com Padronização.

CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO									
VARIÁVEL	Estrato	valor no estrato	MEDIDAS						
			DP	CV da X	MIN	MAX	percentis		
							25	50	75
ÁGUA (%)	I	98,98	0,18	0,002	97,78	99,58	98,77	99,02	99,45
	V	93,73	1,47	0,016	1,18	98,19	87,26	94,88	97,37
LIXO (%)	I	99,32	0,33	0,003	94,46	99,97	98,66	99,90	99,94
	V	95,56	0,93	0,010	27,27	98,78	91,29	95,83	97,68
ESGOTO (%)	I	96,68	0,82	0,008	81,17	99,3	94,51	97,77	98,62
	V	60,76	4,39	0,072	0,42	84,85	30,54	56,56	75,15
I.aglomer. (razão)	I	0,40	0,01	0,024	0,33	0,44	0,37	0,41	0,42
	V	1,01	0,01	0,014	0,92	1,11	0,96	1,01	1,07
PA (%)	I	2,79	0,46	0,166	1,22	9,82	1,85	2,27	4,40
	V	15,26	0,44	0,029	12,76	25,40	13,94	14,67	17,00
PPI (%)	I	6,62	0,75	0,114	3,22	17,29	4,91	6,59	8,62
	V	34,73	0,88	0,025	30,78	51,42	31,52	34,28	39,71
PSS (%)	I	69,60	1,54	0,022	60,37	78,83	63,43	68,19	72,95
	V	8,31	0,60	0,072	4,09	11,54	4,91	8,03	9,94
PU (%)	I	45,46	1,55	0,034	38,07	54,19	42,26	44,1	48,69
	V	1,48	0,19	0,130	0,35	2,83	0,82	1,27	1,81
SM 1/2 (%)	I	3,78	0,32	0,085	2,72	5,52	2,78	3,71	5,09
	V	9,36	0,57	0,061	4,37	12,96	7,7	9,35	11,89
renda média(SM)	I	18,24	0,96	0,052	15,1	28,82	15,54	17,95	22,08
	V	3,56	0,11	0,032	2,85	4,33	3,16	3,48	3,93
SM 20 (%)	I	30,10	1,78	0,059	24,29	43,87	26,02	29,07	38,39
	V	0,74	0,13	0,176	0,17	1,79	0,41	0,61	0,96

Tabela 8 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de *Referência, para os Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

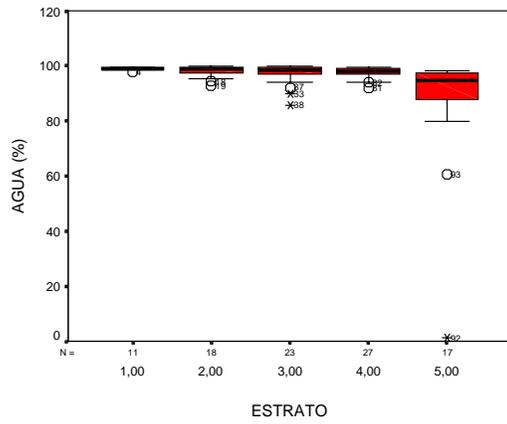
VARIÁVEIS

ESTRATO	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	LAGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDAS	SM	20 SM
I	<u>1,06</u>	<u>1,04</u>	<u>1,59</u>	1	1	1	<u>8,37</u>	<u>30,72</u>	1	<u>5,12</u>	<u>40,68</u>	
II	1,05	1,04	1,52	1,36	1,68	1,84	5,70	15,97	1,31	2,78	16,44	
III	1,05	1,04	1,43	1,76	3,07	3,15	3,24	6,87	1,55	1,76	6,49	
IV	1,04	1,03	1,28	2,14	4,16	4,09	2,08	3,35	2,01	1,34	3,11	
V	1	1	1	<u>2,54</u>	<u>5,47</u>	<u>5,25</u>	1	1	<u>2,48</u>	1	1	

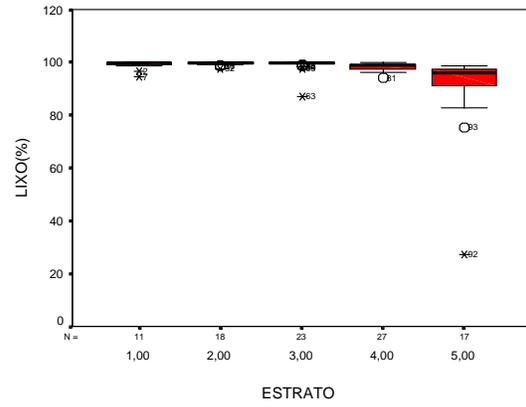
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

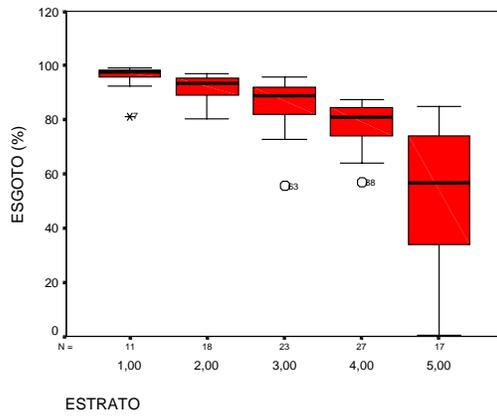
Domicílios com "água adequada"



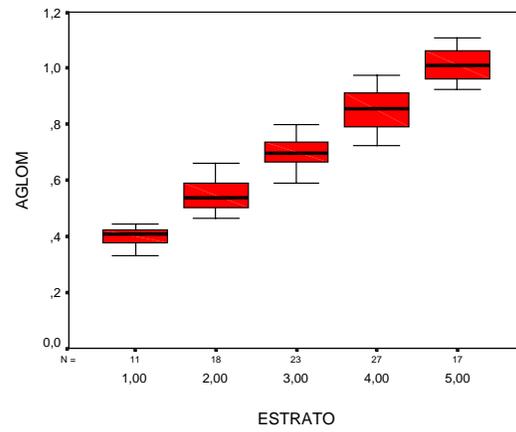
Domicílios com "lixo adequado"



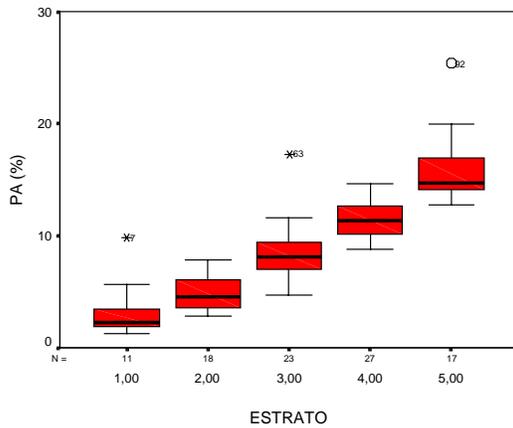
Domicílios com "esgotamento adequado"



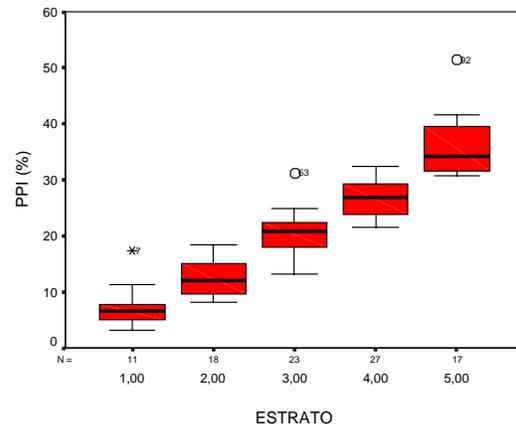
Índice de aglomeração intradomiciliar



Chefes "analfabetos"



Chefes com "primário incompleto"



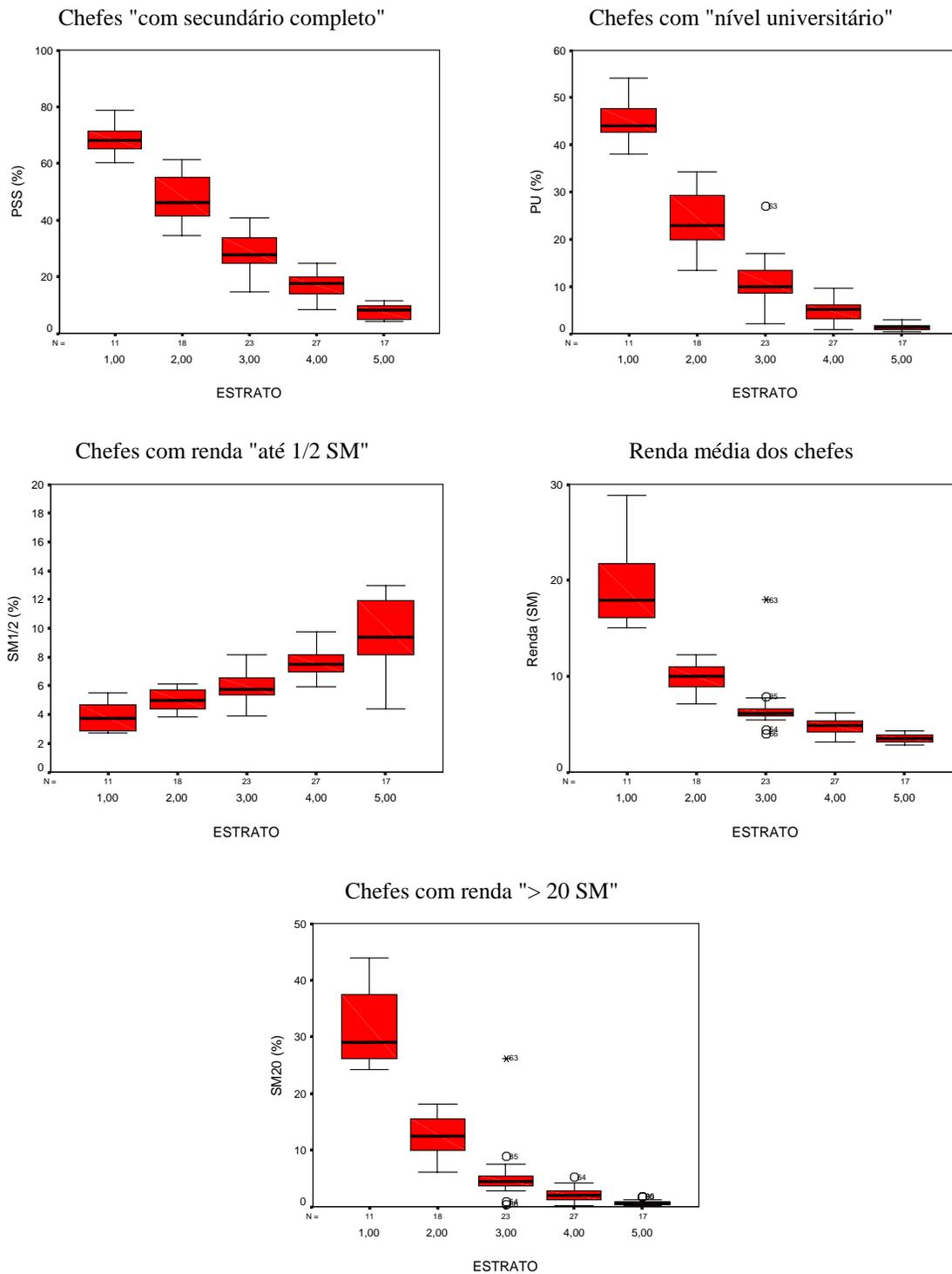


Figura 9 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

4.1.5 - Técnica de Agrupamento Partição

- Composição dos estratos

O **Quadro 6** mostra a disposição dos distritos, por ordem alfabética, nos cinco estratos configurados nesta quinta técnica. Os distritos foram classificados a partir da distância do "centróide" do grupo, tendo como especificidade a possibilidade de se estabelecer, previamente, o número de conglomerados. Na distribuição populacional, o conglomerado IV, concentrou a maior proporção da população (41,52%), seguido do conglomerado III, com 26,20%. Os estratos com melhor (I) e pior (V) condição social absorveram, respectivamente, 7,97% e 14,52% da população do município. Em relação à quantidade de distritos, os estratos III (30) e IV (28) destacaram-se com os maiores números. Na **Figura 10**, observa-se o mapeamento da referida distribuição.

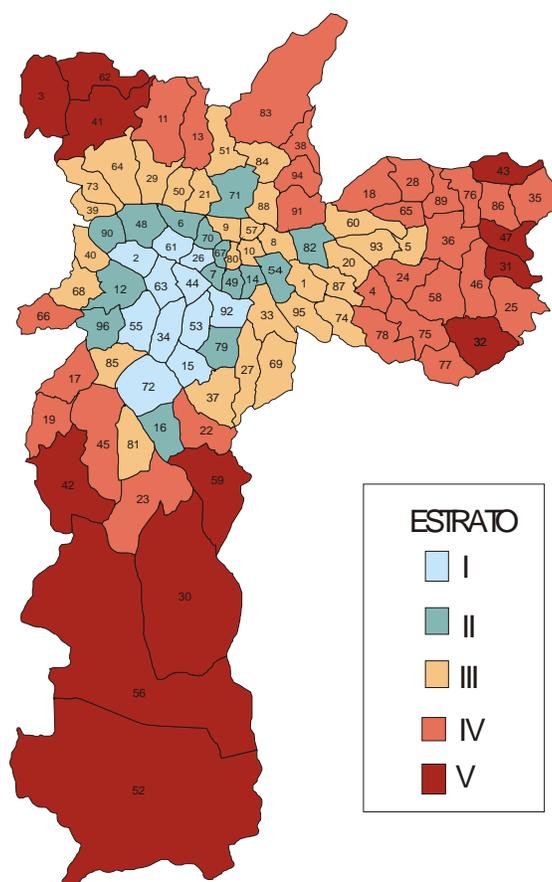


Figura 10 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Partição.

Quadro 6 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Partição.

DISTRITO	% da pop no estrato	DISTRITO	% da pop no estrato
002-ALT PINHEIR		004-ARICANDUVA	
015-CAMPO BELO		011-BRASILANDIA	
026-CONSOLACAO		013-CACHOEIRINH	
034-ITAIM-BIBI	7,97%	017-CAMPO LIMPO	
044-JD PAULISTA	da	018-CANGAIBA	41,52%
053-MOEMA	população	019-CAPAO REDON	da
055-MORUMBI	do	022-CID ADEMAR	população
061-PERDIZES	município	023-CID DUTRA	do
063-PINHEIROS	de S.Paulo	024-CID LIDER	município
072-SANTO AMARO		025-CID TIRADEN	de S.Paulo
092-VL MARIANA		028-ERM MATARAZ	
ESTRATO I	11 distritos	035-ITAIM PAULI	
006-BARRA FUNDA		036-ITAQUERA	
007-BELA VISTA		038-JACANA	
012-BUTANTA		045-JD SAO LUIS	
014-CAMBUCI	9,80%	046-JOSE BONIFA	
016-CAMPO GRAND	da	058-PQ DO CARMO	
048-LAPA	população	065-PONTE RASA	
049-LIBERDADE	do	066-RAPOSO TAVA	
054-MOOCA	município	075-SAO MATEUS	
067-REPUBLICA	de S.Paulo	076-SAO MIGUEL	
070-STA CECILIA		077-SAO RAFAEL	
071-SANTANA		078-SAPOPEMBA	
079-SAUDE		083-TREMEMBE	
082-TATUAPE		086-VL CURUCA	
090-VL LEOPOLDI		089-VL JACUI	
096-VL SONIA		091-VL MARIA	
ESTRATO II	15 distritos	094-VL MEDEIROS	
001-AGUA RASA		ESTRATO IV	28 distritos
005-ARTUR ALVIM		<i>003-ANHANGUERA</i>	
008-BELEM		030-GRAJAU	
009-BOM RETIRO	26,20%	031-GUAIANAZES	14,52%
010-BRAS	da	032-IGUATEMI	da
020-CARRAO	população	041-JARAGUA	população
021-CASA VERDE	do	042-JD ANGELA	do
027-CURSINO	município	043-JD HELENA	município
029-FREG DO O	de S.Paulo	047-LAJEADO	de S.Paulo
033-IPIRANGA		<i>052-MARSILAC</i>	
037-JABAQUARA		<i>056-PARELHEIROS</i>	
039-JAGUARA		059-PEDREIRA	
040-JAGUARE		062-PERUS	
050-LIMAO		ESTRATO V	12 distritos
051-MANDAQUI			
057-PARI			
060-PENHA			
064-PIRITUBA			
068-RIO PEQUENO			
069-SACOMA			
073-SAO DOMINGO			
074-SAO LUCAS			
080-SE			
081-SOCORRO			
084-TUCURUVI			
<i>085-VL ANDRADE</i>			
087-VL FORMOSA			
088-VL GUILHERM			
093-VL MATILDE			
095-VL PRUDENTE			
ESTRATO III	30 distritos		

* Os distritos em itálico, foram os "diferenciados" pela técnica

*Estratos I e V, composição distrital similar aos estratos extremos (I e VII) da Técnica Cluster

- Variabilidade *intra* e *inter* estratos

Neste tópic, aborda-se o comportamento das variáveis sociais, nos estratos configurados pela técnica de *Partição*. O **Anexo 13** apresenta os dados descritivos para os cinco estratos.

Para as duas primeiras variáveis do componente **Ambiental**, **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado** e **proporção de domicílios com coleta de lixo adequada**, verificou-se inexpressiva heterogeneidade entre os grupos. Ao se relacionar a proporção do estrato I (água: 98,98%; lixo: 99,32%) com a do estrato V (água: 90,32%; lixo: 93,43%), para cada uma destas variáveis, observaram-se razões de 1,10 e 1,06 (**Tabelas 9 e 10**). A variabilidade interna também esteve discreta, com valores mais dispersos no estrato V, que apresentou para a "água" um coeficiente de variação de 0,023 e para o "lixo" um coeficiente de variação de 0,014. (**Tabela 9, Figura 11**).

Quanto aos **domicílios com esgotamento sanitário adequado**, identificaram-se para os estratos I e V, **proporções** de 96,68% e 45,96% respectivamente (**Tabela 9**). A **Tabela 10** mostra uma razão de 2,10, obtida da comparação entre essas duas proporções. Na análise da variabilidade entre os diversos estratos, identificou-se presença de heterogeneidade, destacando-se o estrato V como o mais diferenciado entre os grupos (**Tabela 10, Figura 11**). Quanto à variabilidade interna, identificou-se o estrato I (cv:0,008) como mais homogêneo e o estrato V (cv:0,072) como mais disperso (**Tabela 9, Figura 11**).

Para a variável **índice de aglomeração**, a relação entre os valores obtidos para os estratos I (0,40) e V (1,01) implicou numa razão de 2,54 (**Tabelas 9 e 10**). As razões para os estratos II (1,32), III (1,76) e IV (2,24) apontam presença de heterogeneidade entre os grupos com formação de um gradiente (**Tabela 10, Figura 11**). O estrato I, com um coeficiente de variação de 0,024 apresentou-se mais disperso (**Tabela 9**). No componente **Ambiental**, esta variável mostrou-se como melhor opção, para formar grupos internamente homogêneos e diferenciados entre si.

Com referência ao componente **Escolaridade**, inicia-se com a análise conjunta da **proporção de chefes de domicílios analfabetos** e da **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto**. Estas variáveis apresentaram na relação entre os

valores dos estratos I (analfabetos: 2,79%; primário: 6,62%) e V (analfabetos: 15,59%; primário: 35,74%) razões de 5,59 e 5,40 respectivamente (**Tabelas 9 e 10**). Na análise da variabilidade *inter* grupos, percebeu-se a presença de heterogeneidade com magnitude similar, para ambas variáveis (**Tabela 10, Figura 11**). A variabilidade *intra* grupo esteve presente nas duas situações, sem grandes alterações, sendo o estrato I o mais disperso, com um coeficiente de variação de 0,166 para a variável "analfabetos" e de 0,114 para a variável "primário" (**Tabela 9, Figura 11**).

A **proporção de chefes de domicílios com secundário completo** do estrato I (69,60%) corresponde a nove vezes (RR: 9,34) à identificada para o estrato V, que apresentou 7,45% dos seus chefes nesta condição (**Tabelas 9 e 10**). As diferenças aumentaram gradativamente com a distância entre os estratos, mostrando nítida heterogeneidade entre os grupos (**Tabela 10, Figura 11**). O estrato mais desfavorável apresentou-se também mais disperso, com um coeficiente de variação de 0,110 (**Tabela 9**).

Em relação aos **chefes de domicílios com nível universitário**, as **proporções** de 45,46% para o estrato I e de 1,16% para o estrato V originaram uma razão de 39,19 (**Tabelas 9 e 10**). Para os estratos intermediários, identificaram-se razões de 22,45 no estrato II, de 8,87 no estrato III e de 3,29 no estrato IV as quais refletem uma elevada heterogeneidade entre os grupos (**Tabela 10, Figura 11**). Com coeficientes de variação entre 0,034 (estrato I) e 0,140 (estrato V), mais uma vez, não se registrou alta variabilidade interna (**Tabela 9, Figura 11**). No componente **Escolaridade**, esta variável configurou com mais heterogeneidade os diversos grupos e apresentou a mais elevada razão entre os estratos I e V.

Na análise da **Renda**, observou-se que o estrato V, com 8,60% de seus **chefes** recebendo **até meio (1/2) salário mínimo mensal**, obteve proporção de duas vezes (RR: 2,27) a identificada no estrato I, que foi de 3,78% (**Tabelas 9 e 10**). Os valores distribuíram-se entre os estratos sem grande variabilidade, mas com manutenção do gradiente (**Tabela 10, Figura 11**). Os estratos I e V mostraram-se menos homogêneos, com coeficientes de variação de 0,085 e 0,073 respectivamente (**Tabela 9, Figura 11**).

Para os **chefes de domicílios** dos estratos I e V, percebeu-se uma **renda média mensal** de 18,24 e 3,49 **salários mínimos**, respectivamente (**Tabela 9**). As razões variaram de 1,24 a 5,23, refletindo uma heterogeneidade entre as áreas, com o estrato mais socialmente favorável, apresentando valores bem diferenciados (**Tabela 10, Figura 11**). Com um coeficiente de variação de 0,052, o estrato I apresentou-se um pouco mais disperso (**Tabela 9, Figura 11**).

No que se refere aos **chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**, as proporções de 30,10% para o estrato I e de 0,67% para o estrato V geram uma razão de 44,93 (**Tabelas 9 e 10**). Os estratos intermediários apresentaram razões de 19,99 (II), 7,37 (III) e 2,64 (IV) que reafirmam a alta heterogeneidade presente entre os diversos grupos, apesar do estrato I apresentar-se com os valores mais diferenciados (**Tabela 10, Figura 11**). Os coeficientes de variação oscilaram de 0,059 no estrato I a 0,191 no estrato V (**Tabela 9**). Esta variável, no componente **Renda**, distinguiu melhor os grupos e apresentou a maior razão entre extremos. Além disso, a variabilidade *intra* estrato apesar de mais elevada que para as outras variáveis, manteve-se em níveis moderados (**Tabelas 9 e 10, Figura 11**).

Tabela 9 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Partição.

PARTIÇÃO									
VARIÁVEL	Estrato	valor no estrato	MEDIDAS						
			DP	CV da X	MIN	MAX	percentis		
							25	50	75
ÁGUA	I	98,98	0,18	0,002	97,78	99,58	98,77	99,02	99,45
	V	90,32	2,12	0,023	1,18	97,34	81,67	92,64	95,82
LIXO	I	99,32	0,33	0,003	94,46	99,97	98,66	99,90	99,94
	V	93,43	1,35	0,014	27,27	98,00	85,01	95,02	96,32
ESGOTO	I	96,68	0,82	0,008	81,17	99,3	94,51	97,77	98,62
	V	45,96	3,32	0,072	0,42	59,88	18,55	41,21	56,71
I. AGLOM	I	0,40	0,01	0,024	0,33	0,44	0,37	0,41	0,42
	V	1,01	0,02	0,018	0,92	1,11	0,95	1,00	1,07
PA	I	2,79	0,46	0,166	1,22	9,82	1,85	2,27	4,40
	V	15,59	0,73	0,047	11,11	25,4	13,86	15,80	18,15
PPI	I	6,62	0,75	0,114	3,22	17,29	4,91	6,59	8,62
	V	35,74	1,39	0,039	27,17	51,42	31,48	35,81	40,18
PSS	I	69,60	1,54	0,022	60,37	78,83	63,43	68,19	72,95
	V	7,45	0,82	0,110	4,09	12,36	4,70	7,44	9,77
PU	I	45,46	1,55	0,034	38,07	54,19	42,26	44,1	48,69
	V	1,16	0,16	0,140	0,35	2,28	0,72	1,00	1,79
SM 1/2	I	3,78	0,32	0,085	2,72	5,52	2,78	3,71	5,09
	V	8,60	0,63	0,073	5,45	12,96	7,04	9,05	11,93
renda média(SM)	I	18,24	0,96	0,052	15,1	28,82	15,54	17,95	22,08
	V	3,49	0,15	0,044	2,85	4,38	3,15	3,43	3,97
SM 20	I	30,10	1,78	0,059	24,29	43,87	26,02	29,07	38,39
	V	0,67	0,13	0,191	0,17	1,77	0,40	0,65	1,17

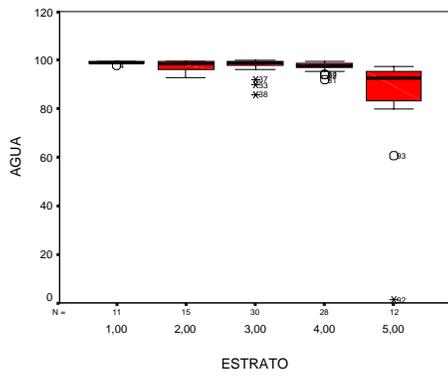
Tabela 10 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de
*Referência, para os Estratos da Técnica de Partição.

ESTRATO	VARIÁVEIS										
	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	LAGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDAS	SM
I	<u>1,10</u>	<u>1,06</u>	<u>2,10</u>	1	1	1	<u>9,34</u>	<u>39,19</u>	1	<u>5,23</u>	<u>44,93</u>
II	1,08	1,07	2,02	1,32	1,50	1,66	6,81	22,45	1,25	2,93	19,99
III	1,09	1,06	1,91	1,76	3,10	3,15	3,66	8,87	1,65	1,79	7,37
IV	1,08	1,05	1,66	2,24	4,50	4,40	1,94	3,29	2,15	1,24	2,64
V	1,00	1,00	1,00	<u>2,54</u>	<u>5,59</u>	<u>5,40</u>	1,00	1,00	<u>2,27</u>	1,00	1,00

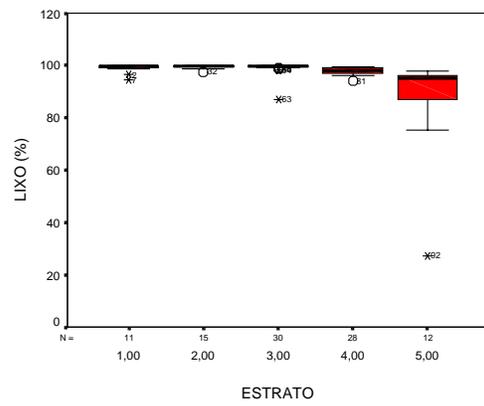
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

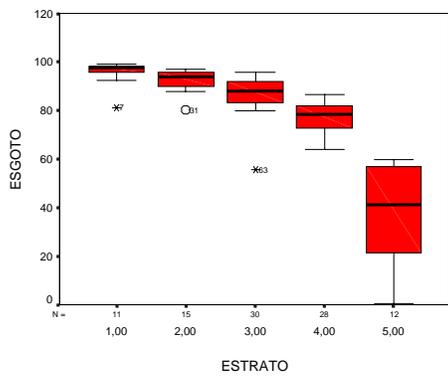
Domicílios com "água adequada"



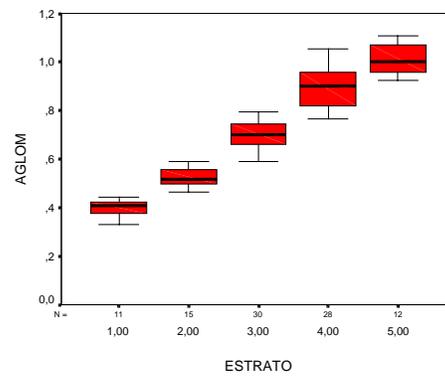
Domicílios com "lixo adequado"



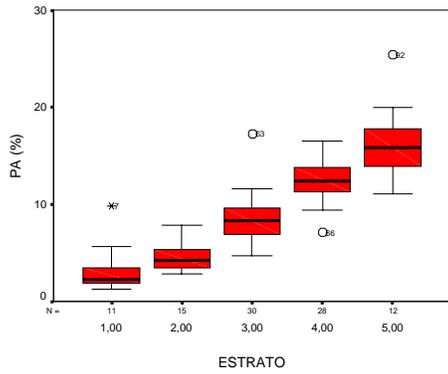
Domicílios com "esgotamento adequado"



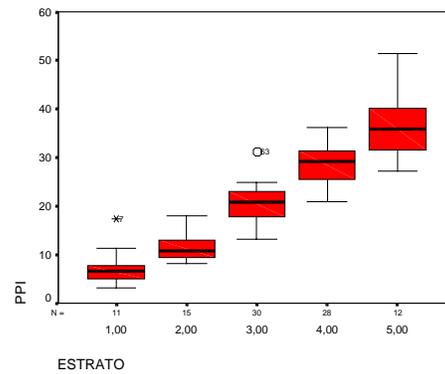
Índice de aglomeração



Chefes "analfabetos"



Chefes com "primário incompleto"



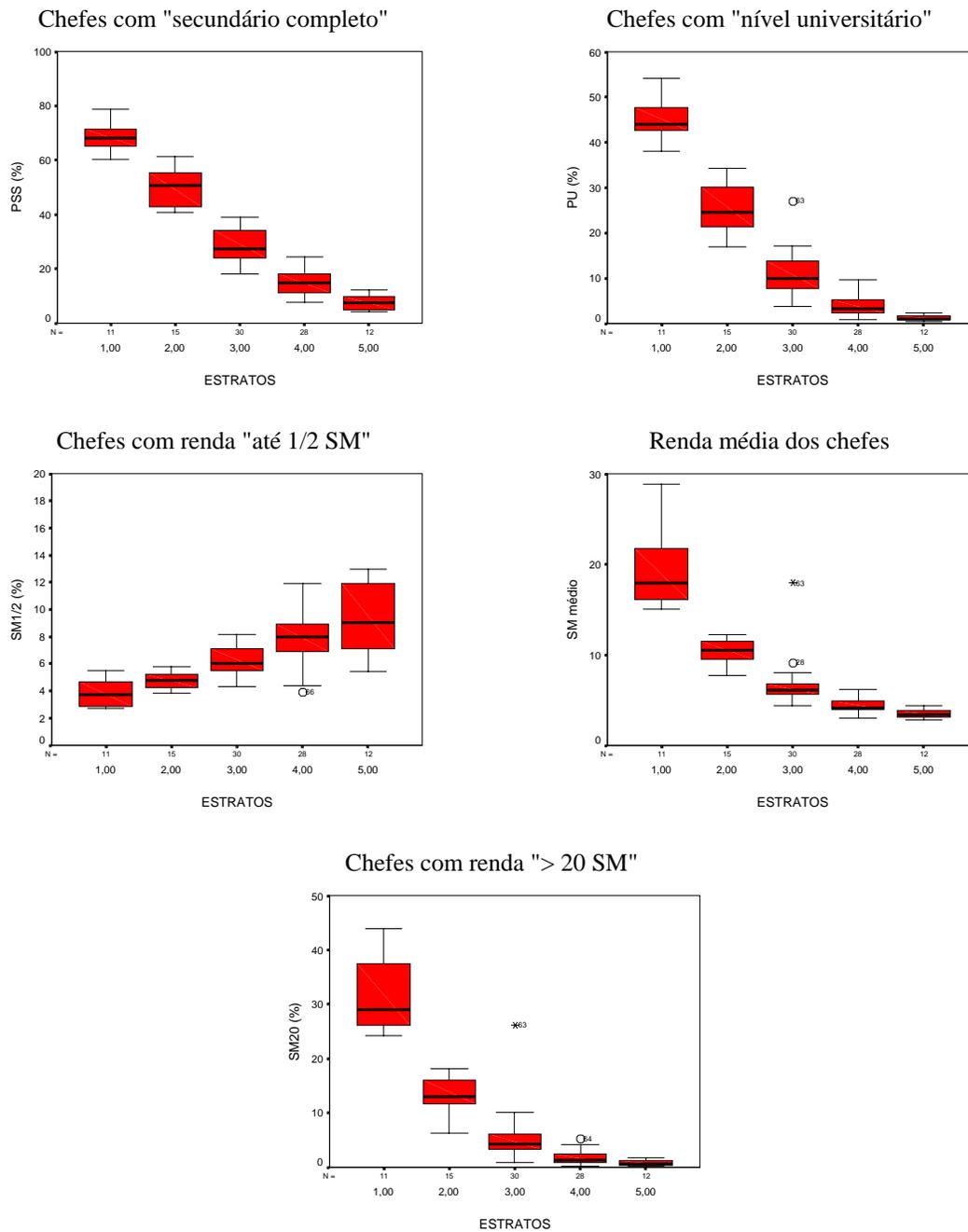
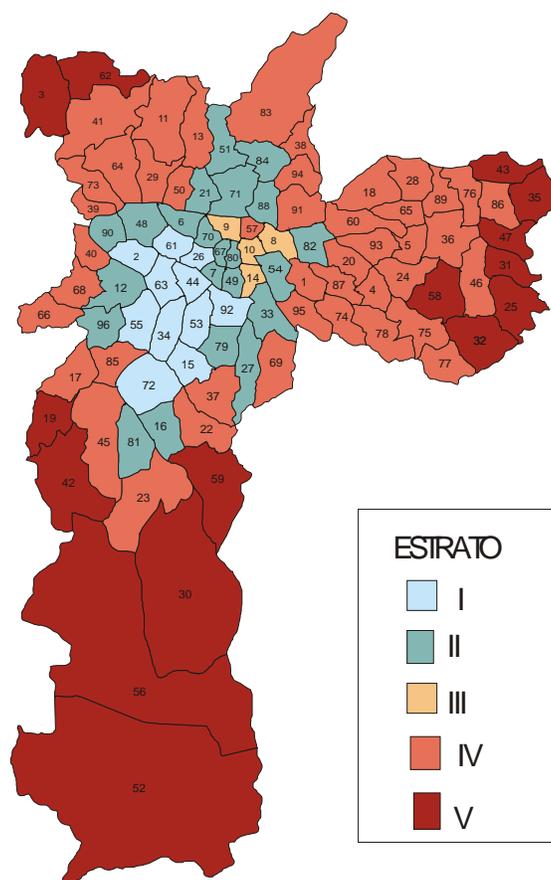


Figura 11 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Partição.

4.1.6 - Técnica de Agrupamento Partição com Padronização

-Composição dos estratos

Nesta última classificação, utilizou-se metodologia similar a anterior (*Partição*), porém os valores das variáveis sociais foram padronizados. O **Quadro 7** apresenta a composição dos cinco estratos conformados. Quanto à distribuição populacional, observou-se percentuais bastante diferenciados, pois o estrato IV abarcou mais da metade da população (55,74%), enquanto o estrato III absorveu 1,24%. As áreas mais socialmente desfavorecidas (IV e V) concentraram, juntas, a maior parte dos distritos (59), como pode ser visualizado na **Figura 12**.



FONTE: Os dados sociais primários foram extraídos do Censo IBGE, 1991.

* Os números referem-se aos distritos, que estão listados no **Anexo 1**

Figura 12 - Classificação dos Distritos nos Estratos da Técnica de Partição com Padronização.

Quadro 7 - Distribuição dos Distritos nos Estratos para a Técnica de Partição com Padronização.

DISTRITO	% da pop no estrato	DISTRITO	% da pop no estrato
002-ALT PINHEIR		001-AGUA RASA	
015-CAMPO BELO		004-ARICANDUVA	
026-CONSOLACAO		005-ARTUR ALVIM	
034-ITAIM-BIBI	7,97%	011-BRASILANDIA	55,74%
044-JD PAULISTA	da	013-CACHOEIRINH	da
053-MOEMA	população	017-CAMPO LIMPO	população
055-MORUMBI	do	018-CANGAIBA	do
061-PERDIZES	município	020-CARRAO	município
063-PINHEIROS	de S.Paulo	022-CID ADEMAR	de S.Paulo
072-SANTO AMARO		023-CID DUTRA	
092-VL MARIANA		024-CID LIDER	
ESTRATO I	11 distritos	028-ERM MATARAZO	
006-BARRA FUNDA		029-FREG DO O	
007-BELA VISTA		036-ITAQUERA	
012-BUTANTA		037-JABAQUARA	
016-CAMPO GRAND	15,41	038-JACANA	
021-CASA VERDE	da	039-JAGUARA	
027-CURSINO	população	040-JAGUARE	
033-IPIRANGA	do	041-JARAGUA	
048-LAPA	município	045-JD SAO LUIS	
049-LIBERDADE	de S.Paulo	046-JOSE BONIFA	
051-MANDAQUI		050-LIMAO	
054-MOOCA		057-PARI	
067-REPUBLICA		060-PENHA	
070-STA CECILIA		064-PIRITUBA	
071-SANTANA		065-PONTE RASA	
079-SAUDE		066-RAPOSO TAVARES	
080-SE		068-RIO PEQUENO	
081-SOCORRO		069-SACOMA	
082-TATUAPE		073-SAO DOMINGO	
084-TUCURUVI		074-SAO LUCAS	
088-VL GUILHERM		075-SAO MATEUS	
090-VL LEOPOLDI		076-SAO MIGUEL	
096-VL SONIA		077-SAO RAFAEL	
ESTRATO II	22 distritos	078-SAPOPEMBA	
008-BELEM		083-TREMEMBE	
009-BOM RETIRO		085-VL ANDRADE	
010-BRAS	1,24%	086-VL CURUCA	
014-CAMBUCCI		087-VL FORMOSA	
		089-VL JACUI	
ESTRATO III	4 distritos	091-VL MARIA	
003-ANHANGUERA		093-VL MATILDE	
019-CAPAO REDON		094-VL MEDEIROS	
025-CID TIRADEN		095-VL PRUDENTE	
030-GRAJAU	19,64%	ESTRATO IV	44 distritos
031-GUAIANAZES	da		
032-IGUATEMI	população		
035-ITAIM PAULI	do		
042-JD ANGELA	município		
043-JD HELENA	de S.Paulo		
047-LAJEADO			
052-MARSILAC			
056-PARELHEIROS			
058-PQ DO CARMO			
059-PEDREIRA			
062-PERUS			
ESTRATO V	15 distritos		

* Os distritos em itálico, foram os "diferenciados" pela técnica

- Variabilidade intra e inter estratos

O comportamento das variáveis sociais, nos estratos classificados pela técnica de *Partição com padronização*, será descrito neste item. Os dados descritivos para as variáveis, nos cinco estratos, conformados nesta técnica, estão apresentados no **Anexo 14**.

Na análise da primeira variável do componente **Ambiental, proporção de domicílios com abastecimento de água adequado**, verificaram-se para os estratos I e V, valores de 98,98% e 91,77% respectivamente (**Tabela 11**). Com o estrato V, como referência, foram identificadas razões de 1,08 para o estrato I, de 1,07 para os estratos II e IV e de 0,99 para o estrato III (**Tabela 12**). Essas razões, junto com o *box plot*, retratam pequena diferenciação entre os grupos, com os valores para o estrato III, quebrando o discreto gradiente visualizado (**Figura 13**). As proporções distribuíram-se no interior dos grupos com baixa variabilidade, apresentando o estrato V menor homogeneidade, com um coeficiente de variação de 0,019 (**Tabela 11, Figura 13**).

A relação entre a **proporção de domicílios com coleta de lixo adequada**, observada para os estratos I (99,32%) e V (94,22%), originou uma razão de 1,05 (**Tabelas 11 e 12**). A distribuição dos valores, entre os diversos grupos, ocorreu quase sem variabilidade (**Tabela 12, Figura 13**). Na análise *intra* grupo, percebeu-se homogeneidade interna, com o estrato mais disperso (V) apresentando um coeficiente de variação de 0,011 (**Tabela 11, Figura 13**).

Quanto aos domicílios com esgotamento sanitário adequado, percebeu-se uma razão de 1,77 quando se comparou a proporção de 96,68% do estrato I, com a proporção de 54,64% do estrato V (**Tabelas 11 e 12**). A **Tabela 12** e a **Figura 13** mostram que esta variável formou grupos pouco distintos, discriminando melhor o estrato V. A homogeneidade interna esteve presente em menor intensidade no estrato de pior condição de vida, que apresentou um coeficiente de variação de 0,084 (**Tabela 11, Figura 13**).

Para a variável **índice de aglomeração**, obteve-se, da relação entre os estratos V (1,01) e I (0,40), uma razão de 2,54 (**Tabelas 11 e 12**). As razões, de 1,42 para o estrato II, de 1,59 para o estrato III e de 2,04 para o estrato IV, denotam variação gradual para os

valores entre os grupos (**Tabela 12**). No entanto, o gráfico *box plot* para esta variável mostra que o estrato III apresenta valor máximo mais baixo que o do estrato II, interrompendo a tendência de formação de um gradiente (**Figura 13**). A variabilidade interna mostrou-se sutil, com os estratos I e V apresentando coeficientes de variação de 0,024 e 0,014 respectivamente (**Tabela 11, Figura 13**). No componente **Ambiental**, esta variável formou grupos mais distintos e com a maior razão entre os estratos I e V.

As variáveis, **proporção de chefes de domicílios analfabetos** e **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto** apresentaram razões de 5,54 e 5,32, respectivamente, quando se confrontou para cada uma, as proporções dos estratos I e V (**Tabela 12**). Presença de heterogeneidade entre os grupos com formação de gradiente é comportamento visualizado nas duas variáveis (**Tabela 12**). Quanto à homogeneidade interna, observou-se que, com um coeficiente de variação de 0,166 para a variável "analfabetos" e de 0,114 para a variável "primário", o estrato I apresentou-se mais disperso (**Tabela 11**).

As **proporções de chefes de domicílios com secundário completo** de 69,60% para o estrato I e de 7,87% para o estrato V implicam numa razão de 8,84 para os valores destes dois grupos (**Tabelas 11 e 12**). As diferenças entre os diversos estratos aumentam gradualmente com o afastamento entre eles, como mostram a **tabela 12** e a **Figura 13**. Os coeficientes de variação oscilaram de 0,022 para o estrato I a 0,089 para o estrato V, refletindo baixa variabilidade interna (**Tabela 11, Figura 13**).

Na análise da variável, **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, observou-se uma razão de 32,47 ao se comparar o valor do estrato I (45,46%) com o do estrato V (1,40%). Para os estratos intermediários, identificaram-se razões de 15,46 (estrato II), 10,33 (estrato III) e 4,30 (estrato IV) que denotam alta heterogeneidade entre os grupos (**Tabela 12**). A variabilidade interna foi mais elevada no estrato V que apresentou um coeficiente de variação de 0,175 (**Tabela 11**). No componente **Escolaridade**, esta variável dividiu grupos bastante heterogêneos entre si e com a mais elevada razão para os valores dos estratos mais distais (I e V).

No componente **Renda**, ao se examinar a variável relacionada aos **chefes de domicílios com até meio (1/2) salário mínimo mensal**, verificou-se uma razão de 2,40 entre as **proporções** do estrato V (9,06%) e do estrato I (3,78%) como mostram as **Tabelas 11 e 12**. Os valores distribuíram-se entre as cinco áreas com razoável heterogeneidade (**Tabela 12, Figura 13**). Quanto à variabilidade interna, o estrato I apresenta-se mais disperso, com um coeficiente de variação no valor de 0,085 (**Tabela 11**).

No que diz respeito à **renda média mensal dos chefes de domicílios** observou-se para o estrato I valor de 18,24 salários mínimos, e para o estrato V, o correspondente a 3,47 salários mínimos (**Tabela 11**). A **Tabela 12** mostra razões que variaram de 1,48 a 5,26 em que se percebe heterogeneidade mais assinalada entre os estratos I e V (**Tabela 12**). Uma discreta variabilidade interna foi verificada para esta variável em todos os estratos. O estrato I, com coeficiente de variação de 0,052 foi o mais disperso (**Tabela 11, Figura 13**).

Como mostram as **Tabelas 11 e 12**, para a variável **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**, obteve-se uma razão de 40,89 entre os valores dos estratos I (30,10%) e V (0,74%). As razões intermediárias de 14,90 para o estrato II, de 7,28 para o estrato III e de 3,93 para o estrato IV traduzem uma alta heterogeneidade entre os diferentes grupos (**Tabela 12**). Na análise da variabilidade interna, observaram-se coeficientes de variação de 0,059 para o estrato I e de 0,243 para o estrato V (**Tabela 11**). No componente **Renda**, esta variável formou grupos bem distintos, com uma alta razão entre os estratos I e V e com uma variabilidade interna, que apesar de comparativamente mais alta, ainda se apresentou em níveis moderados (**Tabelas 11 e 12, Figura 13**).

Tabela 11 - Análise Descritiva das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos da Técnica de Partição com Padronização.

PARTIÇÃO COM PADRONIZAÇÃO									
MEDIDAS									
	Estrato	valor no	percentis						
		estrato	DP	CV da X	MIN	MAX	25	50	75
ÁGUA	I	98,98	0,18	0,002	97,78	99,58	98,77	99,02	99,45
	V	91,77	1,76	0,019	1,18	97,70	86,73	92,69	96,12
LIXO	I	99,32	0,33	0,003	94,46	99,97	98,66	99,90	99,94
	V	94,22	1,06	0,011	27,27	97,91	91,28	95,03	96,48
ESGOTO	I	96,68	0,82	0,008	81,17	99,3	94,51	97,77	98,62
	V	54,64	4,61	0,084	0,42	85,38	27,13	51,52	63,78
I. AGLOM (razão)	I	0,40	0,01	0,024	0,33	0,44	0,37	0,41	0,42
	V	1,01	0,01	0,014	0,93	1,11	0,96	0,99	1,07
PA	I	2,79	0,46	0,166	1,22	9,82	1,85	2,27	4,40
	V	15,45	0,59	0,038	10,03	25,40	14,10	14,67	17,06
PPI	I	6,62	0,75	0,114	3,22	17,29	4,91	6,59	8,62
	V	35,18	1,14	0,033	24,71	51,42	31,58	34,69	39,97
PSS	I	69,60	1,54	0,022	60,37	78,83	63,43	68,19	72,95
	V	7,87	0,70	0,089	4,09	11,92	4,81	7,72	9,95
PU	I	45,46	1,55	0,034	38,07	54,19	42,26	44,1	48,69
	V	1,40	0,25	0,175	0,35	2,90	0,76	1,03	1,87
SM 1/2	I	3,78	0,32	0,085	2,72	5,52	2,78	3,71	5,09
	V	9,06	0,53	0,058	5,45	12,96	8,14	9,15	11,90
renda média(SM)	I	18,24	0,96	0,052	15,10	28,82	15,54	17,95	22,08
	V	3,47	0,14	0,040	2,85	4,33	3,12	3,41	3,96
SM 20	I	30,10	1,78	0,059	24,29	43,87	26,02	29,07	38,39
	V	0,74	0,18	0,243	0,15	1,79	0,33	0,60	1,19

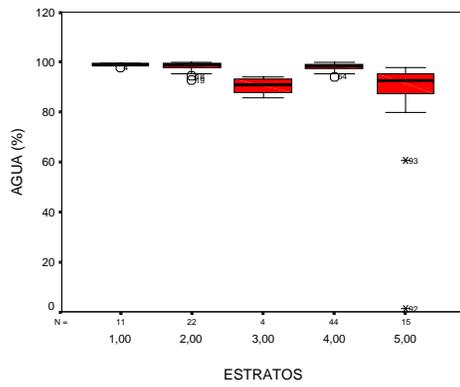
Tabela 12 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais, em Relação ao Grupo de Referência, para os Estratos da Técnica de Partição com Padronização.

ESTRATO	VARIÁVEIS										
	ÁGUA	LIXO	ESGOTO	LAGLOM	PA	PPI	PSS	PU	1/2 SM	RENDAS	SM
I	<u>1,08</u>	<u>1,05</u>	<u>1,77</u>	1	1	1	<u>8,84</u>	<u>32,47</u>	1	<u>5,26</u>	<u>40,89</u>
II	1,07	1,06	1,69	1,42	1,79	1,96	5,67	15,46	1,32	2,69	14,90
III	0,99	1,06	1,54	1,59	2,15	2,40	4,48	10,33	1,66	1,90	7,28
IV	1,07	1,05	1,47	2,04	4,01	3,95	2,41	4,30	1,94	1,48	3,93
V	1,00	1,00	1,00	<u>2,54</u>	<u>5,54</u>	<u>5,32</u>	1,00	1,00	<u>2,40</u>	1,00	1,00

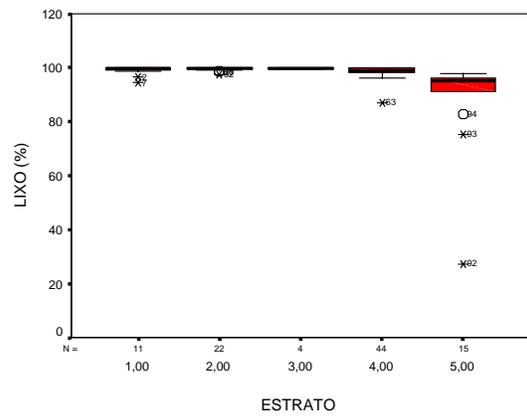
*O que apresentou valor mais baixo para a variável específica

Os valores sublinhados, referem-se aos "RR" entre os estratos extremos

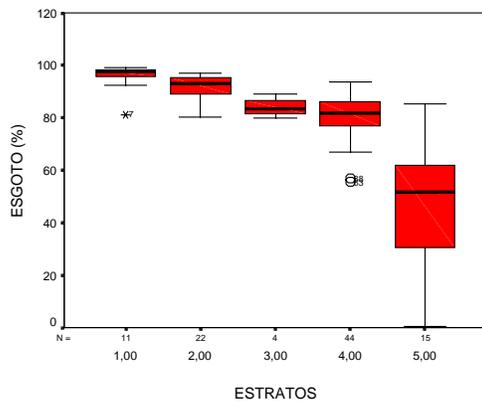
Domicílios com "água adequada"



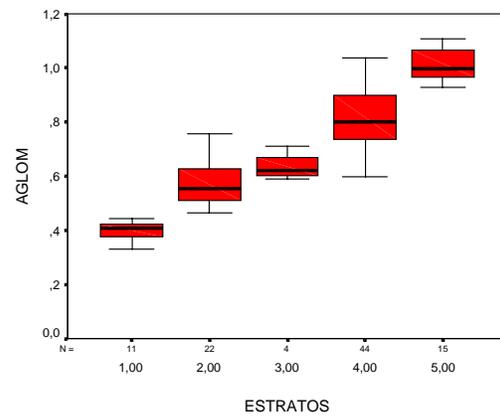
Domicílios com "lixo adequado"



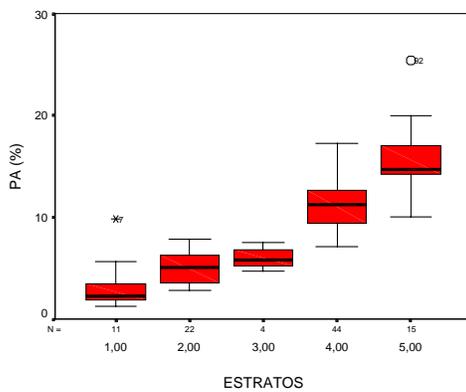
Domicílios com "esgotamento adequado"



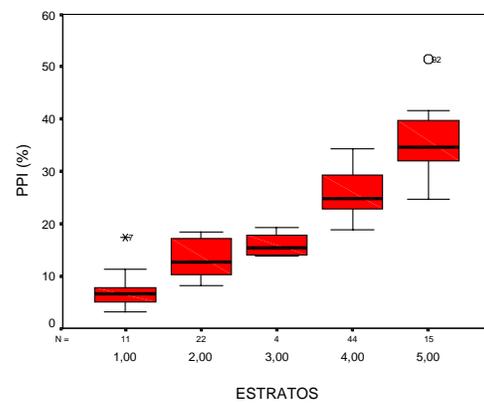
Índice de aglomeração



Chefes "analfabetos"



Chefes com "primário incompleto"



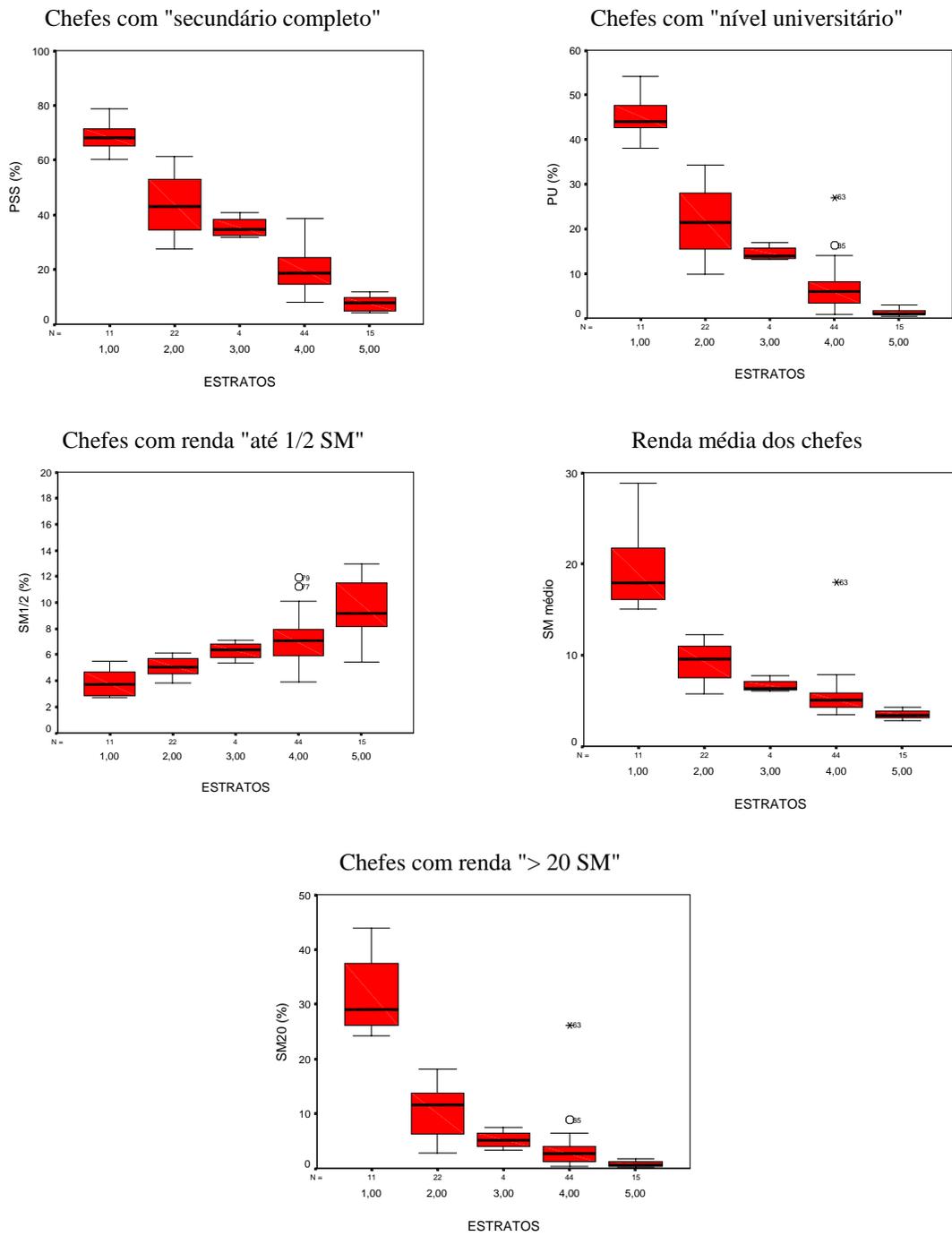


Figura 13 - Distribuição de Valores Descritivos para as Variáveis Sociais nos Estratos da Técnica de Partição com Padronização.

4.2 - SÍNTESE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS SOCIAIS

Uma análise geral do comportamento descritivo das variáveis sociais nos estratos conformados pelas diferentes técnicas de classificação remete às considerações a seguir.

No componente **Ambiental**, as variáveis, **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado** e **proporção de domicílios com coleta de lixo adequada**, estão distribuídas, praticamente, sem heterogeneidade entre os estratos. No entanto, a **proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado** e o **índice de aglomeração** apresentam razoável variabilidade *inter* grupos, em que se percebe uma tendência de aumento ou diminuição gradativa para os valores destas variáveis, quando se parte de um dos estratos distais. A variabilidade interna esteve presente de forma discreta nas quatro variáveis deste componente. O **índice de aglomeração** destacou-se neste componente, separando grupos mais distintos entre si, independente da técnica de classificação aplicada.

No componente **Escolaridade**, identificou-se para as variáveis **proporção de chefes de domicílios analfabetos** e **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto** comportamento similar, com nítida heterogeneidade entre os grupos e os diferenciais entre os estratos aumentando à medida que eles se distanciam. Para a **proporção de chefes de domicílios com secundário completo**, a terceira variável deste componente, observaram-se valores ainda mais distintos entre os diversos grupos. No entanto, foi a variável **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, no componente **Escolaridade**, a que melhor discriminou os estratos, apresentando os maiores diferenciais entre eles. A distribuição dos valores, no interior dos conglomerados, para as variáveis deste componente, mostrou-se em geral baixa, entretanto, a variável “chefes universitários” separou grupos mais dispersos, nos quais a variação interna atingiu níveis moderados.

Apresentando as variáveis do componente **Renda**, em ordem crescente de heterogeneidade entre os grupos, tem-se: a **proporção de chefes de domicílios com até meio (1/2) salário mínimo mensal**, a **renda média mensal dos chefes de domicílios em**

salários mínimos e a **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos**. Esta última é, sem dúvida, a variável que dividiu os grupos mais diferenciados entre si, apresentando a mais alta heterogeneidade externa. Os valores distribuíram-se com relativa homogeneidade interna, nas duas primeiras variáveis. A **proporção de chefes de domicílios com renda mensal acima de vinte salários mínimos** apresentou valores mais dispersos internamente.

4.3 - PIRÂMIDES ETÁRIAS POPULACIONAIS

A **Figura 14** apresenta, para as técnicas de agrupamento, a distribuição etária e por sexo das populações dos estratos de melhor e pior condição de vida. Como se pode observar, os estratos mais precários de condição de vida para todas as técnicas (estratos X, V ou VII) apresentam população mais jovem do que o estrato mais favorável de condição de vida (estrato I). As pirâmides do estrato I apresentam base estreitada e ápice alargado, refletindo uma população com maior idade média. No entanto, as pirâmides dos estratos mais desfavorecidos possuem base larga e ápice estreito, revelando uma população jovem, com maiores taxas de fecundidade e de mortalidade e menor esperança de vida que as experimentadas pela população do estrato I. Outro fator a ser considerado, na distribuição etária populacional de áreas, é o processo migratório. Segundo Baeninger (1997), mais de 70% dos chefes de domicílios migrantes, no Estado de São Paulo, estão concentrados nas classes “D” e “E”, as mais pobres. No entanto, na região metropolitana de São Paulo, a autora encontrou maior presença de chefes de domicílios migrantes nas classes “A” e “B”, as mais favorecidas. A estrutura etária, identificada para os estratos aqui analisados, mostra-se coerente com a respectiva condição de vida, ou seja, áreas mais favorecidas socialmente apresentam, freqüentemente, uma população com maior sobrevida e taxas de natalidade mais baixas; enquanto que, as áreas com condições mais precárias tendem a apresentar predominância de pessoas mais jovens, com maiores taxas de natalidade e de mortalidade prematura, com conseqüente redução da população de idosos. As pirâmides etárias dos estratos extremos não mostraram diferenças relevantes em função da técnica de classificação aplicada. No intuito de analisar as distribuições etárias e por sexo, para os grupos intermediários, foram construídas as pirâmides populacionais para

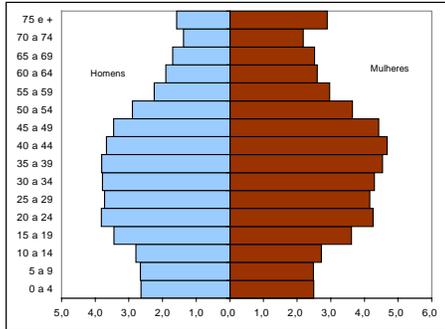
todos os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5* que estão apresentadas na **Figura 15**. É interessante perceber a alteração gradual no perfil das pirâmides. Partindo do estrato I, a base vai se alargando, exprimindo aumento da natalidade e da mortalidade precoce, com a deterioração da condição de vida. Assim como visto para os estratos extremos, a comparação, entre as pirâmides dos estratos intermediários conformados pelas técnicas de *Cluster* e *Escore 5*, mostra discretas diferenciações que remetem a padrões semelhantes para as duas técnicas.

Estrato de melhor condição de vida

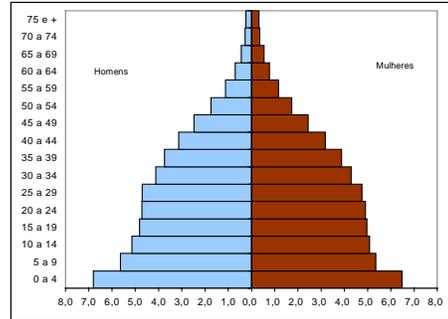
Estrato de pior condição de vida

Técnica Escore 10

Estrato I

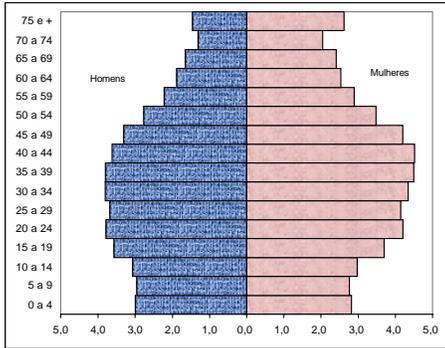


Estrato X

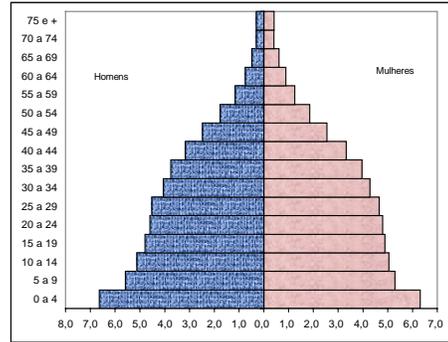


Técnica Escore 5

Estrato I

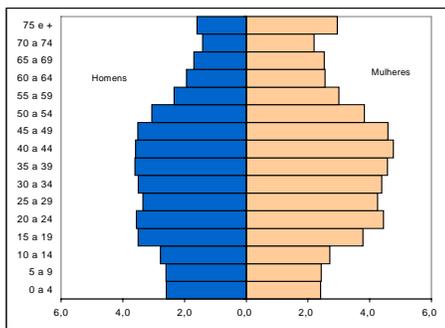


Estrato V

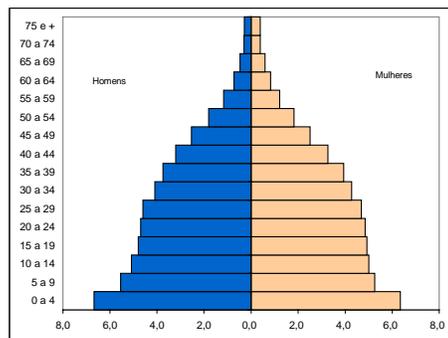


Técnica de Cluster

Estrato I



Estrato VII

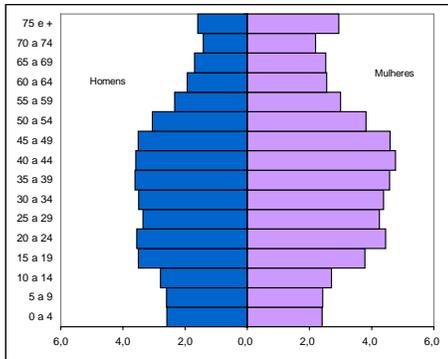


Estrato de melhor condição de vida

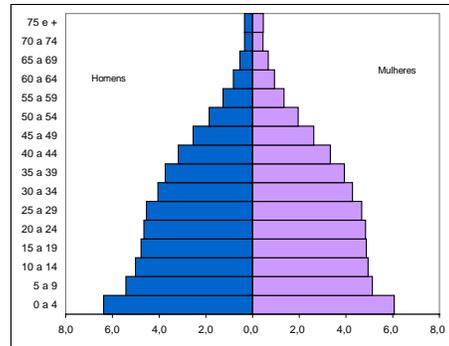
Estrato de pior condição de vida

Técnica de Cluster com padronização

Estrato I

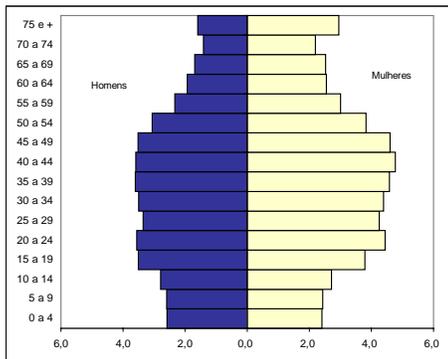


Estrato V

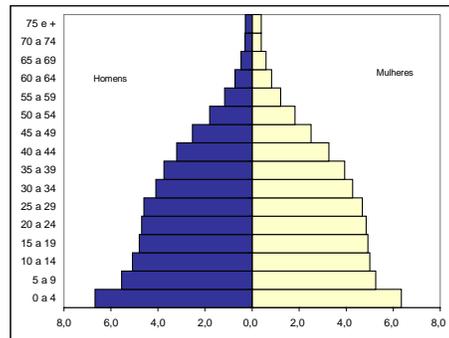


Técnica de Partição

Estrato I

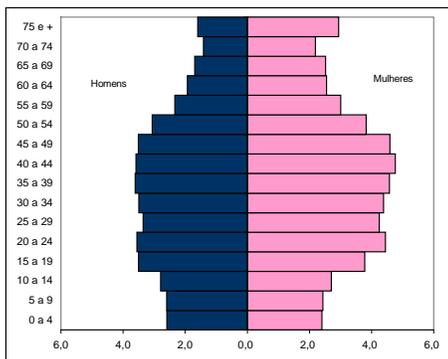


Estrato V



Técnica de Partição com padronização

Estrato I



Estrato V

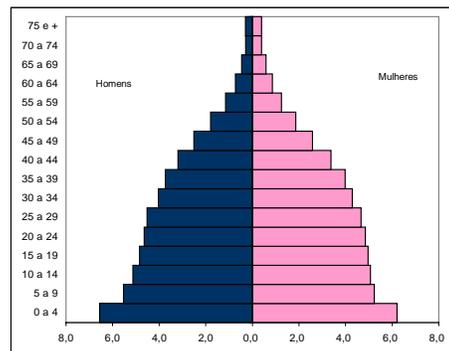
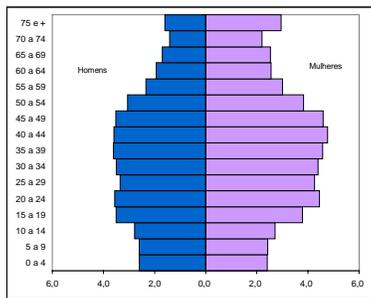


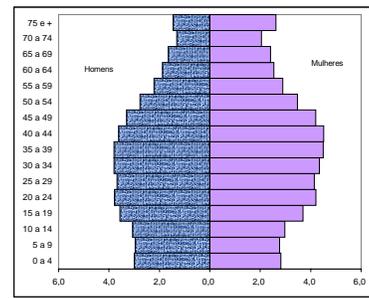
Figura 14 - Pirâmides Etárias, por Sexo, para os Estratos de Melhor e Pior Condição de Vida por Técnica de Agrupamento. São Paulo-SP, 1999.

Cluster com Padronização

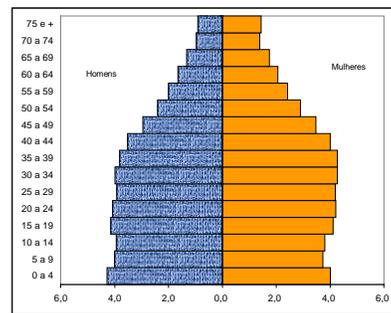
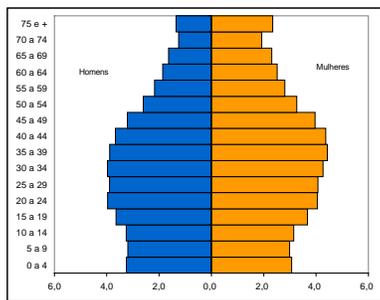


Escore 5

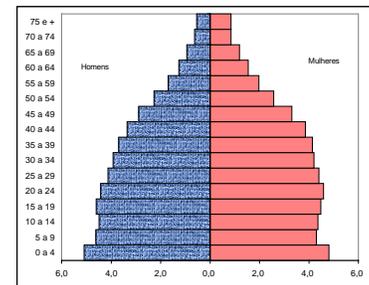
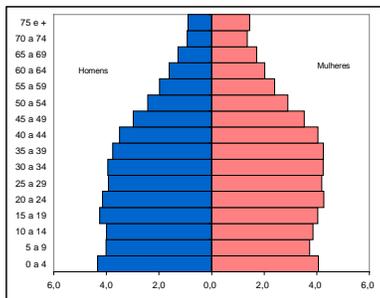
Estrato I



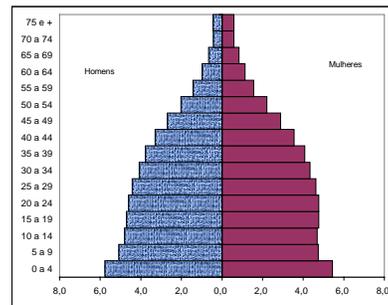
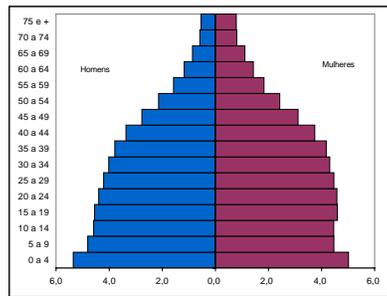
Estrato II



Estrato III



Estrato IV



Estrato V

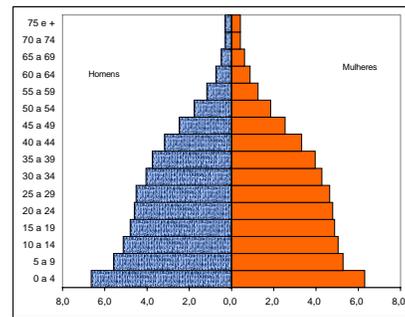
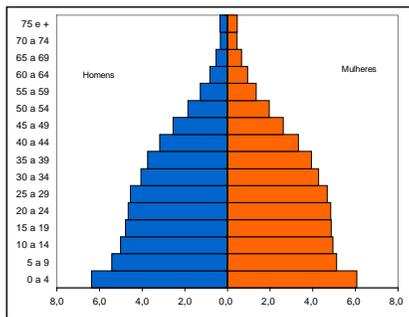


Figura 15 - Pirâmides Etárias, por Sexo, para os Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5. São Paulo-SP, 1999.

4.4 - ANÁLISE COMPARATIVA DAS CARACTERÍSTICAS DOS ESTRATOS NAS DIFERENTES TÉCNICAS DE AGRUPAMENTO

Neste tópico, serão apresentadas as diferenças e/ou semelhanças observadas na conformação dos estratos de condição de vida, de acordo com a técnica de classificação aplicada. Identifica-se, também, entre as técnicas estudadas, quais possibilitaram a configuração de estratos bem diferenciados entre si, e com relativa homogeneidade interna.

4.4.1 - Comparação entre a Composição dos Estratos, Segundo os Distritos, em Função da Técnica de Agrupamento

Comparou-se a distribuição dos distritos nos estratos, para as técnicas de agrupamento, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização* (**Anexo 5**). Esta análise comparativa possibilitou a construção da **Tabela 13** mostrando que,

dos noventa e seis (96) distritos do município de São Paulo, qual a proporção que obteve localização coincidente nos estratos, para as quatro técnicas (concordância total) ou para três técnicas (concordância parcial). Os demais distritos que coincidiram no máximo em apenas duas técnicas, foram rotulados como instáveis. A seleção dessas técnicas, para a análise de concordância, justifica-se em função de possuírem o mesmo número de conglomerados, facilitando a comparação. Do total de distritos do município, 31,25% apresentaram concordância total, sendo que 11,46% estavam no estrato I, 2,08% no estrato II, 7,29% no estrato IV e 10,42% no estrato V. Para os distritos localizados no estrato III, não houve concordância total. Considerando a inclusão da concordância parcial nesta análise, identificou-se que 68,75% dos distritos foram distribuídos em estratos coincidentes, em no mínimo três das quatro técnicas. Desses, 11,46% localizavam-se no estrato I, 16,67% no estrato II, 4,17% no III, 23,96% no IV e 12,50% no V. O mapeamento do nível de concordância na localização dos distritos nos estratos está apresentado nas **Figuras 16, 17 e 18**. Os dois primeiros mapas não discriminam os estratos; porém o último apresenta a concordância por conglomerado. Evidenciou-se maior concentração de distritos instáveis nas áreas intermediárias, com nítida predominância de distritos concordantes nas áreas de centro e periferia, regiões marcadamente de melhor e pior condição de vida.

Tabela 13 - Nível de Concordância na Distribuição dos Distritos, nos Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.

NÍVEL DE CONCORDÂNCIA						
Estratos	TOTAL		PARCIAL		TOTAL ou PARCIAL	
	N	%	N	%	N	%
I	11	11,46	–	–	11	11,46
II	2	2,08	14	14,58	16	16,67
III	–	–	4	4,17	4	4,17
IV	7	7,29	16	16,67	23	23,96
V	10	10,42	2	2,08	12	12,50
CONCORDANTES	30	31,25	36	37,50	66	68,75
INSTÁVEIS	–	–	–	–	30	31,25
TOTAL	96	100,00	96	100,00	96	100,00

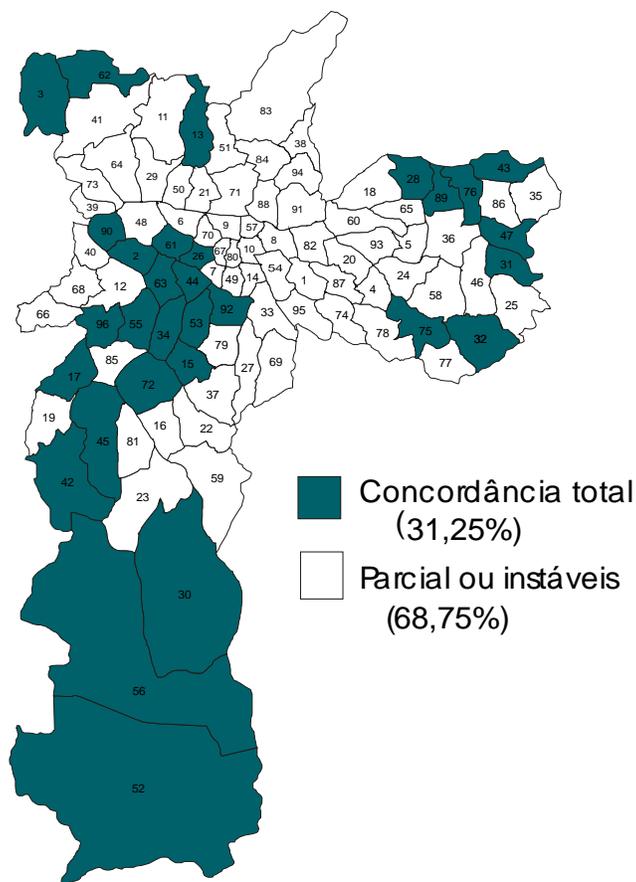


Figura 16 - Concordância Total da Localização dos Distritos nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização

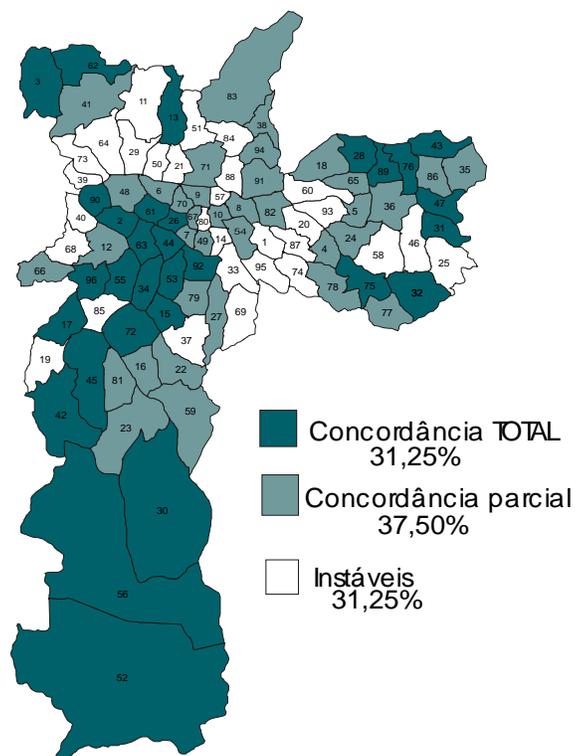


Figura 17 - Concordância Total ou Parcial da Localização dos Distritos nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização

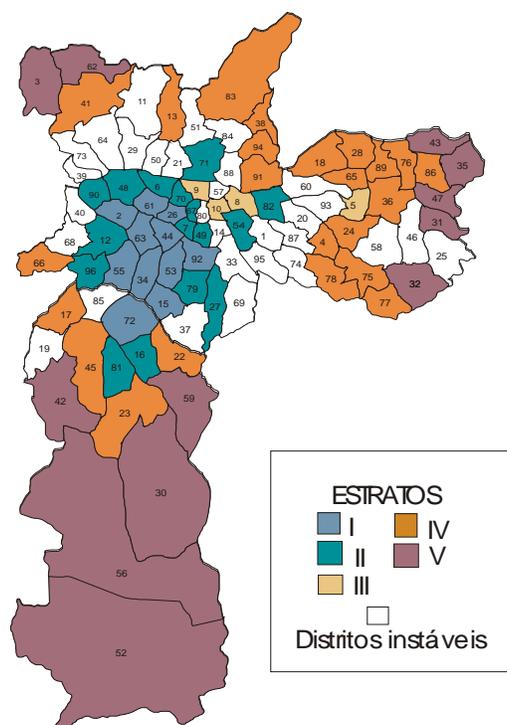


Figura 18 - Concordância Total ou Parcial, da Localização dos Distritos, com Diferenciação, nos Estratos, para as Técnicas de Cluster com Padronização, Escore 5, Partição e Partição com Padronização.

Tomando-se a técnica de *Cluster com padronização* como referência, identificou-se a proporção de distritos que coincidiram na localização do estrato, ao se aplicar as técnicas de *Escore 5*, *Partição* ou *Partição com padronização* consideradas, neste tópico, como técnicas comparativas. Os resultados apresentados na **Tabela 14** mostram que dos onze (11) distritos distribuídos no estrato I, para a técnica de referência, 100% deles também estavam no estrato I, para as três técnicas utilizadas na comparação. Do total de distritos (18) que estavam no estrato II, para *Cluster com Padronização*, 100,00%, 77,77% e 22,22% também estavam nesse estrato para as técnicas de *Partição com padronização*, *Partição* e *Escore 5*, respectivamente. Considerando o estrato III, da técnica de referência, percebe-se uma elevada proporção (91,30%) de distritos, também localizados neste estrato, ao se aplicar a técnica de *Partição*. No estrato IV, a proporção de distritos que coincidiram no mesmo foi de 92,59% entre *Cluster com padronização* e *Partição com padronização*, de 70,37% entre *Cluster com padronização* e *Partição* e de 29,63% entre *Cluster com padronização* e *Escore 5*. Para o estrato V, observaram-se

proporções bem similares de distritos que estavam localizados no referido estrato, ao se fazer análise comparativa, sendo estas de 76,47% na *Partição com padronização*, de 70,59% na de *Escore 5* e de 64,71% na *Partição*.

Tabela 14 - Distribuição dos Distritos nos Estratos. Comparação entre Técnicas de Agrupamento, tendo Cluster com Padronização como Referência.

		TÉCNICAS DE CLASSIFICAÇÃO					
ESTRATO	REFERÊNCIA	COMPARATIVAS					
	Cluster com padronização	Escore 5		Partição		Partição com padronização	
	nº de distritos	distritos "coincidentes"		distritos "coincidentes"		distritos "coincidentes"	
		n	%	n	%	n	%
I	11	11	100,00	11	100,00	11	100,00
II	18	4	22,22	14	77,77	18	100,00
III	23	2	8,69	21	91,30	4	17,39
IV	27	8	29,63	19	70,37	25	92,59
V	17	12	70,59	11	64,71	13	76,47

A **Tabela 15** mostra os valores para a medida estatística *Kappa*. A técnica que apresentou maior força de concordância, na localização dos distritos por estratos, quando comparada com a técnica de *Cluster com padronização*, foi a técnica de *Partição* ($Kappa=0,77$), ou seja, a localização dos distritos em estratos específicos coincidiu com força substancial, além do que seria esperado ao acaso, quando feita a comparação entre as duas técnicas. Situação inversa ocorreu, quando se fez a comparação entre a localização dos distritos, nos estratos conformados pela técnica *Escore 5* com a de *Cluster com padronização* ($Kappa= 0,25$), pois com aquela técnica, identificou-se fraca concordância.

Tabela 15 - Valores de Kappa, para as Técnicas de Agrupamento, tendo Cluster com Padronização como Comparação.

TÉCNICAS COMPARATIVAS	VALOR DE KAPPA
ESCORE 5	0,25
PARTIÇÃO COM PADRONIZAÇÃO	0,67
PARTIÇÃO	0,77

4.4.2 - Comparando a Distribuição Populacional nos Estratos entre as Técnicas de Agrupamento

A distribuição da população do município de São Paulo, nos estratos configurados pelas técnicas de agrupamento, está apresentada na **Tabela 16** e na **Figura 19**. Uma análise comparativa mostra perfis bastante diferenciados. As técnicas de *Escore 10* e *Escore 5* apresentaram proporções semelhantes entre os estratos, considerando que o corte para o estabelecimento desses, obedeceu o critério de distribuição populacional eqüitativa (*decis* e *quintis*). As outras técnicas não distribuíram a população de forma eqüitativa nos estratos, pois agruparam, especificamente, pela semelhança nas características sociais, e como essas não se distribuíram uniformemente; conseqüentemente, foram gerados grupos com distribuições percentuais diferenciadas. É interessante ressaltar que o estrato mais favorável de condição de vida, das técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*, apresentou distribuição populacional idêntica, por incluir na sua composição os mesmos distritos. No entanto, observaram-se fortes diferenças quando se compararam as quatro técnicas. A técnica de *Partição com Padronização*, por exemplo, gerou um estrato (III) com 1,24% da população, composto por quatro distritos (Cambuci, Belém, Bom Retiro e Brás). Esses distritos não foram incluídos em conjunto no mesmo estrato quando se aplicou as outras técnicas, o que mostra instabilidade. Ainda na *Partição com padronização*, o estrato IV absorveu 55,74% da população, ou seja, esta técnica desenhou um estrato com uma população muito reduzida e outro com mais da metade da população do município de São Paulo. Comparando o tamanho do estrato IV, nesta técnica, em relação às outras, identificou-se este estrato, em geral, como o mais populoso. A técnica de *Partição* colocou no referido estrato 41,52% da população e a de *Cluster com padronização*, 35,55%. Porém, a técnica de *Cluster* não seguiu esse padrão, distribuindo apenas 4,53% da população do município no estrato IV. Em relação aos estratos extremos, observou-se que as técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização* colocaram 7,97% da população no estrato I. Porém, para o estrato 5, as distribuições foram diferenciadas, absorvendo esse, 24,87% da população, na técnica de *Cluster com Padronização*, 19,64% na de *Partição com padronização* e 14,52% nas de *Cluster* e *Partição*. Estas duas últimas técnicas apresentam os mesmos distritos na composição do estrato V. As técnicas de *Escore 10* e

Escore 5 que apresentaram, cada uma, distribuição quase eqüitativa da sua população, absorveram no estrato I, 10,81% e 20,52% da população do município. Para o estrato V, as proporções foram de 10,23% no *Escore 10* e de 18,97% no *Escore 5*. No que se refere à distribuição populacional por sexo, identificou-se percentuais, invariavelmente, mais altos para o sexo feminino, em todos os estratos e para todas as técnicas; perfil já observado nas pirâmides populacionais. É interessante perceber que nos estratos de melhor condição de vida, a proporção da população feminina foi a mais elevada. Assim, em relação à distribuição populacional, considerou-se a técnica *Cluster com padronização*, como a que distribuiu mais adequadamente a população do município de São Paulo nos estratos de condição de vida.

Tabela 16 - Distribuição da População, por Sexo, nos Estratos das Técnicas de Agrupamento.

ESCORE 10						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	488479	45,52	584591	54,48	1073070	10,81
II	445717	46,28	517282	53,72	962999	9,70
III	472540	47,54	521496	52,46	994036	10,02
IV	518619	48,29	555274	51,71	1073893	10,82
V	463811	48,35	495558	51,65	959369	9,67
VI	486500	48,65	513578	51,35	1000078	10,08
VII	510497	49,13	528502	50,87	1038999	10,47
VIII	462126	49,25	476154	50,75	938280	9,46
IX	426317	49,19	440438	50,81	866755	8,73
X	505552	49,78	510032	50,22	1015584	10,23
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

ESCORE 5						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	934196	45,88	1101873	54,12	2036069	20,52
II	991159	47,93	1076770	52,07	2067929	20,84
III	950311	48,50	1009136	51,50	1959447	19,75
IV	972623	49,19	1004656	50,81	1977279	19,93
V	931869	49,51	950470	50,49	1882339	18,97
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	352528	44,60	437889	55,40	790417	7,97
II	594650	46,80	675906	53,20	1270556	12,80
III	893502	47,86	973567	52,14	1867069	18,82
IV	1718040	48,71	1809249	51,29	3527289	35,55
V	1221438	49,50	1246294	50,50	2467732	24,87
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

CLUSTER						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	352528	44,60	437889	55,40	790417	7,97
II	286614	46,62	328124	53,38	614738	6,20
III	380471	47,11	427135	52,89	807606	8,14
IV	215975	48,01	233906	51,99	449881	4,53
V	1175939	48,03	1272214	51,97	2448153	24,67
VI	1652444	49,01	1718869	50,99	3371313	33,97
VII	716187	49,70	724768	50,30	1440955	14,52
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

PARTICÃO COM PADRONIZAÇÃO						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	352528	44,60	437889	55,40	790417	7,97
II	717656	46,93	811678	53,07	1529334	15,41
III	58431	47,32	65049	52,68	123480	1,24
IV	2687026	48,58	2843808	51,42	5530834	55,74
V	964517	49,49	984481	50,51	1948998	19,64
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

PARTICÃO						
ESTRATO	POP MASC	%	POP FEM	%	POP GERAL	%
I	352528	44,60	437889	55,40	790417	7,97
II	454877	46,79	517279	53,21	972156	9,80
III	1242356	47,79	1357128	52,21	2599484	26,20
IV	2014210	48,89	2105841	51,11	4120051	41,52
V	716187	49,70	724768	50,30	1440955	14,52
TOTAL	-	-	-	-	9923063	100,00

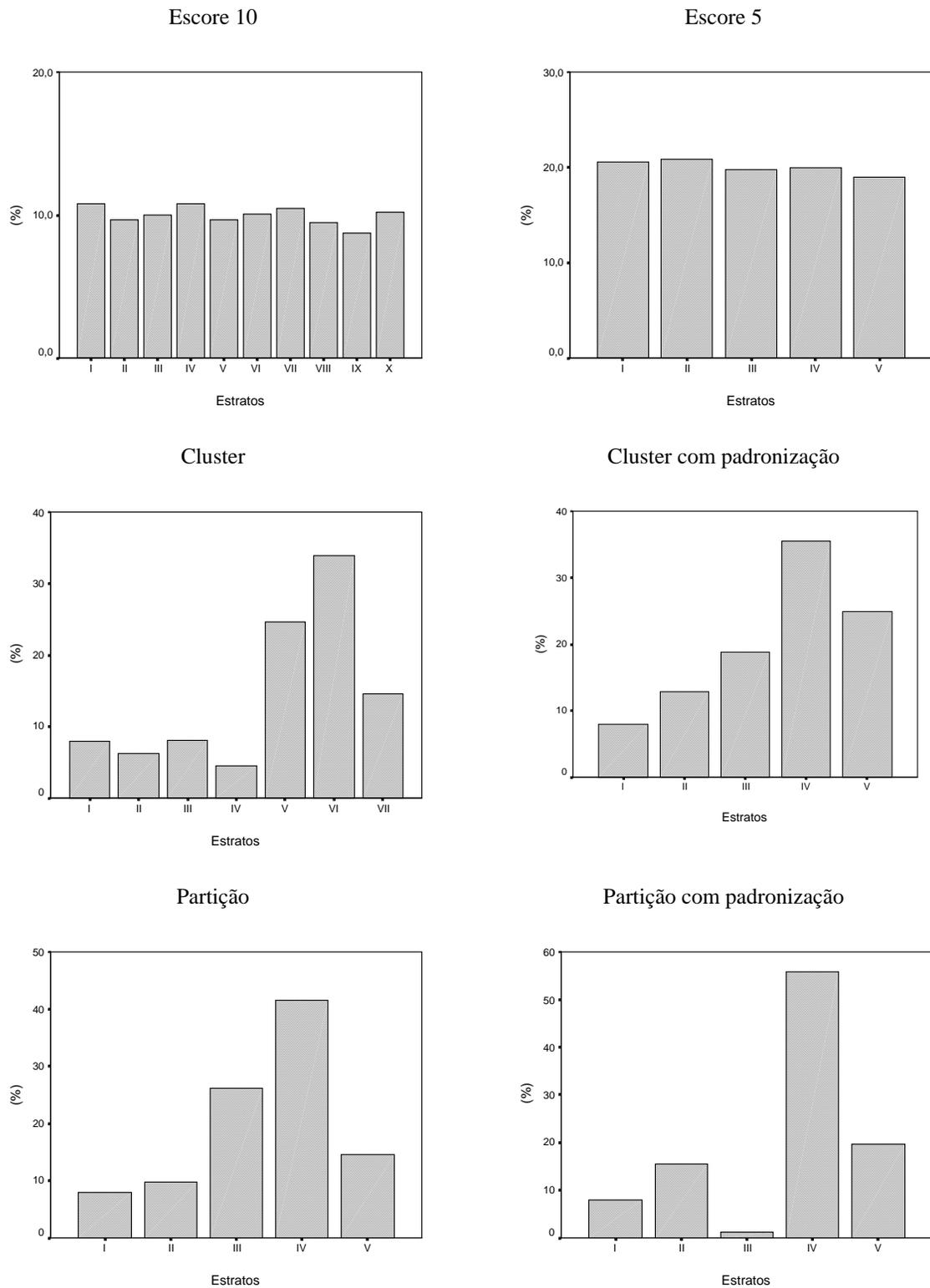


Figura 19 - Distribuição Percentual da População nos Estratos das Técnicas de Agrupamento. São Paulo-SP, 1999.

4.4.3 - Comparando as Razões entre os Valores das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos de Condição de Vida, nas Diferentes Técnicas

Dentre as onze variáveis sociais, utilizadas neste estudo, sete apresentaram as maiores razões, ao se comparar seus valores entre os estratos extremos de condição de vida, quando se utilizou a técnica de *Escore 10* (**Tabela 17**). Esta técnica separou maior número de estratos, conseqüentemente, diferenciou mais os grupos extremos. O estrato X, o de pior condição de vida para a técnica de *Escore 10*, foi o que apresentou o menor percentual de população (10,23%) ao ser comparado com os outros estratos de pior condição de vida configurados pelas outras técnicas. A técnica de *Escore 10* foi, nitidamente, a que apresentou as maiores razões entre os extremos. No entanto, numa análise excluindo a técnica de *Escore 10*, verificou-se *Cluster* e *Partição*, com os mesmos distritos na composição de seus estratos extremos, apresentando as razões mais altas para nove variáveis. Estas duas últimas técnicas incluíram menor proporção da população no estrato mais desfavorável (14,52%), quando comparadas com as técnicas de *Cluster com padronização* e *Partição com padronização*, que alocaram, respectivamente, 24,87% e 19,64% da população neste estrato. As menores razões entre os grupos extremos foram identificadas quando da utilização da técnica *Escore 5*, na qual oito das onze variáveis apresentaram os mais baixos valores. É importante perceber que esta técnica foi a que configurou estratos extremos mais populosos, pois agrupou aproximadamente 20% da população em cada conglomerado, o que tende a diminuir as diferenças entre os grupos extremos. Reavaliando esse critério, sem a técnica de *Escore 5* na comparação, identificou-se a técnica de *Cluster com padronização*, que incluiu a maior proporção da população no estrato mais desfavorável, apresentando as menores razões para oito variáveis. Assim, observou-se uma tendência de que as técnicas que colocaram maior proporção da população nos estratos extremos em comparação as outras técnicas, apresentaram as menores razões entre estes grupos. Nesse aspecto, destacaram-se as técnicas de *Escore 5* e *Cluster com padronização*, nessa seqüência. Por outro lado, identificou-se que as técnicas, que colocaram uma parcela menor da população nos grupos extremos, apresentam as razões mais altas para estes estratos. Nesse sentido, destacaram-se as técnicas de *Escore10*, *Cluster* e *Partição*.

Especificando a análise, em função das variáveis que se mostraram mais sensíveis às diferenças entre os estratos extremos, tem-se, no componente **Ambiental** o **índice de aglomeração**, apresentando valores extremos mais diferenciados, com a razão entre os extremos sendo a mais alta, independentemente da técnica utilizada. As variáveis **proporção de domicílios com abastecimento de água adequado** e **proporção de domicílios com coleta de lixo adequada** foram identificadas como de pouca capacidade de discriminação, considerando os baixos valores das razões. No componente **Escolaridade**, destacou-se a variável **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**, com as maiores razões, independentemente da técnica utilizada. As variáveis **proporção de chefes de domicílios analfabetos** e **proporção de chefes de domicílios com primário incompleto** apresentaram os mais baixos valores. Para o componente **Renda**, destacou-se a variável, **proporção de chefes de domicílios com renda média mensal superior a vinte salários mínimos**, com razões entre os extremos muito altas ($RR > 36$) independentemente da técnica utilizada. Numa avaliação geral, a variável **proporção de chefes de domicílios com renda média mensal superior a vinte salários mínimos** apresentou as mais altas razões, seguida da variável **proporção de chefes de domicílios com nível universitário**. Nesse sentido, identificou-se que as variáveis que refletiram condições favoráveis de **Escolaridade** e **Renda** (chefes com nível universitário, chefes com nível secundário, chefes com renda acima de vinte salários mínimos e renda média do chefe) foram mais discriminatórias, identificando melhor as diferenças sociais entre os estratos no município de São Paulo.

Tabela 17 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais para os Estratos Extremos de Condição de Vida. Comparação entre as Técnicas.¹

VARIÁVEIS	TECNICAS DE AGRUPAMENTO					
	Score 5	Cluster		Partição		Score 10
		Padronização	Cluster	Padronização	Partição	
COMPONENTE AMBIENTAL						
** ÁGUA	1,08	1,06	1,10	1,08	1,10	1,13
** ESGOTO	1,65	1,59	2,10	1,77	2,10	2,00
** LIXO	1,06	1,04	1,06	1,05	1,06	1,09
* I. AGLOM	2,14	2,54	2,54	2,54	2,54	2,46
COMPONENTE ESCOLARIDADE						
* PA	4,08	5,47	5,59	5,54	5,59	6,61
* PPI	3,60	5,25	5,40	5,32	5,40	5,46
** PSS	7,47	8,37	9,34	8,84	9,34	10,76
** PU	25,54	30,72	39,19	32,47	39,19	46,09
COMPONENTE RENDA						
* SM 1/2	2,03	2,48	2,27	2,40	2,27	2,32
** SM 20	36,51	40,68	44,93	40,89	44,93	47,56
** SM MÉDIO	3,80	5,12	5,20	5,26	5,20	4,56

4.4.4 - Comparando a Heterogeneidade *Inter* Estratos, nas Diferentes Técnicas de Agrupamento, a Partir das Razões para as Variáveis Sociais

A **Figura 20** que exprime as razões entre os valores das variáveis sociais por estrato, com o estrato de referência, para as técnicas de classificação, permite as considerações abaixo. Essas razões estão discriminadas no **Anexo 15**. Assim, neste tópico, observou-se como as técnicas diferenciaram os valores das variáveis sociais entre os estratos.

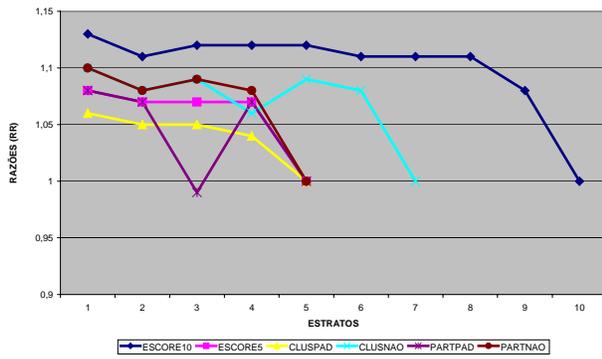
¹ * O estrato de referência foi o de melhor condição de vida; ** O estrato de referência foi o de pior condição de vida;

Em itálico com grifo, as variáveis com as razões mais altas para cada componente.

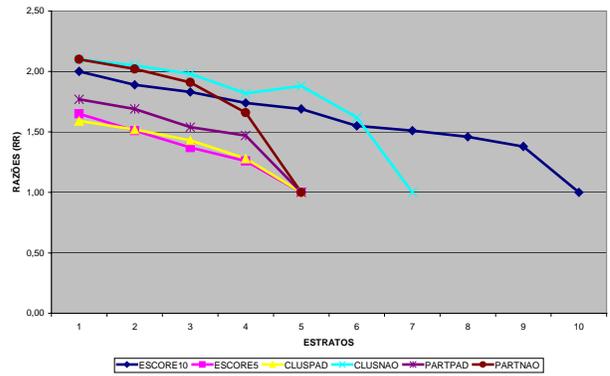
Em vinho as razões mais altas; em azul, as mais baixas.

Entre as técnicas que configuraram cinco estratos (*Cluster com padronização*, *Escore 5*, *Partição* e *Partição com padronização*) a técnica de *Escore 5* apresentou tendência mais discreta de que as razões aumentem ou diminuam gradativamente, conformando um gradiente. Esta técnica, caracterizada pela linha rosa, mostra comportamento mais diferenciado das outras, apresentando um gradiente menos acentuado e uma menor diferença entre os extremos, em especial para as variáveis **proporção de chefes analfabetos**, **proporção de chefes com primário incompleto** e **índice de aglomeração**. As técnicas de *Escore 10* e de *Cluster* mostram menor diferenciação entre os grupos intermediários, por configurarem um maior número de estratos, dez e sete respectivamente. A técnica de *Cluster*, marcada pela linha azul claro, mostra alteração na tendência das razões, apresentando uma quebra de gradiente, nas variáveis "água", "lixo" e "esgoto". Esta técnica não apresenta razões entre extremos mais elevadas em relação às outras, mas a técnica de *Escore 10*, marcada pela linha azul marinho, avança na escala em nível mais elevado quando comparada às outras técnicas, caracterizando maior diferenciação entre os extremos. As técnicas de *Cluster com padronização* e *Partição*, representadas pelas linhas amarela e marrom, respectivamente, apresentaram comportamento similar, agrupando estratos bem heterogêneos entre si. A técnica de *Partição com padronização* aproxima-se delas, em especial da de *Cluster com padronização* para as três variáveis do componente **Renda**, em especial, "chefes acima de 20 salários mínimos" e para a variável "chefes universitários" no componente **Escolaridade**. Na técnica de *Partição*, observa-se nas variáveis "água" e "lixo", uma pequena mudança na seqüência do gradiente. A técnica de *Partição com padronização* interrompe a linearidade na variável água. Nas seis técnicas utilizadas, observou-se, para as variáveis "água", "lixo" e "esgoto" no componente **Ambiental**, pequena capacidade de discriminar os grupos. As variáveis dos componentes **Escolaridade** e **Renda**, em especial, as variáveis "chefes universitários" e "chefes com renda acima de 20 salários mínimos", separaram grupos bastante diferenciados entre si, em todas as técnicas.

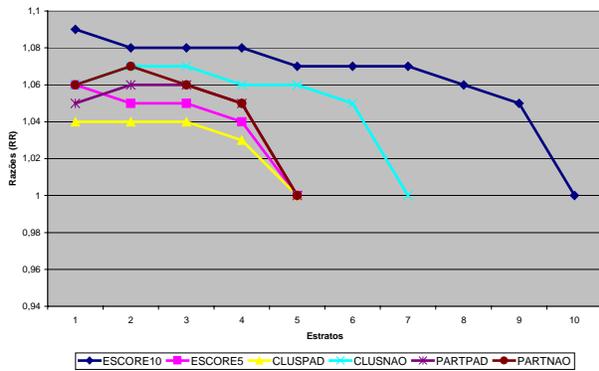
Proporção de domicílios com abastecimento de água adequado.



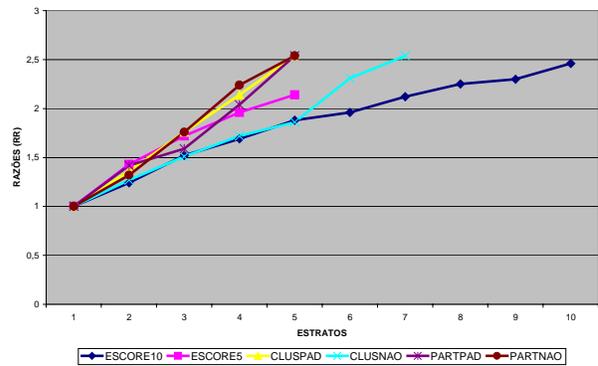
Proporção de domicílios com esgotamento adequado.



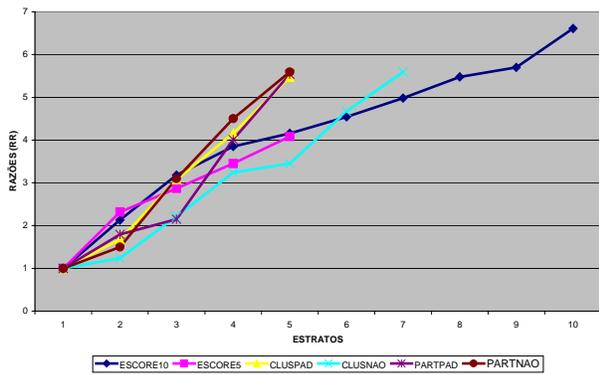
Proporção de domicílios com coleta de lixo adequada.



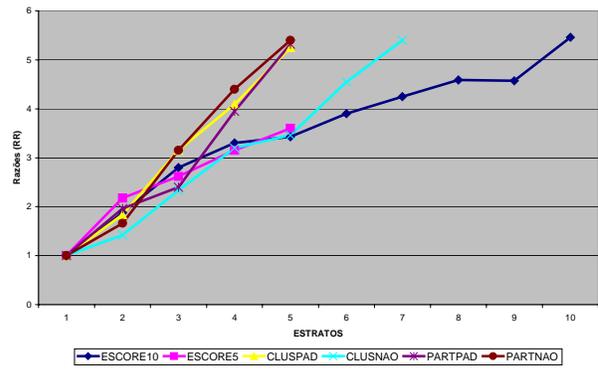
Aglomeração intradomiciliar.



Proporção de chefes de domicílios analfabetos



Proporção de chefes de domicílios com primário incompleto.



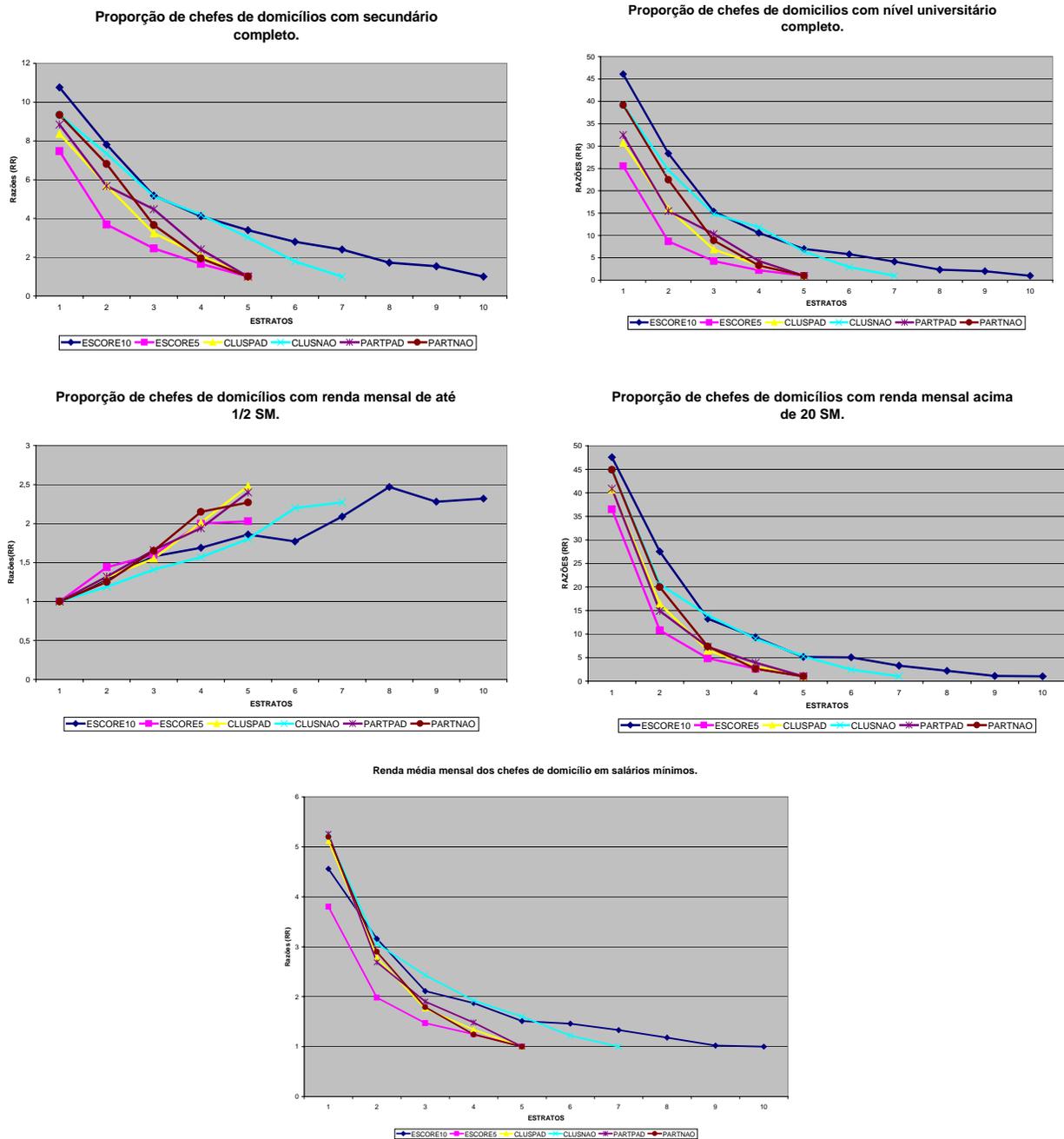


Figura 20 - Razões entre os Valores das Variáveis Sociais nos Diversos Estratos com o de Referência, por Técnica de Agrupamento².

² ESCORE 10 = Escore 10

ESCORE 5 = Escore 5

CLUSPAD = Cluster com padronização

CLUSNAO = Cluster

PARTPAD = Partição com padronização

PARTNAO = Partição

4.4.5 - Análise Comparativa da Variabilidade *Intra* e *Inter* Estratos, para as Variáveis Sociais nas Técnicas de Agrupamento

O coeficiente de variação está medindo a variabilidade interna nos estratos. Assim, a técnica, que apresentar o coeficiente de variação mais baixo, terá conformado estratos mais homogêneos internamente. Apresentando coeficiente de variação médio de 0,045, as técnicas de *Cluster* e *Cluster com padronização* conformaram estratos mais homogêneos internamente, quando comparadas com as outras técnicas. A técnica de *Partição*, com um coeficiente de variação médio de 0,047, ocupou a segunda posição no que se refere a homogeneidade interna nos estratos. A técnica de *Escore 10*, com um coeficiente de variação médio de 0,056, distribuiu os valores nos estratos com a mais alta variabilidade interna, seguida da técnica de *Partição com padronização*, com um coeficiente de variação médio de 0,051 (**Tabela 18**). No **Anexo 16**, estão dispostos os coeficientes de variação para os valores das variáveis sociais nos estratos, por técnica de classificação. Quanto à variabilidade entre os estratos, as distâncias euclidianas, obtidas para as técnicas de classificação, apontam a técnica de *Partição*, com distância do valor médio de 54,84 e distância da mediana de 55,55, conformando os estratos mais heterogêneos entre si. A técnica de *Partição com padronização* com distâncias do valor médio e da mediana semelhantes (49,37) ocupou a segunda posição em heterogeneidade externa, seguida da técnica de *Cluster com padronização*, que apresentou distância do valor médio de 48,59 e da mediana de 48,85. As técnicas de *Escore 10*, *Escore 5* e *Cluster*, com distâncias do valor médio de 34,89, 38,33 e 44,00, respectivamente, apresentaram estratos com menor grau de heterogeneidade externa.

Tabela 18 - Estimativa da Média dos Coeficientes de Variação e das Distâncias Euclidianas para as Variáveis Sociais nas Técnicas de Agrupamento.

TÉCNICAS	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO MÉDIO	DISTÂNCIA EUCLIDIANA DO VALOR MÉDIO	DISTÂNCIA EUCLIDIANA DA MEDIANA
Cluster	0,045	44,00	46,43
Cluster com padronização	0,045	48,59	48,85
Partição	0,047	54,84	55,55
Partição com padronização	0,051	49,37	49,37
Escore 10	0,056	34,68	34,89
Escore 5	0,048	37,69	38,33

4.4.6 - Considerações Gerais

Do total de distritos (96) do município de São Paulo, 31,25% foram alocados em estratos equivalentes nas quatro técnicas de agrupamento que conformaram cinco estratos (*Escore 5*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*). Esses distritos, considerados de concordância total, estiveram localizados em maior proporção nos estratos de melhor (11,46%) e de pior (10,42%) condição de vida, ou seja, nos grupos extremos. Ainda em relação à distribuição dos distritos nos estratos, para estas técnicas, quando se estabeleceu a técnica de *Cluster com padronização* como referência, verificou-se a técnica de *Partição*, seguida da técnica de *Partição com padronização*, apresentando substancial força de concordância. A técnica de *Escore 5* diferenciou muito de *Cluster com padronização*, na distribuição dos distritos nos estratos. Particularizando os estratos extremos, é importante destacar que o estrato I, o mais favorável de condição de vida, apresenta na sua composição os mesmos distritos, para as técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*. Para o estrato mais precário de condição de vida, observou-se nas técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Escore 5*, *Partição* e *Partição com padronização*, dez (10) distritos (Anhanguera, Grajaú, Lajeado, Parelheiros, Jardim Helena, Jardim Angela, Iguatemi e Marsilac) que se distribuíram de maneira fixa. As técnicas de *Cluster* e de *Partição* têm composição idêntica, no que se refere aos distritos dos estratos extremos.

Quanto à distribuição populacional, observou-se perfis diferenciados entre as técnicas. Como esperado, as técnicas de *Escore 10* e *Escore 5* repartiram, quase equitativamente, a população entre os grupos. Limitando-se à comparação para as técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização* identificaram-se grupos com distribuições percentuais diferenciadas. *Partição com padronização* gerou um estrato (III) com uma população muito reduzida (1,24%) e outro (IV) com mais da metade da população do município (55,74%). A técnica de *Cluster* colocou no estrato IV, o mais populoso para as outras técnicas, menor proporção da população (4,53%). As técnicas de *Cluster com padronização* e *Partição* apresentaram uma distribuição populacional mais equilibrada entre os estratos, com a primeira destacando-se por alocar maior proporção de pessoas no grupo mais desfavorável, sem desequilibrar a distribuição nos grupos intermediários.

No que se refere aos diferenciais para as variáveis sociais, entre os grupos extremos, tem-se a técnica de *Escore 10*, apresentando as maiores razões. Em seguida, tem-se as técnicas de *Cluster* e *Partição* destacando-se com as razões mais elevadas, para a maior parte das variáveis. Nesse critério, a técnica de *Escore 5* apresentou as menores razões.

Analisando a heterogeneidade entre os diversos grupos, tem-se a técnica de *Partição*, discriminando os grupos mais heterogêneos entre si. Com comportamento semelhante, destacam-se as técnicas de *Partição com padronização* e *Cluster com padronização* obtendo uma boa diferenciação entre seus estratos.

A variabilidade na distribuição dos valores para as variáveis sociais, no interior dos estratos, mostrou-se, de maneira geral, baixa nas seis técnicas, com *Cluster*, *Cluster com padronização* e *Partição* separando os grupos mais homogêneos internamente.

Uma síntese nos critérios estabelecidos, para análise das técnicas de classificação, mostra as técnicas de *Partição* e *Cluster com padronização* agrupando os estratos mais diferenciados entre si, com homogeneidade interna e distribuição populacional de razoável equilíbrio.

Assim, pela característica da população do município de São Paulo, uma área extremamente urbanizada, em que a desigualdade social é mais gritante entre os blocos extremos, com grande parcela da população distribuída entre estes dois pólos (situação muito favorável de um lado e extremamente desprivilegiada do outro), conseguiu-se discriminar melhor a distribuição dos valores das variáveis sociais entre os estratos quando se subdividiu a população em cinco grupos, ao invés, de sete ou dez.

4.5 - DISPARIDADES SOCIAIS NA MORTALIDADE

Neste tópico, analisa-se o impacto das disparidades sociais no risco de morrer no município de São Paulo. São mostradas as taxas de mortalidade geral, por faixa etária e por grupos de causas, discriminadas por sexo. Essas informações são apresentadas para o município e para os estratos de condição de vida daquele. Encontram-se ainda descritas as medidas de disparidade social para as taxas de mortalidade entre os estratos de melhor e de pior condição de vida e para a população total.

4.5.1 - Desigualdade na Mortalidade Geral, por Sexo, Segundo Técnicas de Agrupamento

Para o município de São Paulo, em 1999, a taxa de mortalidade geral foi de 6,77 óbitos por 1000 habitantes. Para os homens, esta taxa foi de 8,18 óbitos por 1000 habitantes, enquanto para mulheres foi de 5,46 óbitos por 1000 habitantes. A **Tabela 19** apresenta, para o mesmo ano, a taxa geral de mortalidade padronizada por idade, para homens, mulheres e total, nos estratos de melhor, intermediária e pior condição de vida, segundo técnica de agrupamento. Além disso, são apresentados o risco relativo, o risco atribuível percentual, o risco atribuível populacional percentual e o índice de dissimilaridade. No anexo 17, constam essas informações para todos os estratos. As taxas mais altas de mortalidade geral foram observadas nos estratos de pior condição de vida, no qual, considerando ambos os sexos, variaram de 7,59 óbitos totais por 1000 habitantes (técnica de *Cluster com padronização*) a 7,84 óbitos totais por 1000 habitantes

(técnica de *Escore 10*). Para o estrato de melhor condição de vida, o estrato I, as taxas variaram de 4,81 óbitos por 1000 habitantes (técnicas de *Cluster*, *Cluster com padronização*, *Partição* e *Partição com padronização*) a 5,44 óbitos por 1000 habitantes (técnica de *Escore 5*). Na análise das taxas de mortalidade, por sexo, identificaram-se valores invariavelmente mais elevados para os homens quando comparados com as mulheres que pertenciam ao mesmo estrato. Assim, enquanto a taxa de mortalidade mais elevada para os homens foi de 9,00 óbitos por 1000 habitantes, para as mulheres foi de 6,62 óbitos por 1000 habitantes, sendo ambas identificadas no estrato de pior nível social (estrato X), da técnica de *Escore 10*.

Tabela 19 - Taxa de Mortalidade Geral, Padronizada por Idade (por 1000), Risco Relativo, Risco Atribuível e Índice de Dissimilaridade, nos Estratos Sociais das Técnicas de Agrupamento.

TÉCNICAS	CATEGORIA	*ESTRATOS	TAXA 1000hab.	RR	MEDIDAS		
					RA%	RAP%	ID%
ESCORE-10	MASCULINO	I	5,97	1	-		
		V	8,80	1,47	32,17	27,16	4,82
		X	9,00	1,51	33,68		
	FEMININO	I	4,22	1	-		
		V	6,21	1,47	31,96	22,66	6,36
		X	6,62	1,57	36,17		
	TOTAL	I	5,00	1	-		
		V	7,47	1,49	33,01	26,11	5,67
		X	7,84	1,57	36,15		
ESCORE - 5	MASCULINO	I	6,58	1	-		
		III	8,90	1,35	26,05	19,60	4,80
		V	8,91	1,35	26,19		
	FEMININO	I	4,49	1	-		
		III	6,20	1,38	27,54	17,70	6,35
		V	6,27	1,40	28,39		
	TOTAL	I	5,44	1	-		
		III	7,52	1,38	27,68	19,68	5,69
		V	7,60	1,40	28,43		
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO	I	5,77	1	-		
		III	8,22	1,43	29,83	29,51	4,45
		V	8,98	1,56	35,79		
	FEMININO	I	4,07	1	-		
		III	5,35	1,31	23,95	25,50	5,98
		V	6,17	1,52	34,1		
	TOTAL	I	4,81	1	-		
		III	6,73	1,40	28,43	28,92	5,37
		V	7,59	1,58	36,62		
CLUSTER	MASCULINO	I	5,77	1	-		
		IV	8,78	1,52	34,30	29,51	4,46
		VII	8,85	1,53	34,79		
	FEMININO	I	4,07	1	-		
		IV	5,69	1,40	28,48	25,50	5,81
		VII	6,42	1,58	36,63		
	TOTAL	I	4,81	1	-		
		IV	7,17	1,49	32,85	28,92	5,28
		VII	7,66	1,59	37,15		
PARTIÇÃO COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO	I	5,77	1	-		
		III	9,15	1,59	36,93	29,51	4,46
		V	8,90	1,54	35,18		
	FEMININO	I	4,07	1	-		
		III	5,86	1,44	30,55	25,50	5,65
		V	6,35	1,56	35,94		
	TOTAL	I	4,81	1	-		
		III	7,39	1,54	34,88	28,92	5,22
		V	7,63	1,59	36,92		
PARTIÇÃO	MASCULINO	I	5,77	1	-		
		III	8,15	1,41	29,21	29,51	4,46
		V	8,85	1,53	34,79		
	FEMININO	I	4,07	1	-		
		III	5,42	1,33	24,92	25,50	5,99
		V	6,42	1,58	36,63		
	TOTAL	I	4,81	1	-		
		III	6,73	1,40	28,47	28,92	5,42
		V	7,66	1,59	37,15		

*Estratos de condição de vida: "I" (melhor); "III", "IV" e "V" (intermediária); V, VII ou X (pior)

O padrão observado foi de que, nas diferentes técnicas de agrupamento aplicadas e em ambos os sexos, as taxas de mortalidade nos estratos intermediários apresentam-se mais altas que a do estrato de melhor condição de vida, e geralmente mais baixas, que a do estrato socialmente mais precário, ou seja, foi observado gradiente crescente nas taxas de mortalidade à medida que a condição de vida se deteriora. No entanto, na técnica de *Partição com padronização*, observou-se uma especificidade neste padrão, com os homens apresentando taxa de mortalidade no estrato III, o intermediário (9,15/1000 hab.), mais elevada que a identificada no estrato de pior condição de vida (8,90/1000 hab.). É interessante lembrar que esta técnica promoveu uma distribuição desigual da população entre os grupos, com o estrato III, absorvendo apenas 1,24% da população do município.

Quanto à magnitude das diferenças, quando medida pelo **risco relativo (RR)**, observou-se que, nos estratos de pior nível socioeconômico, o risco de morrer é de 1,40 (técnica de *Escore 5*) a 1,59 (técnicas de *Cluster*, *Partição* e *Partição com padronização*) vezes o observado no estrato de melhor nível social. Na aplicação desta medida por sexo, identificou-se para as técnicas de agrupamento em geral, diferencial um pouco maior para as mulheres, com as razões entre as taxas dos grupos extremos, variando entre 1,40 (*Escore 5*) e 1,58 (*Cluster*). Esse perfil apresenta-se diferenciado, na técnica de *Cluster com padronização*, em que o risco relativo entre as taxas de mortalidade masculina dos grupos extremos (RR: 1,56) foi um pouco mais alto que o identificado para o sexo feminino (RR: 1,52).

A análise dos diferenciais pelo risco **atribuível percentual (RA%)** indica que entre 28,43% (*Escore 5*) e 37,15% (*Cluster* e *Partição*) das mortes ocorridas no estrato de pior condição de vida poderiam ser reduzidas, caso esse grupo apresentasse o perfil de mortalidade geral, do estrato I, o de melhor condição de vida. Os resultados obtidos, quando da aplicação desta medida, apresentam tendência similar a identificada pelo risco relativo, considerando que ambos medem a desigualdade social em saúde, para apenas os dois grupos, que estão em situação socioeconômica extrema. Então, para o risco atribuível percentual, identificou-se para as técnicas em geral, maior desigualdade social na mortalidade feminina, com seus valores variando entre 28,39% (*escore 5*) e 36,63%

(*Cluster e Partição*). Porém na técnica de *Cluster com padronização*, excepcionalmente, observou-se para os homens (35,79%), risco atribuível percentual mais elevado que para as mulheres (34,10%).

O **risco atribuível populacional percentual (RAP%)** foi calculado com o objetivo de analisar a provável redução percentual na mortalidade do município de São Paulo, caso a população de todos os estratos estivesse exposta ao mesmo risco de mortalidade do estrato I, o de melhor nível socioeconômico. Assim, estimou-se que nessa situação hipotética, cerca de 19,68% (*Escore 5*) e 28,92% (*Cluster, Cluster com padronização, Partição e Partição com padronização*) das mortes ocorridas no município poderiam ser evitadas. Na análise por sexo, observou-se, para os homens, **risco atribuível populacional percentual** invariavelmente mais elevado, com os percentuais oscilando entre 19,60% (*Escore 5*) e 29,51% (*Cluster, Cluster com padronização, Partição, Partição com padronização*). Para o sexo feminino, os valores identificados para essa medida estiveram entre 17,70% (*Escore 5*) e 25,50% (*Cluster, Cluster com padronização, Partição, Partição com padronização*).

A análise da disparidade na mortalidade geral, pelo **índice de dissimilaridade (ID)**, sugere, que para eliminar as diferenças, seria necessário redistribuir entre 5,22% (*Partição com padronização*) e 5,69% (*Escore 5*) dos óbitos entre os grupos, tornando as taxas de mortalidade, de todos os estratos de condição de vida, equivalentes a taxa média do município de São Paulo. Na comparação da desigualdade entre os sexos, observaram-se valores mais elevados desta medida para as mulheres, ocorrendo uma variação de 5,65% (*Partição com padronização*) a 6,36% (*Escore 10*). Para os homens, os percentuais do **índice de dissimilaridade** estiveram entre 4,45% (*Cluster com padronização*) e 4,82% (*Escore 10*).

Analisando essas medidas, avaliou-se que desigualdades sociais, na mortalidade geral no município de São Paulo, podem ser evidenciadas pelos diferentes tipos de índices e técnicas de agrupamento aplicadas. Entretanto, algumas especificidades foram identificadas. Em relação à magnitude das diferenças em função da técnica de agrupamento, observou-se que o risco relativo (RR), risco atribuível percentual (RA%) e risco atribuível populacional percentual indicaram menor grau de disparidade na

mortalidade, quando aplicados nos estratos configurados na técnica de *Escore 5*. Para as outras técnicas, os valores dessas medidas estiveram bem próximas, em especial nas técnicas de cluster, cluster com padronização, partição e partição com padronização. O índice de dissimilaridade, no entanto, estimou grau de disparidade um pouco mais elevado, quando aplicado nos estratos da técnica de *Escore 5* e apresentou valores mais baixos na técnica de Partição com padronização.

No que se refere às diferenças por gênero, verificou-se que as medidas **risco relativo (RR)** e **risco atribuível percentual (RA%)**, mostraram magnitude de desigualdade muito próxima para homens e mulheres, sugerindo no entanto, de forma bem discreta, maior disparidade na mortalidade no sexo feminino, em praticamente todas as técnicas de agrupamento. Na técnica de *Cluster com padronização*, essas medidas ainda próximas, refletiram discreta desvantagem para o sexo masculino. Os valores para o **índice de dissimilaridade (ID%)** indicaram maior desigualdade na mortalidade feminina, em todas as técnicas de agrupamento. Porém, os percentuais obtidos para o **risco atribuível populacional percentual (RAP%)** estiveram, invariavelmente, mais elevados no sexo masculino, sugerindo que as condições de vida dos estratos parecem ter maior peso na determinação da mortalidade masculina. O **risco atribuível populacional percentual (RAP%)** e o **índice de dissimilaridade**, ao estimarem as diferenças na mortalidade por gênero, apresentam resultados inversos, ou seja, enquanto um estima maior disparidade na mortalidade masculina, o outro indica maior diferencial na feminina. É interessante destacar que o **risco atribuível populacional percentual (RAP%)** mede a disparidade na mortalidade, estimando a redução percentual na taxa de mortalidade do município, caso todos os estratos apresentem taxas de mortalidade do estrato de melhor condição de vida; e, o **índice de dissimilaridade** estima o percentual que seria "redistribuído" entre os grupos, para que a população de todos os estratos tivessem o mesmo risco de morrer, isto é, apresentem taxa de mortalidade equivalente, ao valor médio observado na população.

4.5.2 - Desigualdade nas Mortes por Faixa Etária e Sexo nas Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5

A **Tabela 20** mostra as taxas de mortalidade geral, por faixa etária e sexo, para o município de São Paulo e para os estratos de melhor e pior condição de vida, das técnicas de *Cluster com padronização e Escore 5*. Estão apresentados, também, os riscos relativos entre as taxas dos grupos sociais extremos. As taxas e os riscos relativos para todos os estratos, por técnica, estão no anexo 18. Para o município, o número de óbitos por 1000 habitantes, variou no sexo masculino de 0,33 (5_9 anos) a 110,44 (75 anos e +), e no feminino de 0,24 a 94,32 nas mesmas faixas etárias. Na técnica de *Cluster com padronização*, foram identificadas, para o sexo masculino, taxas que oscilaram no estrato I, de 0,29/1000 (5_9 anos) a 108,48/1000 (75 anos e +) e no estrato V, de 0,26/1000 a 96,63/1000 nestas faixas etárias. Para o sexo feminino, no estrato mais favorável socialmente, o valor mínimo foi de 0,21/1000 (5_9 anos) e o máximo foi de 86,13/1000 (75 anos e +), enquanto no grupo mais precário, as taxas variaram de 0,25/1000 (5_9 anos) a 89,89/1000 (75 anos e +). Nas idades mais precoces (0_4 anos), as taxas para o sexo masculino foram de 3,13/1000 no estrato I, e de 4,70/1000 no estrato V. As mulheres de 0 a 4 anos, da área I, apresentaram 2,94 óbitos em cada 1000 habitantes e para as da área V, 4,22 óbitos por 1000 foram estimados. Ao se analisar essas taxas para os estratos da técnica de *Escore 5*, observaram-se em geral, valores discretamente mais elevados, porém com manutenção da tendência identificada nos óbitos por faixa etária na técnica de *Cluster com padronização*.

Então, identificou-se, como padrão geral, que a taxa de mortalidade, em ambos os sexos diminui entre as faixas de 0 a 4 anos e 5 a 9 anos, e depois aumenta progressivamente, com o avanço da idade, atingindo os valores mais elevados na faixa etária de 75 anos e mais. Em cada intervalo de idade, nos dois estratos de condição de vida, nas duas técnicas de agrupamento, as taxas se apresentaram, invariavelmente, mais altas no sexo masculino. Quanto às diferenças entre os grupos sociais, identificou-se, predominantemente, numa mesma faixa etária, taxas mais elevadas no estrato V, o de pior condição de vida. Particularidades, nesta última tendência, foram observadas para os óbitos masculinos da faixa etária de 75 anos e mais, em que o estrato I, o de melhor condição de

vida, apresentou nas duas técnicas taxas de mortalidade mais elevadas que o estrato de pior condição de vida. Esse comportamento pode ser explicado, considerando que a distribuição da população com 75 anos e mais, entre os estratos não é homogênea, com o estrato I, o de melhor condição de vida, apresentando uma proporção maior de pessoas nas idades mais avançadas, elevando a taxa de mortalidade desta faixa etária, neste estrato. Nos óbitos masculinos da faixa de 5 a 9 anos, também observou-se valor discretamente mais elevado no estrato I (0,29/1000) do que no estrato V (0,26/1000), da técnica de *Cluster com padronização*.

As diferenças nas taxas de mortalidade por faixa etária, entre os estratos de melhor e pior condição de vida, foram medidas pelo risco relativo. Os resultados indicam que, em ambos os sexos, a desigualdade social na mortalidade parece estar mais presente nas faixas mais jovens com tendência de diminuição no impacto, para as faixas mais avançadas. Para a técnica de *Cluster com padronização*, as faixas etárias que revelaram magnitude, mais elevada para as desigualdades sociais na mortalidade, foram os intervalos entre 25 e 34 anos no sexo masculino (risco relativo=2,62) e 15 a 24 anos no feminino (risco relativo = 2,27). Para os homens na faixa de 0 a 4 anos e de 75 anos e mais, identificaram-se riscos relativos de 1,50 e 0,89, respectivamente. Para as mulheres nestas faixas, os riscos foram de 1,43 e 1,04, na mesma seqüência. Na técnica de *Score 5*, os homens, entre 15 a 24 anos, parecem ter sofrido maior influência do social no risco de morrer em relação as outras idades, apresentando um risco relativo de 2,21. Para as mulheres, a faixa que apresentou maior influência do social nas taxas de mortalidade, foi o intervalo entre 10 a 14 anos (risco relativo=2,20). Nos dois grupos extremos de idade, tem-se no *Score 5*, riscos relativos de 1,21 para os homens de 0 a 4 anos e de 0,82 para os homens de 75 anos e mais. Para as mulheres de 0 a 4 anos do estrato V, da técnica de *Score 5*, o risco de morrer é de 1,38 vezes o identificado para as do estrato I. Aos 75 anos e mais, o risco de morrer das mulheres do estrato V passa a ser de 1,01 em relação àquelas do estrato mais favorável. As diferenças nas taxas de mortalidade, por faixa etária, parecem estar influenciadas pelos indicadores sociais, de forma mais marcante, no sexo feminino. Nos estratos da técnica de *Cluster*, apenas nas faixas entre 0 a 4 anos, 15 a 34 anos e 45 a 54 anos, o risco relativo foi mais elevado no sexo masculino. No *Score 5*, as faixas etárias em que a disparidade social nas mortes masculinas apresentou-se maior, foram 15 a 24 anos e 25 a 34 anos, ou seja, nos adultos jovens, grupo no qual ocorrem mais homicídios. Em relação às técnicas, os riscos relativos para a técnica de *Cluster com padronização* parecem refletir em magnitude um pouco mais elevada as diferenças sociais nas mortes por faixa etária.

4.5.3 - Medindo Disparidade Social na Mortalidade nas Principais Causas. Uma Aplicação nos Estratos das Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5

⇒Grupo das causas externas

Para o município de São Paulo, em 1999, as taxas de mortalidade por **homicídios** (homens:116,02/100.000; mulheres:7,93/100.000), **acidentes de trânsito** (homens: 25,29/100.000; mulheres: 6,16/100.000), **suicídios** (homens:7,36/100.000; mulheres: 1,79/100.000) e **outras externas** (homens: 14,73/100.000; mulheres: 4,18/100.000) refletem o grande peso dos óbitos masculinos, por homicídios, no grupo das causas externas.

A **Tabela 21** apresenta as taxas de mortalidade, por estas causas, de acordo com o sexo, padronizadas por idade, para os estratos de melhor (I) e pior (V) condição de vida, configurados nas técnicas de *Cluster com padronização e Escore 5*. Estão listados também, o risco relativo (RR); risco atribuível percentual (RA%); risco atribuível populacional percentual (RAP%) e índice de dissimilaridade (ID) utilizados para medir a disparidade social na mortalidade entre estes estratos e na população total. O anexo 19 mostra os dados para todos os estratos das técnicas de *Cluster com padronização e Escore 5*.

Analisando a distribuição da ocorrência dos óbitos, para estas causas do grupo das externas, observaram-se taxas de mortalidade, predominantemente, mais elevadas no estrato de pior condição de vida, em ambos os sexos e nas duas técnicas de agrupamento. Apenas para as mortes por suicídio, o estrato de melhor condição de vida apresentou taxas, discretamente, mais elevadas.

Em relação aos grupos de causas, temos no geral, os homicídios, como a principal causa de morte, seguidos sequencialmente dos acidentes de trânsito, das outras externas e dos suicídios.

Na análise por sexo, identificou-se em cada uma das causas, risco maior de morte para os homens, os quais apresentaram taxas de mortalidade, invariavelmente, mais altas que as mulheres, do mesmo estrato de condição de vida.

Numa análise das taxas de mortalidade do grupo das causas externas, em função da técnica de agrupamento aplicada, identificou-se discreta elevação do número de óbitos em cada 100.000 habitantes, nos estratos extremos configurados pela técnica de *Escore 5*, em especial para os óbitos por homicídios e acidentes de trânsito, nos quais esse comportamento apareceu constantemente.

No entanto, para uma comparação mais pontual, no risco de morrer por causa específica e sexo, priorizou-se os números obtidos na técnica de *Cluster com padronização*, considerando que as pequenas diferenças, nas taxas obtidas para os estratos das duas técnicas, não alteram o padrão de comportamento. Nesse sentido, os dados indicam que entre os homens, os homicídios foram responsáveis pela maioria das mortes, com taxas de 41,99 e 158,97 óbitos em cada 100.000, para os estratos I e V, respectivamente.

Em seguida, tem-se maior risco de mortes por acidentes de trânsito, considerando que o número de óbitos masculinos, para o estrato I, foi de 16,43 em cada 100.000 homens e para o estrato V, foi de 26,16. As outras “causas externas”, ocuparam a terceira posição, sendo responsáveis por 9,43 e 16,48 óbitos em cada 100.000 homens residentes nos estratos de melhor e pior condição de vida, nessa ordem. Assim, para o sexo masculino, temos nas mortes por suicídio a mais baixa ocorrência, com o estrato mais precário socialmente, apresentando taxa de 7,17/100.000, e o de melhor nível social, apresentando taxa de 8,81/100.000.

Entre as mulheres, observaram-se diferenças no padrão de mortalidade, por causa, em função do estrato de residência. Ou seja, quando se especifica o estrato I, o de melhor condição de vida, temos os acidentes de trânsito, encabeçando a lista, com 3,16 óbitos de mulheres em cada 100.000 aí residentes. Em seqüência, vêm os homicídios (2,76/100.000), as outras externas (2,13/100.000) e os suicídios (1,82/100.000). Quando se analisa as taxas de mortalidade das mulheres residentes no estrato V, o de pior condição de vida, as principais causas foram em ordem decrescente, os homicídios (10,57/100.000), os acidentes de trânsito (6,33/100.000), as outras externas (5,28/100.000) e os suicídios (1,37/100.000).

No que se refere à medida das diferenças, os resultados obtidos com as medidas aplicadas estão descritos a seguir e revelam que, em diferentes magnitudes, a desigualdade, no risco de morrer por causas externas, é determinada pelo espaço social.

Tabela 21 - Taxas (Padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para as Causas Externas e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.

TÉCNICAS	CATEGORIA	MEDIDAS	HOMICÍDIO		**SUICÍDIO		ACID. TRÂNSITO		OUTRAS EXTERNAS	
			ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
			I	V	I	V	I	V	I	V
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO	TAXAS	41,99	158,97	8,81	7,17	16,43	26,16	9,43	16,48
		RR	3,79		1,23		1,59		1,75	
		RA%	73,59		18,62		37,19		42,78	
		RAP%	63,81		2,58		35,03		35,98	
		ID%	13,60		2,81		6,92		5,46	
	FEMININO	TAXAS	2,76	10,57	1,82	1,37	3,16	6,33	2,13	5,28
		RR	3,83		1,33		2,00		2,48	
		RA%	73,89		24,73		50,08		59,66	
		RAP%	65,20		23,46		48,70		49,04	
		ID%	10,66		15,88		7,08		9,45	
	GERAL	TAXAS	20,33	83,27	4,96	4,25	9,18	16,17	5,41	10,64
		RR	4,10		1,17		1,76		1,97	
		RA%	75,59		14,31		43,23		49,15	
		RAP%	66,12		4,92		40,31		41,20	
		ID%	13,81		4,32		7,46		6,19	
ESCORE 5	MASCULINO	TAXAS	54,23	161,32	8,27	6,79	17,97	27,30	11,38	15,14
		RR	2,97		1,22		1,52		1,33	
		RA%	66,38		17,90		34,18		24,83	
		RAP%	53,26		7,74		28,94		22,27	
		ID%	14,60		5,80		6,72		4,50	
	FEMININO	TAXAS	3,51	12,47	2,93	1,23	4,44	7,22	2,56	5,23
		RR	3,55		2,38		1,63		2,04	
		RA%	71,85		58,02		38,50		51,05	
		RAP%	55,74		31,28		27,92		38,76	
		ID%	14,27		13,68		8,16		9,60	
	GERAL	TAXAS	27,23	85,32	5,41	3,98	10,75	17,22	6,66	10,10
		RR	3,13		1,36		1,60		1,52	
		RA%	68,08		26,43		37,57		34,06	
		RAP%	54,62		10,96		30,10		26,97	
		ID%	14,91		5,81		7,23		6,03	

**estrato V: o de referência

A disparidade no risco de morrer, entre os estratos de melhor e pior condição de vida, foi medida pelos **riscos relativo e atribuível percentual**. Para as causas analisadas, nas duas técnicas de agrupamento, observou-se que estas medidas se apresentaram mais elevadas quando mediram as desigualdades sociais nos óbitos por homicídios. Na análise por sexo, identificou-se disparidade social, um pouco maior, nas mortes de mulheres. Ainda na **Tabela 21**, tem-se para a técnica de *Cluster com padronização*, os valores para o risco relativo, no sexo masculino, indicando que as taxas de mortalidade da área de pior condição de vida foram superiores as da área de melhor condição, em 279% para os homicídios, em 75% para as outras externas e em 59% para os acidentes de trânsito. Tendo as mulheres como referência, verificou-se que as taxas de mortalidade do estrato V são maiores que as do estrato I, em 283% nos homicídios, em 148% nas outras externas e em 100% para os acidentes de trânsito. No que se refere aos suicídios, o risco de morrer é maior no estrato de melhor condição de vida, sendo em termos percentuais, de 23% para os homens e de 33% para as mulheres. Com o **risco atribuível percentual**, que manteve a tendência de disparidade observada com o risco relativo, identificou-se que a probabilidade de morrer por este grupo de causas, poderia ser reduzida para os homens do estrato de pior condição de vida, no máximo, em 73,59% (homicídios) e no mínimo em 37,19% (acidentes de trânsito), se expostos as condições de vida do estrato mais favorável socialmente. Para as mulheres do estrato V, a maior redução seria de 73,89% nos óbitos por homicídios e a menor, de 50,08% nos óbitos por acidentes de trânsito.

Para medir o impacto na população total, das disparidades nas mortes por causas externas, em função da condição de vida na área de moradia, analisou-se o **risco atribuível populacional percentual** e o **índice de dissimilaridade**.

Para o **risco atribuível populacional percentual**, os valores obtidos, nas duas técnicas de agrupamento, indicam que, neste grupo de causas, os óbitos por homicídios refletem com maior intensidade o impacto das disparidades sociais na mortalidade, seguidos das outras externas, dos acidentes de trânsito e dos suicídios. Na análise por sexo, para cada causa de óbito, esta medida apresentou-se mais elevada para as mulheres, sendo este diferencial mais marcante nos óbitos por suicídio. Considerando a técnica de *Cluster com padronização*, o **risco atribuível populacional percentual** aponta que a parcela de óbitos que pode ter a sua ocorrência atribuída à variabilidade das taxas de mortalidade entre

os estratos, variou nos homens de 63,81% (homicídios) a 2,58% (suicídios). Para os óbitos de mulheres, os valores deste índice oscilaram entre 65,20% (homicídios) a 23,46% (suicídios).

Com o **índice de dissimilaridade**, os homicídios continuam sendo a principal causa de morte para o sexo masculino, nas duas técnicas de agrupamento. No entanto, para as mulheres, na técnica de *Cluster com padronização*, este índice aponta os suicídios como causa de maior peso. Quanto à comparação entre os sexos, com exceção dos óbitos por homicídios, nos quais o índice de dissimilaridade indica maior disparidade social nos homens, os óbitos femininos continuam para as demais causas do grupo das externas, refletindo com maior intensidade as disparidades sociais. Para a técnica de cluster com padronização, os valores deste índice sugerem que para se atingir igualdade nas taxas de mortalidade entre os estratos de condição de vida, deveriam ser "redistribuídos" nos óbitos masculinos, 13,60% dos homicídios, 6,92% dos acidentes de trânsito, 5,46% das outras externas e 2,81% dos suicídios. Para os óbitos femininos, os valores do índice de dissimilaridade foram de 15,88% nos suicídios, 10,66% nos homicídios, 9,45% nas outras externas e 7,08% nos acidentes de trânsito.

Na comparação entre o comportamento identificado na análise das disparidades sociais nas mortes por causas externas, quando da aplicação das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, observou-se que, em geral, o padrão descrito anteriormente é bem semelhante para as duas técnicas. Em resumo, as medidas aplicadas mostram que entre as causas analisadas, os homicídios revelam as disparidades sociais na mortalidade com maior intensidade. A exceção fica para o índice de dissimilaridade que, quando aplicado nos estratos da técnica de *Cluster com padronização*, coloca, para os óbitos femininos, os suicídios como causa de maior peso para mostrar estas disparidades. Aliás, percebeu-se que, entre as medidas utilizadas, o índice de dissimilaridade foi, em geral, responsável pelas particularidades observadas. Nas diferenças entre os sexos, tem-se, predominantemente, para as mulheres, maior determinação do social no risco de morrer. Porém, para as duas técnicas, quando da aplicação do índice de dissimilaridade nos óbitos por homicídios, maior disparidade foi apresentada para o sexo masculino. Outra especificidade foi identificada, na técnica de *Escore 5*, na qual o risco atribuível populacional percentual para os óbitos por acidentes de trânsito mostrou-se mais elevado nos homens. A ordenação das causas,

segundo capacidade para revelar as disparidades sociais nas mortes externas, apresenta pequena diferença em função da técnica utilizada. Então, para a técnica de *Cluster com padronização*, aparecem como padrão, para ambos os sexos, os óbitos por homicídios, seguidos sequencialmente por outras externas, acidentes de trânsito e suicídios. No entanto, na técnica de *Escore 5*, tem-se para os homens, os homicídios acompanhados dos acidentes de trânsito, das outras externas e dos suicídios; e para as mulheres, os homicídios, suicídios, outras externas e acidentes de trânsito. No que se refere à magnitude das disparidades por causa de óbito, em função da técnica de agrupamento, ocorrem, no geral, medidas mais elevadas para a técnica de *Cluster com padronização*.

No intuito de exemplificar a aplicação da curva de concentração e do gráfico de regressão, na medida das disparidades sociais por causas externas, utilizaram-se as informações referentes aos óbitos por homicídios. As **Figuras 21 e 22** mostram as curvas de concentração da mortalidade por homicídios, para os sexos masculino e feminino, segundo as técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*. Elas apresentam a proporção acumulada de mortes por homicídios, para homens e mulheres, em função da proporção acumulada da população, exposta ao risco de morrer, estando ordenadas do pior para o melhor estrato de condição de vida. Observou-se que tanto as linhas que representam os óbitos masculinos quanto os femininos, para as duas técnicas, estão acima da diagonal, que representa perfeita igualdade. Portanto, essas curvas indicam que as disparidades sociais na mortalidade por homicídios estão presentes em ambos os sexos e favorecem a população dos estratos de melhor condição de vida. Na aplicação das informações para a técnica de *Cluster com padronização* (**Figura 21**), observa-se que mais de 65% dos óbitos femininos por homicídios estão concentrados em 60% das mulheres das áreas de condição de vida mais precárias, ou seja, nos estratos IV e V (Índice de concentração = - 0,134). A curva masculina apresenta-se mais acentuada, refletindo impacto ainda maior da disparidade social nessas mortes, considerando que 75% dos óbitos por homicídios ocorridos no sexo masculino estão concentrados em cerca de 61% dos homens que residem nos estratos de pior condição de vida (Índice de concentração = -0,176). Para a técnica de *Escore 5*, observa-se que as curvas masculina (índice de concentração = -0,185) e feminina (índice de concentração = -0,168) caminham mais próximas, com a feminina apresentando-se um pouco mais acentuada em alguns pontos.

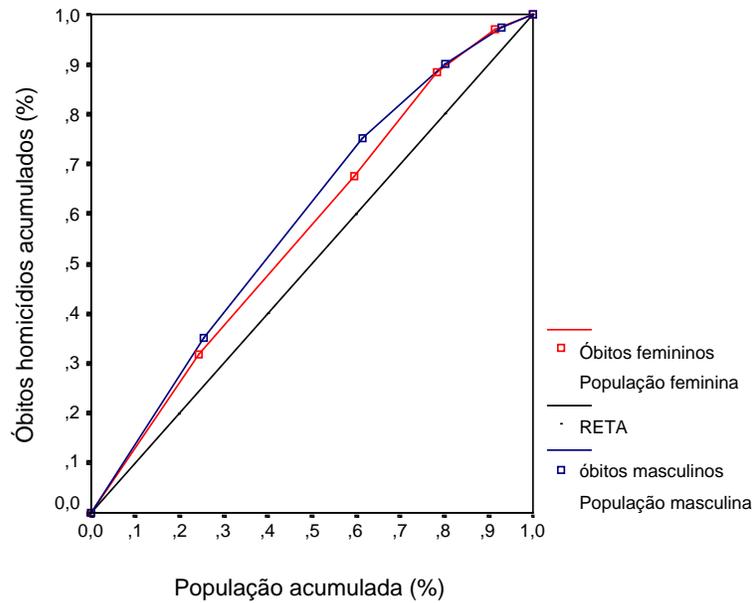


Figura 21 - Distribuição dos Óbitos por Homicídios, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

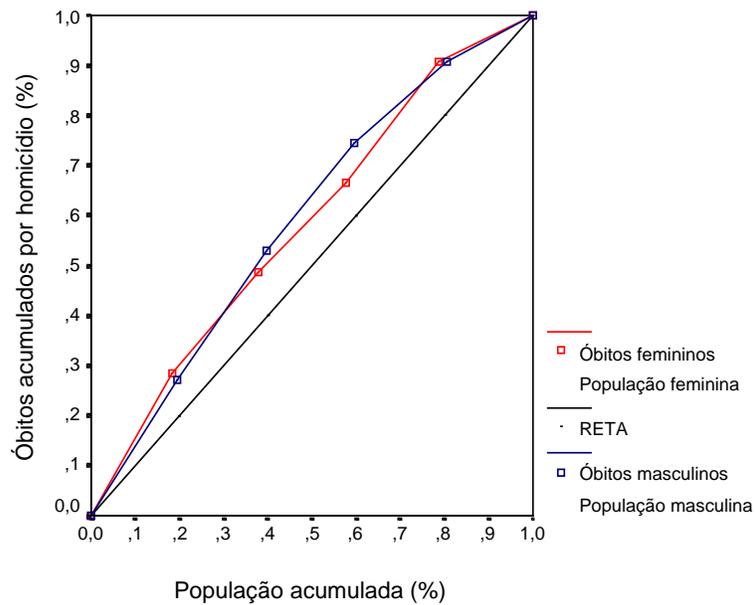


Figura 22 - Distribuição dos Óbitos por Homicídios, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.

As **Figuras 23** e **24** apresentam gráficos de regressão linear que relacionam as taxas de mortalidade por homicídios para os sexos masculino e feminino, respectivamente, com a proporção de chefes de domicílios com nível universitário para os cinco estratos de condição de vida da técnica de *Cluster com padronização*. O coeficiente de correlação de Pearson, entre estas duas variáveis, tanto para os homicídios masculinos ($r=-0,9152$), quanto para os femininos ($r=-0,9614$), mostram uma forte correlação negativa, ou seja, quanto maior a proporção de chefes de domicílios com nível universitário nos estratos, mais baixa a taxa de mortalidade por homicídios. Ao analisar a equação que define a reta da regressão, pode-se deduzir que, a cada elevação de 10% na proporção de chefes universitários, ocorreria a redução de aproximadamente 24 óbitos de homens em cada 100.000 ($\beta = -2,394$) e uma redução de 1,7 óbitos de mulheres em cada 100.000 ($\beta = -0,167$). Quando se analisa as **Figuras 25** e **26**, observa-se que para os estratos da técnica de *Escore 5*, a correlação entre estas duas variáveis se mantém elevada, tanto para o sexo masculino ($r=-0,9367$) como para o feminino ($r=-0,8369$), em que este coeficiente obteve uma redução e os pontos não se ajustaram bem na reta, ficando mais afastados desta. Pela equação, a redução do número de óbitos masculinos (32 por 100.000) e femininos (2 em cada 100.000), em cada 10% de aumento da proporção de chefes com nível universitário seria ainda mais elevada.

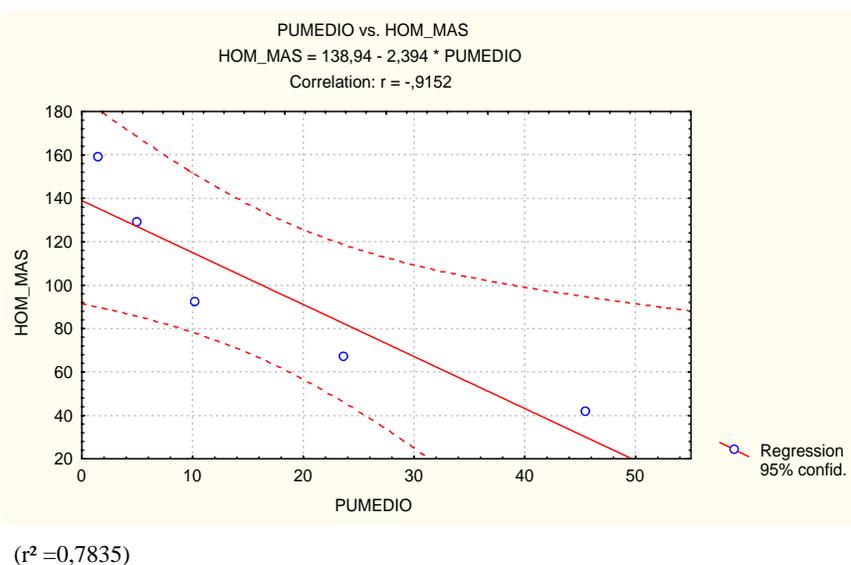


Figura 23 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.

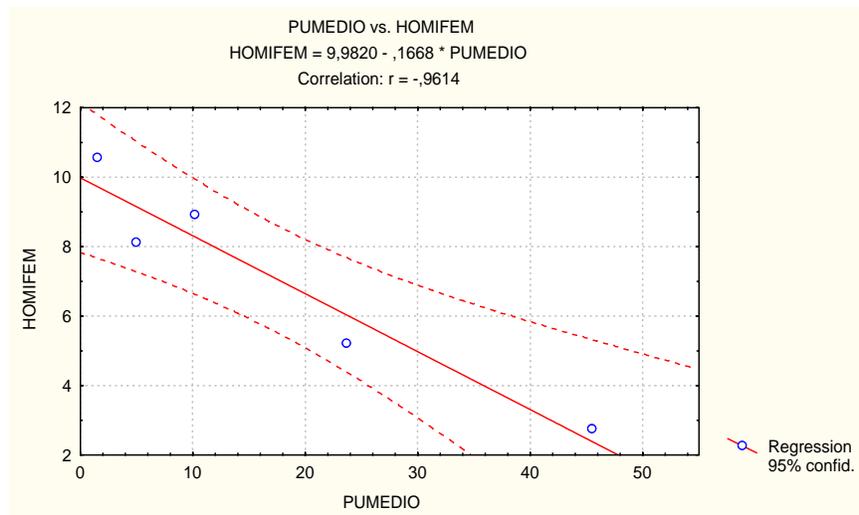


Figura 24 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.

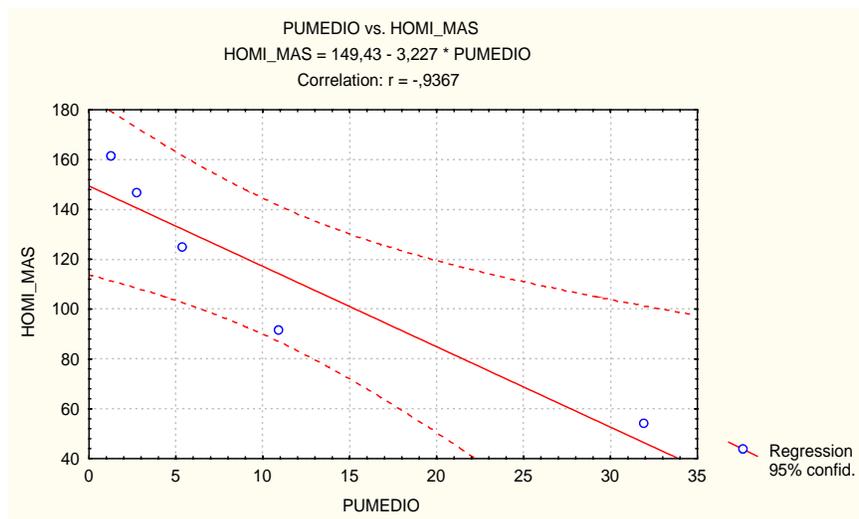
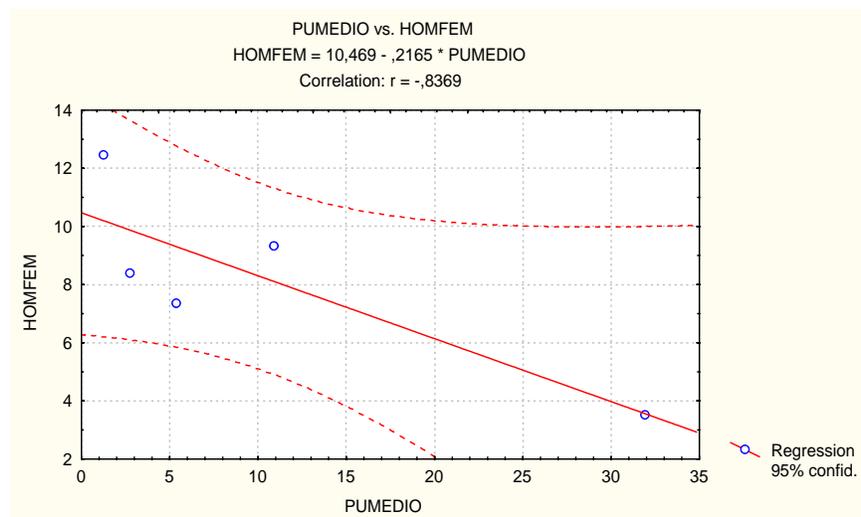


Figura 25 - Distribuição dos Estratos da Técnica de *Score 5*, segundo Mortalidade Masculina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2 = 0,6004$)

Figura 26 - Distribuição dos Estratos da Técnica de *Score 5*, segundo Mortalidade Feminina por Homicídios e Proporção de Chefes Universitários.

⇒ Grupo das Neoplasias:

Para avaliar a presença de desigualdades sociais em saúde nos óbitos por determinados tipos de neoplasias, foram estimadas as taxas de mortalidade para câncer de "mama", "colo do útero", "próstata", "estômago", "traquéia, brônquios e pulmão", "cólon, reto e ânus" e calcularam-se medidas de desigualdades. Os resultados obtidos na população e nos estratos extremos de condição de vida, das técnicas de *Cluster com padronização* e *Score 5*, estão dispostos na **Tabela 22**. No anexo 20, tem-se as informações para todos os estratos destas técnicas. Em 1999, para o município de São Paulo, as taxas de mortalidade para estas causas, no sexo masculino, variaram de 19,39/100.000 no câncer de traquéia, brônquios e pulmão a 10,04/100.000 no câncer de cólon, reto e ânus. Para o sexo feminino as taxas ficaram entre 19,99/100.000 (câncer de mama) a 5,29/100.000 (câncer de colo do útero). Ao se analisar as taxas de mortalidade, por grupo social, observou-se que na maioria das causas (câncer de mama, câncer de próstata, câncer de traquéia, brônquios e pulmão e câncer de cólon, reto e ânus) o estrato I, o de melhor condição de vida, apresentou taxas de mortalidade mais elevadas, em ambos os sexos e para as duas técnicas de agrupamento. Porém, nos óbitos por câncer de colo do útero e por

câncer de estômago taxas mais elevadas foram identificadas no estrato V, o de pior condição de vida. Para as causas que acometem os dois sexos, tem-se em geral, maior risco de morte para os homens, os quais apresentaram taxas mais baixas, por causa específica, apenas para as mulheres do estrato V, da técnica de *Cluster com padronização*, que morreram por câncer de cólon, reto e ânus. No que se refere à causa básica mais freqüente, tem-se para os homens residentes no estrato I, das duas técnicas, os óbitos por câncer de traquéia, brônquios e pulmão aparecendo em primeira posição e os óbitos por câncer de estômago apresentando-se com menor freqüência. No entanto, para os homens residentes no estrato V, os óbitos por câncer de estômago são os mais freqüentes e os óbitos por câncer de cólon, reto e ânus apresentam menor risco neste grupo de causas. Para as mulheres residentes no estrato de melhor ou de pior condição de vida, das duas técnicas, o câncer de mama é no grupo das neoplasias, a causa que mais mata. Já o câncer de colo de útero foi identificado, em geral, como causa de óbito menos freqüente nas mulheres dos dois estratos de condição de vida. Especificando a técnica de *Cluster com padronização*, tem-se para os homens, taxas de mortalidade que variaram de 19,93/100.000, para os óbitos por traquéia, brônquios e pulmão, nos residentes do estrato I, a 7,03/100.000, para os óbitos por câncer de cólon, reto e ânus, nos residentes do estrato V. Nas mulheres, as taxas oscilaram de 24,00/100.000 nos óbitos por câncer de mama, para as do estrato I, a 4,42/100.000, para os óbitos por câncer de colo de útero, para as que vivem no mesmo estrato.

Tabela 22 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para o Grupo das Neoplasias e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.

TÉCNICAS	CATEGORIA	MEDIDAS	**CA de MAMA		*CA de ÚTERO		**CA de PROSTATA		*CA de ESTÔMAGO		**CA de TRAQUÊIA...		**CA de COLON...	
			ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
			I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO	TAXAS					14,23	13,69	8,87	16,93	19,93	11,47	16,01	7,03
		RR					1,04		1,91		1,74		2,28	
		RA%					3,79		47,61		42,45		56,09	
		RAP%					2,63		34,78		40,85		29,98	
		ID%					2,31		6,79		9,01		9,96	
							Taxa S. Paulo:14,06		Taxa S. Paulo:13,60		Taxa S. Paulo:19,39		Taxa S. Paulo:10,04	
	FEMININO	TAXAS	24,00	15,56	4,42	6,04			4,84	8,90	9,42	8,26	12,70	8,17
		RR		1,54		1,37				1,84		1,14		1,55
		RA%		35,17		26,82				45,62		12,31		35,67
		RAP%		22,16		16,45				32,02		-3,38		24,70
		ID%		4,08		6,73				4,69		4,19		8,86
			Taxa S. Paulo: 19,99		Taxa S. Paulo: 5,29				Taxa S. Paulo:7,12		Taxa S. Paulo:7,99		Taxa S. Paulo:10,80	
	GERAL	TAXAS							6,63	13,11	14,15	9,95	14,14	7,62
		RR								1,98		1,42		1,86
		RA%								49,43		29,68		46,11
RAP%									35,25		26,19		27,15	
ID%									6,68		6,08		9,09	
								Taxa S. Paulo:10,24		Taxa S. Paulo:13,48		Taxa S. Paulo:10,46		
SCORE 5	MASCULINO	TAXAS					13,24	12,05	10,23	16,94	21,44	9,88	12,55	6,11
		RR					1,10		1,66		2,17		2,05	
		RA%					8,99		39,61		53,92		51,31	
		RAP%					14,30		24,78		49,05		39,14	
		ID%					3,43		8,51		8,94		10,71	
	FEMININO	TAXAS	23,33	16,04	5,02	6,94			5,95	8,58	8,76	6,86	12,60	5,78
		RR		1,45		1,38				1,44		1,28		2,18
		RA%		31,25		27,67				30,65		21,69		54,13
		RAP%		19,76		5,10				16,43		14,14		46,73
		ID%		6,02		7,88				6,59		5,30		9,44
	GERAL	TAXAS							7,88	12,91	14,53	8,41	12,51	5,97
		RR								1,64		1,73		2,10
		RA%								38,96		42,12		52,28
		RAP%								23,05		37,61		42,93
		ID%								8,28		6,19		10,02

*Estrato I, como referência; **Estrato V, como referência

Quando da análise das diferenças nas taxas de mortalidade em função da condição de vida, observou-se que para o **risco relativo** e **risco atribuível percentual**, as causas de óbito que no sexo masculino, melhor refletiram as disparidades sociais foram, para os estratos da técnica de cluster com padronização, os câncer de cólon, reto e ânus (RR:2,28 e RA%:56,09%) e para os estratos da técnica Escore 5, os óbitos por câncer de traquéia, brônquios e pulmão (RR:2,17 e RA%:53,92%). Essas disparidades favoreceram os homens do estrato de pior condição de vida, ou seja, eles apresentaram risco mais baixo de morrer por estas causas do que aqueles do estrato I, o de melhor condição de vida. Ainda no sexo masculino, identificou-se diferença mínima no risco de morrer por câncer de próstata, segundo grupo social, tanto nos estratos da técnica de *Cluster com padronização* (RR:1,04 e RA%:3,79%), como nos estratos da técnica de *Escore 5* (RR: 1,10 e RA%:8,99%). Para as mulheres dos estratos extremos, da técnica de *Cluster com padronização*, essas medidas apresentaram-se mais elevadas quando aplicadas, nas taxas de mortalidade por câncer de estômago (RR:1,84; RA%:45,62%), favorecendo as mulheres do estrato I. No entanto, na técnica de *Escore 5*, maior disparidade social foi identificada nos óbitos de mulheres por câncer de cólon, reto e ânus (RR:2,18 e RA%:54,13%), favorecendo àquelas do estrato V. Foram nos óbitos femininos por câncer de traquéia, brônquios e pulmão que os riscos relativo e atribuível percentual indicaram menor disparidade social, em ambas as técnicas.

Com o **risco atribuível populacional percentual**, observou-se que para os homens, foram as mortes por câncer de traquéia, brônquios e pulmão que mostraram maior desigualdade no risco de morrer, em função da condição social, seja na técnica de *Cluster com padronização* (RAP%:40,85%) ou na técnica de *Escore 5* (RAP%:49,05%). Essas disparidades apresentam-se em menor proporção, nos óbitos masculinos por câncer de próstata, tanto na técnica de *Cluster com padronização* (RAP:2,63%), como na técnica de *Escore 5* (RAP:14,30%). Esses percentuais de redução nos óbitos seriam atingidos, caso a população masculina do município de São Paulo fosse exposta ao risco de morrer da área que para estas causas apresentou as menores taxas de mortalidade, ou seja, o estrato V. Para as mulheres, o risco atribuível populacional percentual, identificou maior disparidade social nas mortes por câncer de estômago (RAP%:32,02%), na técnica de *Cluster com padronização* e nas mortes por câncer de cólon, reto e ânus (RAP%:46,73%), na técnica de

Escore 5. As causas que apresentaram o mais baixo risco atribuível populacional percentual nas mulheres foram os óbitos por câncer de traquéia, brônquios e pulmão (RAP%:-3,38%), no *Cluster com padronização* e os óbitos por câncer de colo do útero (RAP%:5,10%), no *Escore 5*.

O **índice de dissimilaridade** destacou os óbitos masculinos, por câncer de cólon, reto e ânus, como os mais reveladores das desigualdades sociais, atingindo os valores de 9,96% na técnica de *Cluster com padronização* e de 10,71% na técnica de *Escore 5*. Nas mortes masculinas por câncer de próstata, este índice obteve os menores valores, que foram de 2,31% e 3,43%, na primeira e segunda técnica, respectivamente. Nas mulheres, maior disparidade social foi observada com este índice, também nas mortes por câncer de cólon, reto e ânus, tanto na técnica de *Cluster com padronização* (ID:8,86%), como na de *Escore 5* (9,44%). Porém, enquanto na técnica de *Cluster com padronização*, o valor mais baixo do índice foi obtido nos óbitos femininos por câncer de mama (ID:4,08%), na outra técnica, o menor valor esteve presente nos óbitos femininos por câncer de traquéia, brônquios e pulmão (ID:5,30%).

Numa análise sintética, para as duas técnicas de agrupamento, quanto ao impacto das diferenças sociais, nas taxas de mortalidade por neoplasias, tem-se para o sexo masculino, os óbitos por "câncer de cólon, reto e ânus" e os óbitos por "câncer de traquéia, brônquios e pulmão", como causas mais reveladoras dessas disparidades, favorecendo o estrato de pior condição de vida. No sexo feminino, o destaque ficou para os óbitos por câncer de estômago, com as disparidades favorecendo o estrato de melhor condição de vida e os óbitos por câncer de cólon, reto e ânus, que acometem com menor frequência o estrato menos privilegiado socialmente. Como causas que apresentaram, em geral, medidas de disparidade social mais baixas, tem-se no sexo masculino o câncer de próstata e no feminino, o de traquéia, brônquios e pulmão. Numa análise da magnitude dessas disparidades por sexo, observou-se que para uma mesma causa, é nos óbitos masculinos que o risco de morrer está mais associado às diferenças sociais. A maior ou menor intensidade na magnitude das diferenças nas taxas de mortalidade por causa básica e sexo, nos estratos, comparando as técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, parecem variar sem um comportamento padrão. Ou seja, nos óbitos por câncer de mama, por

exemplo, o risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual, apresentaram-se mais elevados na técnica de *cluster com padronização*, enquanto o índice de dissimilaridade apresentou-se maior no *Escore 5*. No câncer de colo do útero, o risco relativo, risco atribuível e índice de dissimilaridade estiveram mais elevados no *Escore 5* e o risco atribuível populacional percentual no *cluster com padronização*. No câncer de próstata, todas as medidas mostraram-se mais elevadas no *Escore 5*. Nos óbitos por câncer de estômago, em ambos os sexos, tem-se o risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual mais elevados na técnica de *Cluster com padronização* e o índice de dissimilaridade maior no *Escore 5*. Nos óbitos por câncer de traquéia brônquios e pulmão, tem-se para homens e mulheres, maior disparidade social com risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual no *Escore 5*. Para o câncer de cólon, reto e ânus, temos nas mulheres, com todas as medidas, maior magnitude das diferenças sociais na técnica *Escore 5*; já nos homens, para esta mesma causa, quando se aplicou risco relativo e risco atribuível, observou-se maior disparidade na técnica de *Cluster com padronização*.

As **Figuras 27** e **28** apresentam a distribuição dos óbitos por câncer de cólon, reto e ânus, segundo a população masculina e feminina, dos estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*. Nos dois gráficos, as curvas de ambos os sexos afastam-se da reta, ficando abaixo desta. Isto é, a ocorrência das mortes por estas causas, tende a estar influenciada pela condição de vida e acometer com mais frequência a população das áreas mais favorecidas. Analisando-se para a técnica de *Cluster com padronização* (**Figura 27**), a curva correspondente ao sexo masculino (Índice de concentração = 0,125), observou-se que 52% dos óbitos neste sexo, causados por câncer de cólon, reto e ânus estão distribuídos em 62% dos homens dos estratos IV e V, os de pior condição de vida. Ou seja, 48% dessas mortes estão concentradas em 38% dos homens das áreas I, II e III. A curva feminina apresenta-se um pouco menos acentuada (Índice de concentração = 0,093). Para técnica de *Escore 5* (**Figura 28**), as curvas masculina (Índice de concentração = 0,136) e feminina (Índice de concentração = 0,123) mostram-se ainda mais próximas e mantêm o padrão de maior concentração de óbitos nos estratos mais favorecidos socialmente.

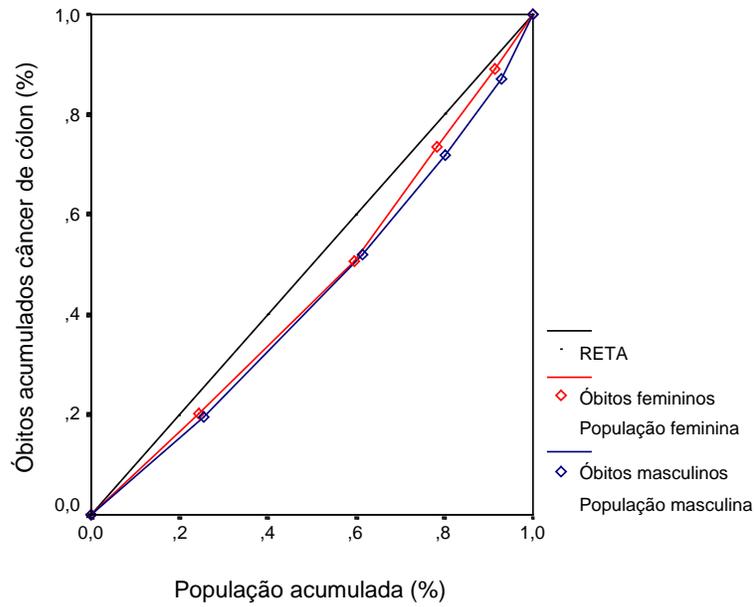


Figura 27 - Distribuição dos Óbitos por Câncer de Cólon, Reto e Ânus, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

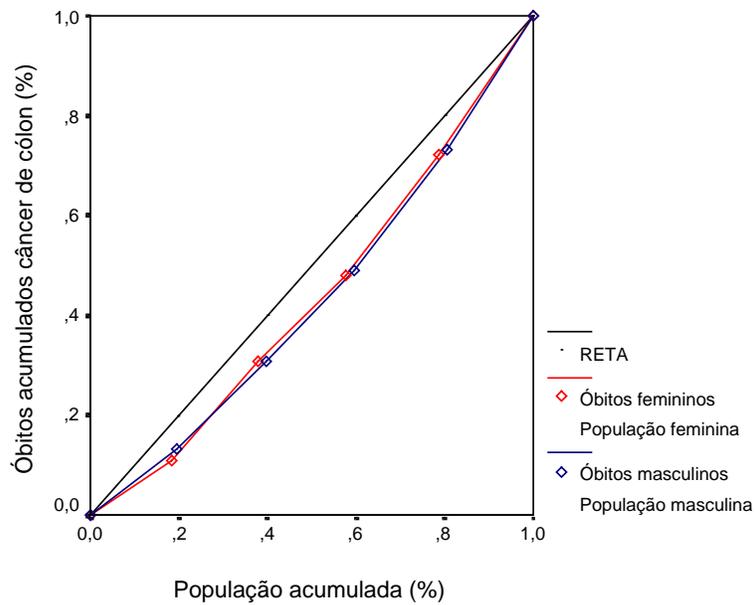
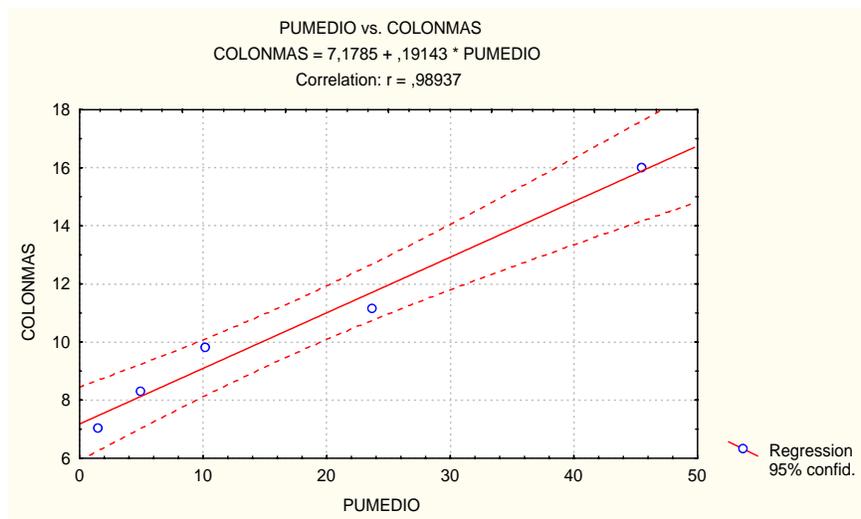


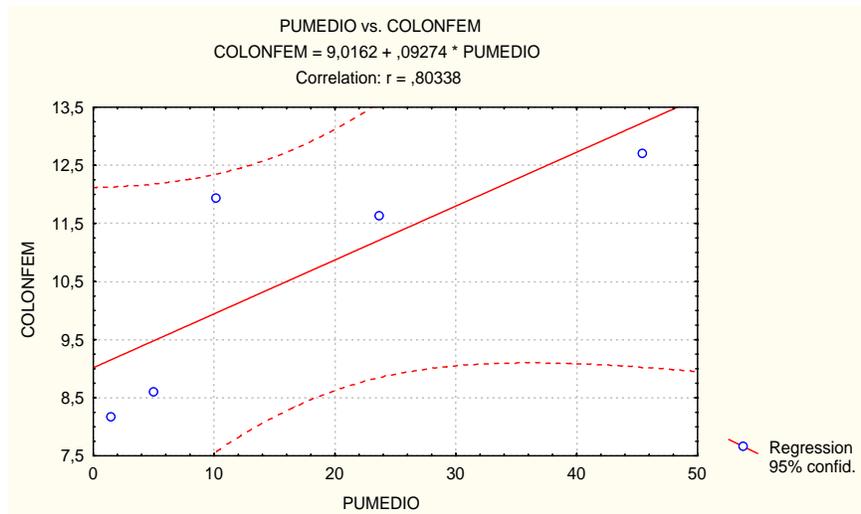
Figura 28 - Distribuição dos Óbitos por Câncer de Cólon, Reto e Ânus, de Acordo com a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.

Os gráficos de regressão linear relacionando as taxas de mortalidade por câncer de cólon, reto e ânus, segundo o sexo, com a proporção de chefes de domicílios com nível universitário, para os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5* (**Figuras 29 a 32**) mostram a existência de forte correlação positiva entre essas duas variáveis. Isto é, quanto maior a proporção de chefes com nível universitário, nos estratos de condição de vida, maior a taxa de mortalidade por estas causas, em ambos os sexos. Considerando os estratos da técnica de *Cluster com padronização*, tem-se para os óbitos masculinos, coeficiente de correlação de *Pearson* de 0,9894 e índice de efeito (β) de 0,191 (**Figura 29**). A análise deste índice de efeito sugere que, a cada aumento de 10% na proporção de chefes com nível universitário, haveria o aumento de quase dois óbitos de homens em cada 100.000. Para os óbitos femininos por câncer de cólon, reto e ânus, o coeficiente de correlação foi de 0,8034 e o índice de efeito (β) foi 0,093 (**Figura 30**). Para os estratos da técnica de *Escore 5*, com a regressão linear obteve-se coeficientes de correlação de 0,9134 e índice de efeito (β) de 0,183 quando se relacionaram as taxas de mortalidade masculina com a proporção de chefes de domicílios universitários (**Figura 31**). Quando se relacionaram as taxas de mortalidade feminina, obteve-se coeficiente de 0,7934 e índice de efeito de 0,166 (**Figura 32**). Para o sexo masculino, a disposição dos pontos mais próximos à reta, tanto na técnica de *Cluster com padronização* ($r^2 = 0,972$), como na de *Escore 5* ($r^2 = 0,779$) indicam que neste sexo, as taxas de mortalidade por câncer de cólon, reto e ânus são mais compatíveis com a proporção de chefes com nível universitário do que para o sexo feminino, que apresentou r^2 de 0,527 e r^2 de 0,506 na primeira e segunda técnica, respectivamente.



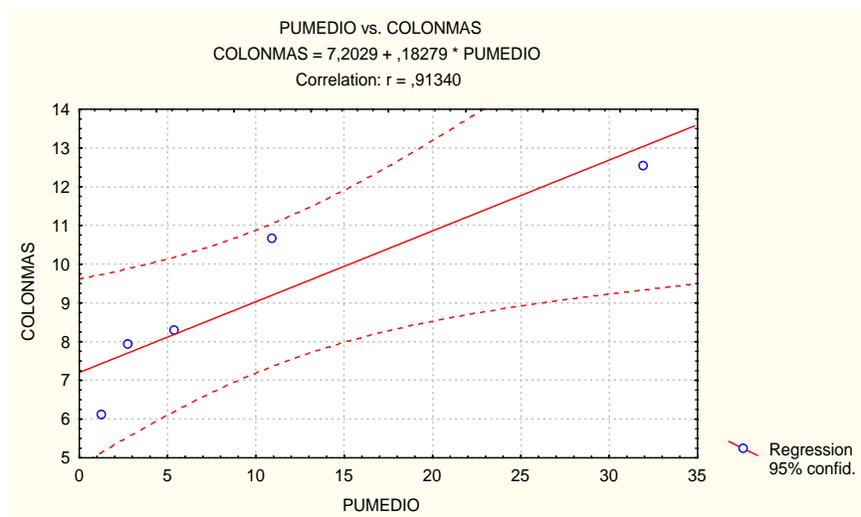
($R^2 = 0,9718$)

Figura 29 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.



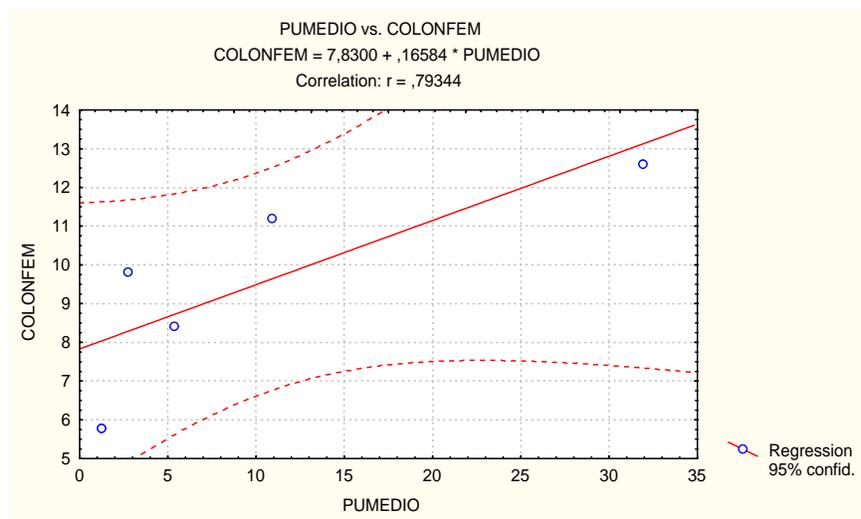
($r^2 = 0,5272$)

Figura 30 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.



$(r^2 = 0,7791)$

Figura 31 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Masculina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.



$(r^2 = 0,5061)$

Figura 32 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Feminina por Câncer de Cólon, Reto e Ânus e Proporção de Chefes Universitários.

⇒Grupo das cardiovasculares

Neste tópico, foram selecionadas as doenças cerebrovasculares e as doenças isquêmicas do coração para analisar as disparidades sociais no risco de morrer por doenças cardiovasculares, nos estratos de condição de vida e na população do município de São Paulo. Em 1999, as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares e doenças isquêmicas do coração, para os homens do município de São Paulo, foram de 62,15/100.000 e 105,77/100.000 respectivamente. Para as mulheres, identificaram-se 60,69 óbitos por doenças cerebrovasculares e 73,32 óbitos por doenças isquêmicas do coração, em cada 100.000 habitantes do sexo feminino. Na **Tabela 23**, estão apresentadas as taxas de mortalidade por estas causas, para homens e mulheres, nos estratos de melhor e pior condição de vida, das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*. São mostrados também, os riscos relativo e atribuível, o risco atribuível populacional percentual e o índice de dissimilaridade, como medidas de iniquidade. No anexo 21, constam informações para todos os estratos das duas técnicas.

Na comparação do risco de morrer, em função da área de condição de vida, tem-se taxas preponderantemente mais elevadas no estrato V, para as duas causas e em ambos os sexos. Na verdade, apenas nos óbitos masculinos por doenças isquêmicas do coração, na técnica de *Escore 5*, observou-se taxa de mortalidade discretamente mais elevada para os residentes no estrato de melhor condição de vida (103,51/100.000) do que para aqueles que vivem na área mais desfavorável socialmente (100,30/100.000). No que se refere à causa específica, tem-se taxas de mortalidade invariavelmente mais elevadas por doenças isquêmicas do coração, do que por doenças cerebrovasculares, nos dois sexos, tanto no estrato de melhor como no de pior condição de vida. Quanto às diferenças em função do sexo, identificaram-se para as duas causas, taxas mais altas para os homens do que para as mulheres, quando estão no mesmo estrato de condição de vida. Nesse sentido, uma particularidade ocorreu nas mortes por doenças cerebrovasculares, uma vez que no estrato V, da técnica de *Escore 5*, as taxas masculina (79,79/100.000) e feminina (79,89/100.000) foram praticamente equivalentes.

Ao se comparar o comportamento da mortalidade nos estratos, em função da técnica de agrupamento, observou-se que apesar de em geral a técnica de *Escore 5* mostrar taxas um pouco mais elevadas, o padrão é mantido. Então, optou-se por uma técnica, a de *Cluster com padronização* para detalhar os valores. Logo, tem-se para as causas cerebrovasculares, no sexo masculino, taxas de mortalidade de 40,18/100.000 no estrato I, e de 82,30/100.000, no estrato V. No sexo feminino, estas taxas foram de 37,79/100.000 e de 77,70/100.000. Nas doenças isquêmicas do coração, tem-se para os homens do estrato I, 93,97 óbitos por 100.000 habitantes e para aqueles do estrato V, 100,69 óbitos em cada 100.000 habitantes. Para as mulheres, as taxas de mortalidade por doenças isquêmicas do coração foram de 57,18/100.000 e de 81,46/100.000 para os estratos I e V respectivamente.

Tabela 23 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) para o Grupo das Doenças Cardiovasculares e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.

TÉCNICAS		CATEGORIA	MEDIDAS	CEREBROVASCULARES		ISQUÊMICAS do CORAÇÃO	
				ESTRATOS		ESTRATOS	
				I	V	I	V
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO		TAXAS	40,18	82,30	93,97	100,69
			RR		2,05		1,07
			RA%		51,18		6,67
			RAP%		35,35		11,16
			ID%		9,66		1,48
					Taxa São Paulo:62,15/100.000		Taxa São Paulo:105,77/100.000
	FEMININO		TAXAS	37,79	77,70	57,18	81,46
			RR		2,06		1,42
			RA%		51,36		29,81
			RAP%		37,73		22,01
			ID%		11,29		6,11
					Taxa São Paulo:60,69/100.000		Taxa São Paulo:73,32/100.000
	GERAL		TAXAS	38,62	80,64	73,74	91,61
			RR		2,09		1,25
			RA%		52,11		19,80
		RAP%		37,09		17,40	
		ID%		10,74		2,90	
				Taxa São Paulo:61,39/100.000		Taxa São Paulo:88,95/100.000	
SCORE 5	MASCULINO		TAXAS	47,61	79,79	103,51	100,30
			RR		1,68		0,97
			RA%		40,33		-3,20
			RAP%		23,4		2,14
			ID%		10,85		1,19
	FEMININO		TAXAS	45,08	79,89	62,35	81,48
			RR		1,77		1,31
			RA%		43,57		23,48
			RAP%		25,72		14,96
			ID%		11,76		6,02
	GERAL		TAXAS	45,98	80,26	80,86	91,35
			RR		1,75		1,13
			RA%		42,71		11,48
		RAP%		25,10		9,09	
		ID%		11,58		2,72	

O impacto das desigualdades sociais nas taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, medido pelos **riscos relativo (RR) e atribuível (RA%)**, indica que nos dois sexos e em ambas as técnicas, para as causas cerebrovasculares, as diferenças na condição de vida estão se expressando de forma mais marcada quando comparadas às doenças isquêmicas do coração. Nesse sentido, na técnica de *Cluster com padronização*, por exemplo, os homens do estrato V têm risco de morrer por doenças cerebrovasculares de 2,05 vezes o risco dos homens do estrato I. Já por doenças isquêmicas do coração, o risco de morte dos homens do estrato V é de apenas 1,07 quando relacionados com aqueles da área I. Para as mulheres, o risco relativo foi de 2,06 para as cerebrovasculares e de 1,42 para as isquêmicas do coração, também favorecendo o grupo de melhor condição de vida. Segundo os valores para o risco atribuível percentual, tem-se no estrato V, da técnica de *Cluster com padronização*, uma redução de 51,18% nos óbitos masculinos por doenças cerebrovasculares e de 51,36% nos óbitos femininos por esta mesma causa, caso o grupo apresente o padrão de mortalidade do grupo I, o de melhor condição de vida. Nessas medidas, apesar de em pequenas proporções, observou-se para o sexo feminino maior impacto da condição social, nas taxas de mortalidade.

Para o **risco atribuível populacional percentual (RAP%)**, na técnica de *Cluster com padronização*, verificou-se, para o sexo masculino, valores de 35,35% nos óbitos por doenças cerebrovasculares e de 11,16% para as isquêmicas do coração. No sexo feminino, os percentuais foram de 37,73% para as cerebrovasculares e de 22,01% para as isquêmicas do coração. Esses números reafirmam as cerebrovasculares como as causas de morte, que no grupo das cardiovasculares, sofrem maior impacto das disparidades sociais, e que na relação entre os sexos, a tendência parece ser que nas mulheres este impacto seja ainda maior.

Com o **índice de dissimilaridade (ID%)**, identificou-se que para uma hipotética equidade nas taxas de mortalidade por causas cardiovasculares, nos estratos da técnica de *Cluster com padronização*, seria necessário redistribuir no sexo masculino, 9,66% dos óbitos cerebrovasculares e 1,48% dos óbitos por doenças isquêmicas do coração. Nesse raciocínio, para as mulheres, seria necessário a redistribuição de 11,29% e 6,11%, dos óbitos por doenças cerebrovasculares e doenças isquêmicas do coração, nessa

seqüência. Ou seja, maior desigualdade na mortalidade por área de moradia, foi identificada, também com o índice de dissimilaridade, nas doenças cerebrovasculares e no sexo feminino.

Os valores dessas medidas de desigualdade, para a técnica de *Escore 5*, mostram tendência similar à descrita na técnica de *Cluster com padronização*. Ou seja, evidenciou-se presença de desigualdade social, privilegiando o grupo de melhor condição de vida, tanto nas mortes por doenças cerebrovasculares, como nas mortes por doenças isquêmicas do coração, nas duas técnicas, e avaliada pelas diferentes medidas. Grau mais elevado de disparidade social foi identificado nas causas cerebrovasculares. Em relação ao sexo, apesar de com discretas diferenças, observou-se, que nas mulheres, as desigualdades sociais nas mortes por doenças cardiovasculares estão presentes em maior intensidade. As medidas aplicadas mostraram, ainda, maior tendência para refletir mais intensamente as desigualdades sociais entre os estratos identificados pela técnica de *Cluster com padronização*. A exceção ficou por conta do índice de dissimilaridade (ID%) que nas causas cerebrovasculares, apresentou-se um pouco mais elevado na técnica de *Escore 5*.

Para exemplificar a aplicação da curva de concentração na mortalidade por causas do grupo das cardiovasculares foram elaboradas as **Figuras 33 e 34**, com dados de óbitos por doenças cerebrovasculares, para os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, respectivamente. Nas duas representações, observou-se influência da condição social nas mortes por estas causas, em ambos os sexos, com maior concentração de óbitos nos estratos mais desfavorecidos socialmente. Além do que, as curvas referentes aos sexos masculino e feminino seguem praticamente o mesmo padrão, ou seja, as disparidades sociais revelam-se em intensidade similar tanto nos homens como nas mulheres, com pequena desvantagem para este último grupo. Numa interpretação da primeira figura, que mostra dados dos estratos da técnica de *Cluster com padronização*, verificou-se que na curva masculina, 70% dos óbitos estão ocorrendo em cerca de 61% dos homens que vivem nas duas áreas de pior condição de vida (índice de concentração=-0,107). A curva feminina mostra que cerca de 70% dos óbitos de mulheres estão acontecendo em torno de 60% daquelas que estão também, nos estratos IV e V (Índice de concentração = -0,108). Na técnica de *Escore 5*, tem-se 69% dos óbitos

masculinos concentrados em 60% dos homens que residem nos estratos III, IV e V, os mais desfavoráveis socialmente (índice de concentração=-0,106). Para os óbitos de mulheres, tem-se 68%, distribuídos em 58% da população feminina (Índice de concentração=-0,116), destes mesmos estratos da técnica de *Escore 5*. Comparando os resultados para as duas técnicas, na de *Cluster com padronização*, uma maior proporção de óbitos parecem se concentrar nos dois estratos mais desfavoráveis, traduzindo com mais intensidade as disparidades sociais.

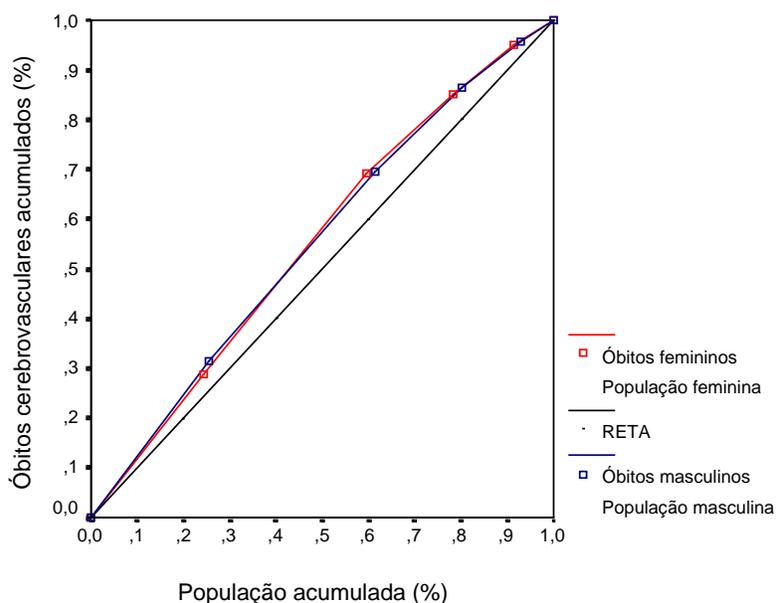


Figura 33 - Distribuição dos Óbitos por Causas Cerebrovasculares, segundo a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

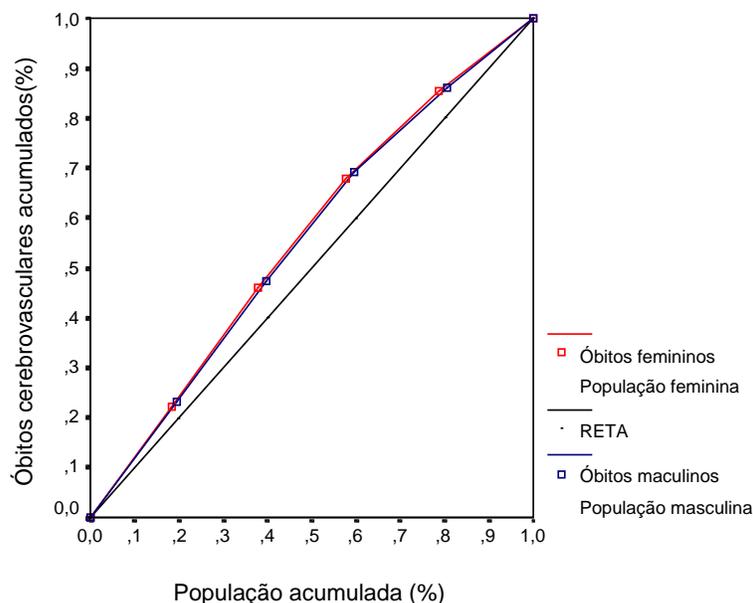
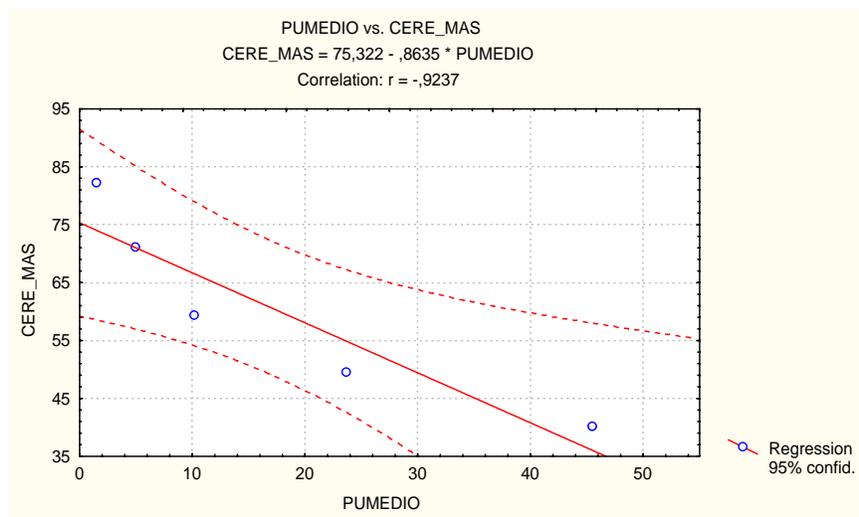


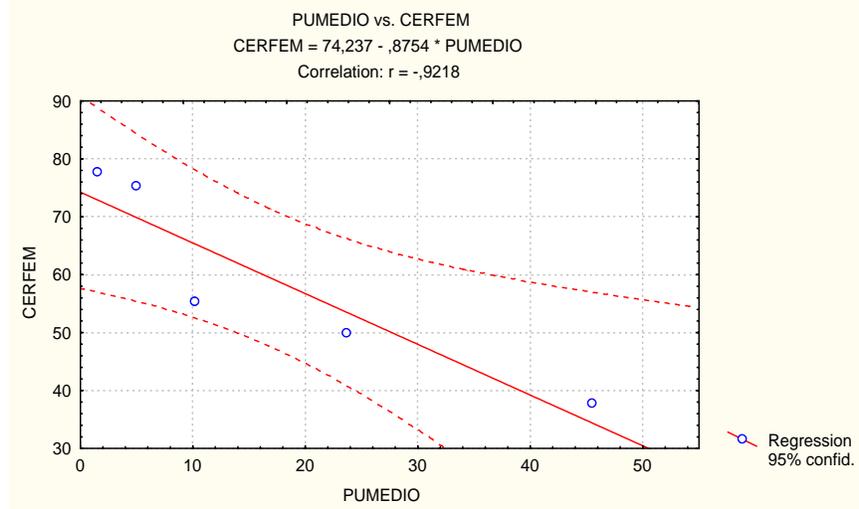
Figura 34 - Distribuição dos Óbitos por Causas Cerebrovasculares, segundo a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.

Ao se observar as **Figuras 35 a 38**, verificou-se relação inversamente proporcional entre as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares e proporção de chefes de domicílios com nível universitário. Isto é, quanto maior a proporção de chefes universitários nos estratos, menor a taxa de mortalidade por doenças cerebrovasculares. Para os estratos da técnica de *Cluster com padronização*, quando se relacionaram as taxas masculinas com a variável social, identificou-se coeficiente de correlação de -0,9237 e índice de efeito (β) de -0,864 (**Figura 35**). Quando se relacionaram as taxas femininas, o coeficiente de correlação foi de -0,9218 e o índice de efeito (β) foi de -0,875 (**Figura 36**). Esses valores de β sugerem que a cada 10% de aumento na proporção de chefes com nível universitário, tem-se uma redução de aproximadamente nove óbitos, por doenças cerebrovasculares, tanto de homens como de mulheres, em cada 100.000 habitantes do sexo específico. Ao se analisar os resultados para os estratos da técnica de *Escore 5*, observou-se padrão semelhante ao descrito para a técnica anterior, ou seja, forte correlação negativa e bom ajuste dos pontos a reta, tanto para as taxas masculinas ($r = -0,9162$; $\beta = -1,090$ e $r^2 = 0,786$) como para as taxas femininas ($r = -0,9392$; $\beta = -1,181$ e $r^2 = 0,843$), como mostram as **Figuras 37 e 38**.



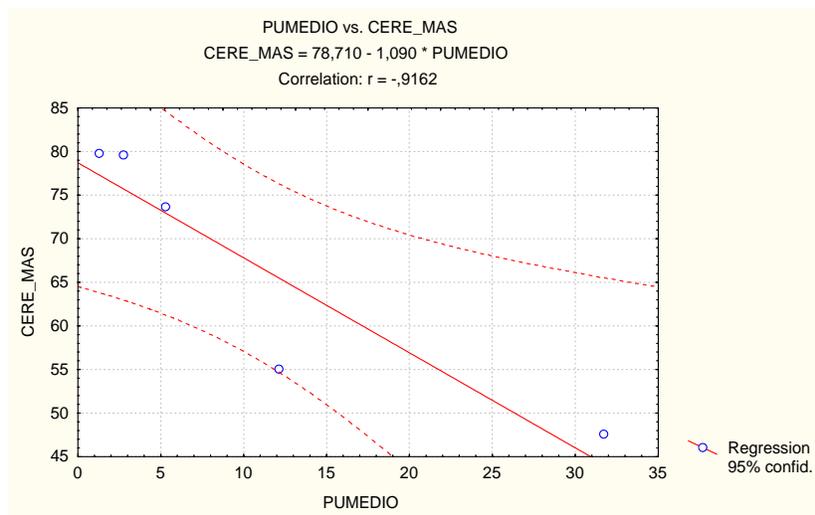
($r^2 = 0,8043$)

Figura 35 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.



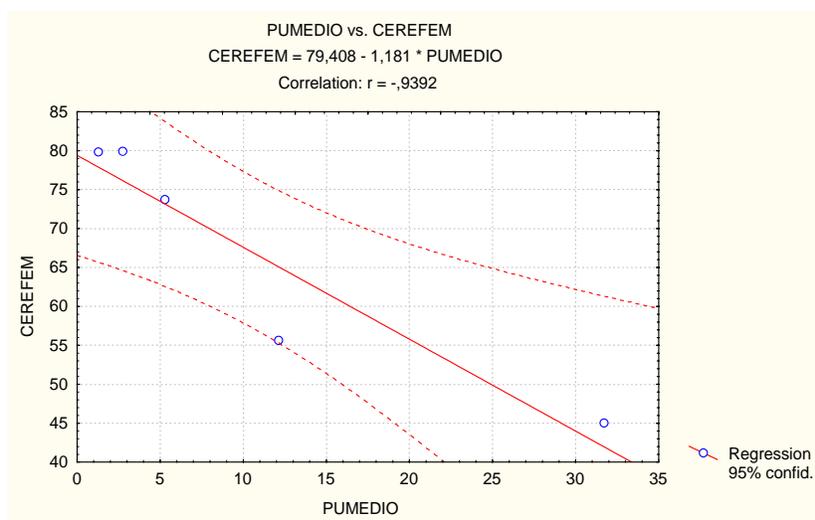
($r^2 = 0,7995$)

Figura 36 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2=0,7859$)

Figura 37 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Masculina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2=0,8428$)

Figura 38 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Feminina por Doenças Cerebrovasculares e Proporção de Chefes Universitários.

⇒ Grupo das infecciosas e parasitárias

No grupo das mortes por doenças infecciosas e parasitárias, selecionou-se a aids para analisar o impacto das desigualdades sociais na mortalidade por este grupo de causas. Para o município de São Paulo, em 1999, foram estimados 20,42 óbitos masculinos e 7,84 óbitos femininos por aids, em cada 100.000 habitantes, do sexo específico. Na **Tabela 24**, são apresentadas taxas de mortalidade por esta causa e sexo, nos estratos I e V, das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, assim como medidas de disparidade social, para estes estratos e na população total. Os dados para os cinco estratos, por técnica, estão no anexo 22.

No que se refere às diferenças nos óbitos por aids, segundo estrato social, observou-se padrão de ocorrência específico, em função do sexo. Isto é, para o sexo feminino verificaram-se taxas um pouco mais elevadas no estrato de pior condição de vida, enquanto para o sexo masculino, foram identificados valores muito próximos. Além disso, a técnica de *Escore 5* configurou os estratos de melhor e de pior condição de vida, de forma que no primeiro, mesmo com diferença mínima, a taxa de mortalidade masculina por aids foi maior. Percebeu-se, ainda, que entre homens e mulheres que pertencem a áreas semelhantes, as taxas de mortalidade por aids são mais elevadas no sexo masculino.

Assim, para os homens dos estratos I e V, na técnica de *Cluster com padronização*, o número de óbitos por aids em cada 100.000 habitantes, foi de 16,51 e 17,85, respectivamente. Nesta mesma técnica, para as mulheres do estrato I, a taxa de mortalidade por aids, foi de 4,65/100.000 e para aquelas do estrato V, a taxa foi de 8,75/100.000. Na técnica de *Escore 5*, as taxas masculinas foram de 22,46/100.000 na área de melhor condição de vida e de 18,86/100.000 na de pior. Para o sexo feminino, 7,83/100.000 no estrato I e 8,87/100.000 no estrato V foram as taxas identificadas.

Quanto ao impacto das condições de vida, no risco de morrer por aids, a análise das medidas de desigualdades aplicadas nos estratos da técnica de *Cluster com padronização*, remete às seguintes interpretações.

Com os **riscos relativo, atribuível percentual e atribuível populacional percentual**, observou-se que a condição de vida parece não apresentar grande influência no risco de morrer por aids, no sexo masculino. E ainda, que estas três medidas,

apresentaram-se mais elevadas no sexo feminino, mostrando maior impacto das disparidades sociais nas mortes por aids, neste sexo. Os valores do risco relativo refletem que enquanto os homens do estrato V têm taxa de mortalidade por aids, 8% mais elevada que aqueles do estrato I, para as mulheres do estrato V, o risco de morrer por aids é de 88% mais alto do que para as que pertencem a área de melhor condição social. Na interpretação do risco atribuível percentual, os homens e mulheres do grupo de pior condição de vida apresentariam uma redução de 7,51% e de 46,86%, respectivamente, caso apresentassem o padrão de mortalidade do grupo de melhor condição social. Com o risco atribuível populacional percentual, teríamos reduções hipotéticas de 19,15% nos óbitos masculinos e de 40,69% nos óbitos femininos do município de São Paulo, caso todos os grupos sociais apresentassem a taxa de mortalidade por aids do estrato I. O **índice de dissimilaridade (ID%)** alcançou percentuais de 6,87% no sexo masculino e de 5,48% no feminino, refletindo diferentemente das outras medidas, maior disparidade social nas mortes masculinas por aids.

Tabela 24 - Taxas (padronizadas) de Mortalidade (100.000 hab.) por AIDS e Medidas de Disparidade na População e nos Estratos Extremos de Condição de Vida.

		CATEGORIAS					
TÉCNICAS	MEDIDAS	MASCULINO		FEMININO		GERAL	
		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
		I	V	I	V	I	V
Cluster com padronização	TAXAS	16,51	17,85	4,65	8,75	9,92	13,31
	RR		1,08		1,88		1,34
	RA%		7,51		46,86		25,47
	RAP%		19,15		40,69		28,63
	LD%		6,87		5,48		4,77
		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
		I	V	I	V	I	V
Escore 5	TAXAS	22,46	18,86	7,83	8,87	14,60	13,86
	RR		0,84		1,13		0,95
	RA%		-3,60		11,72		-5,34
	RAP%		-9,99		0,13		-5,04
	LD%		5,90		5,05		2,42

As curvas de concentração para os óbitos por aids, segundo os estratos de condição de vida das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, são mostradas nas **Figuras 39 e 40**. Nas duas representações, a curva feminina tende a se apresentar um pouco acima da diagonal, enquanto a tendência da curva masculina é de ficar um pouco abaixo desta. Ou seja, os óbitos masculinos por aids parecem se concentrar, em maior proporção, na população de melhor condição de vida e os óbitos femininos por aids parecem se distribuir em maior proporção na população menos favorecida. Porém, os índices de concentração, que indicam a proporção da área delimitada pela curva, foram baixos, tanto para o sexo masculino (índice de concentração = 0,050) e feminino (índice de concentração = -0,048) da técnica de *Cluster com padronização*, como no sexo masculino (índice de concentração = 0,055) e feminino (índice de concentração = -0,033) da técnica de *Escore 5*. As disparidades foram melhor observadas quando analisados os estratos intermediários, pois nos estratos extremos as curvas parecem refletir igualdade, quase coincidindo com a reta. No gráfico referente a técnica de *Cluster com padronização* (**Figura 39**), vê-se que cerca de 44% dos óbitos masculinos por aids estão concentrados em aproximadamente 38% dos homens que pertencem aos estratos III, IV e V, os menos precários socialmente e ainda, que 6% desses óbitos estão em 7% da população masculina do estrato I. Além disso, 37% dos óbitos femininos por aids estão concentrados em cerca de 40% da população feminina dos estratos III, IV e V da técnica de *Cluster com padronização*.

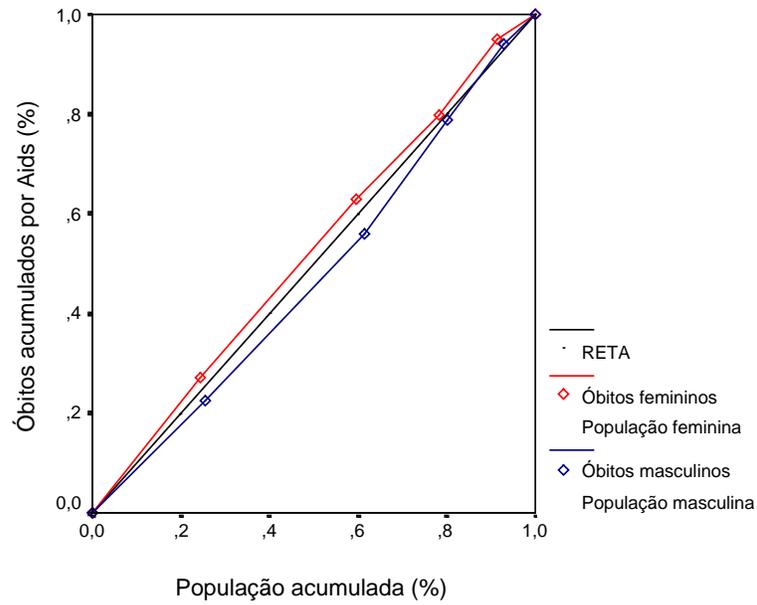


Figura 39 - Distribuição dos Óbitos por AIDS, segundo a População dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

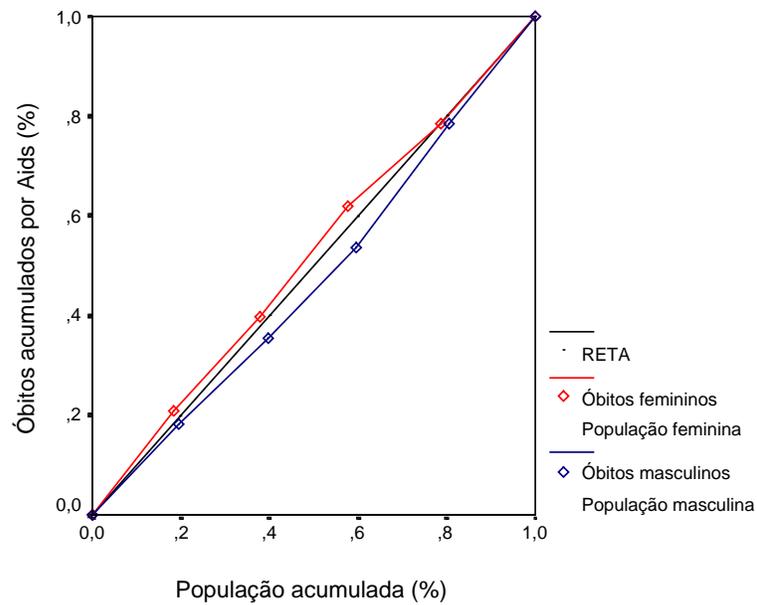
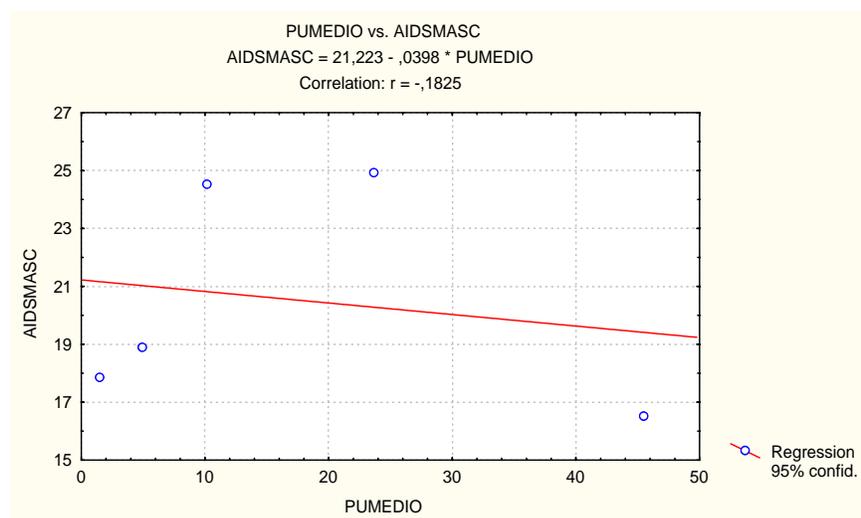


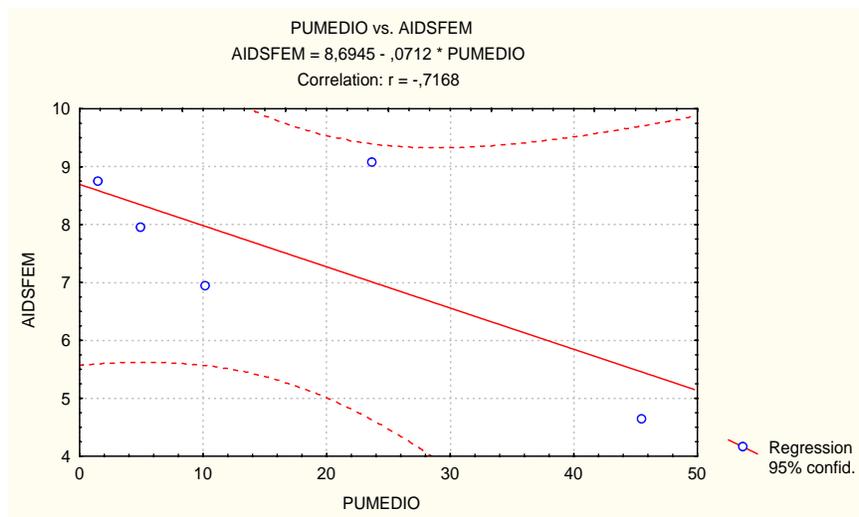
Figura 40 - Distribuição dos Óbitos por AIDS, segundo a População dos Estratos da Técnica de Escore 5.

Na análise de regressão linear entre as taxas de mortalidade masculina por aids e a proporção de chefes de domicílios com nível universitário, para os estratos da técnica de *Cluster com padronização* (**Figura 41**), identificou-se fraca correlação negativa entre estas duas variáveis ($r=-0,1825$). Observou-se ainda que o índice de efeito foi baixo ($\beta = -0,04$; $p<0,005$) e os pontos não se ajustaram bem à reta ($r^2 = -0,2889$), mostrando que os estratos não apresentam taxas de mortalidade por aids que correspondam a proporção de chefes com nível universitário. Quando se relacionaram as taxas de mortalidade feminina por aids (**Figura 42**), a correlação mostrou-se forte ($r=-0,7168$), apesar dos pontos não coincidirem bem com a reta ($r^2 = 0,3517$) e o índice de efeito ser de apenas $-0,0712$ ($p<0,003$). Considerando os estratos da técnica de *Escore 5*, ao se relacionar as taxas masculinas, verificou-se correlação positiva ($r=0,6498$), um índice de efeito (β) de $0,146$ ($p<0,001$) e um r^2 de $0,230$ (**Figura 43**). Esta análise, para as taxas femininas, está apresentada na **Figura 44** em que se observou fraca correlação negativa ($r=-0,234$), um índice de efeito (β) de $-0,021$ e um r^2 de $-0,261$.



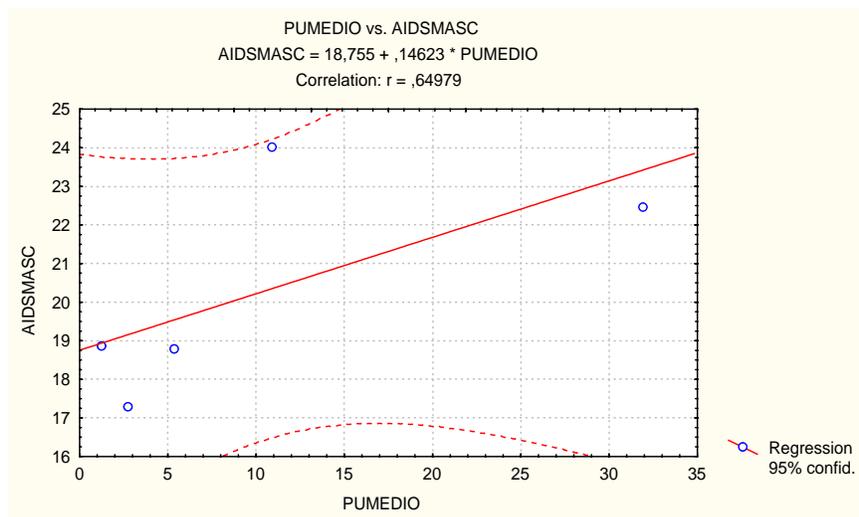
($r^2 = -0,2889$)

Figura 41 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Masculina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.



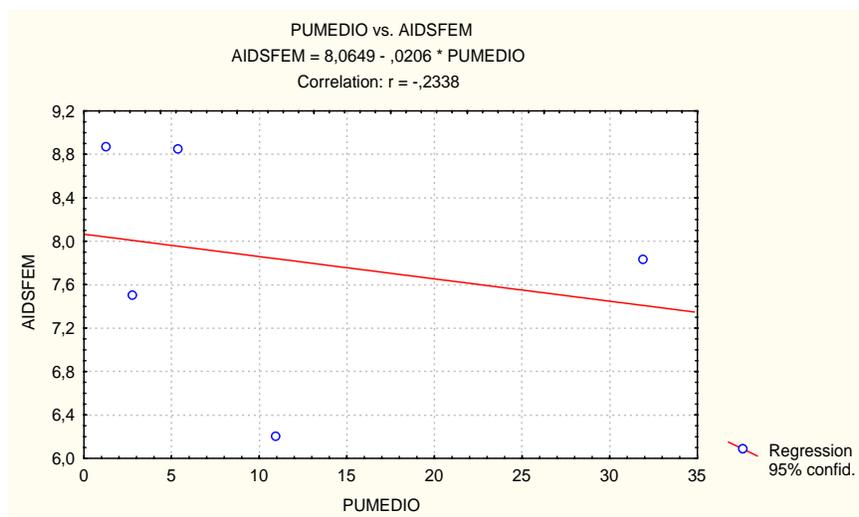
($r^2 = 0,3517$)

Figura 42 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Feminina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2 = 0,2296$)

Figura 43 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Masculina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2 = -0,2605$)

Figura 44 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Feminina por AIDS e Proporção de Chefes Universitários.

⇒ Grupo das "INFANTIS"

A taxa de mortalidade infantil para o município de São Paulo, em 1999, foi de 15,91 óbitos de menores de 1 ano por 1000 nascidos vivos (NV). Com o desdobramento desta, em mortalidade neonatal e pós-neonatal, observaram-se taxas de 10,55/1000 NV e de 5,36/1000 NV, respectivamente. Na **Tabela 25** são apresentados os valores destes indicadores de saúde para os estratos I e V, das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, assim como medidas de impacto da disparidade social nas taxas, para estes grupos e na população total. As informações para todos os estratos, das duas técnicas, constam no anexo 23.

Na comparação entre o risco de morrer para as crianças dos dois estratos, verificaram-se taxas de mortalidade infantil, e de seus componentes neonatal e pós-neonatal, invariavelmente, mais elevadas para aquelas do estrato V, o de pior condição de vida, tanto na técnica de *Cluster com padronização*, como na de *Escore 5*. Identificou-se, ainda, predominância do componente neonatal, nos dois grupos sociais, das duas técnicas.

Considerando a técnica de *Cluster com padronização*, o número de óbitos infantis foi de 10,02 por 1000 NV para o estrato I e de 18,54 por 1000 NV para o estrato V. Para o componente neonatal, teve-se 6,07 óbitos por 1000 NV no estrato I e 12,35 óbitos por 1000 NV no estrato V. Para a mortalidade pós - neonatal, identificou-se taxas de 3,95/1000 NV e de 6,19/1000 NV para as áreas de melhor e pior condição de vida, nessa ordem.

Na comparação entre as técnicas, identificaram-se para o estrato I, da *Escore 5*, taxas de mortalidade infantil, neonatal e pós - neonatal um pouco mais elevadas, em relação àquelas deste mesmo estrato, da técnica de *Cluster com padronização*. Para o estrato V, no entanto, nos óbitos infantis em geral e nos neonatais, taxas discretamente mais elevadas foram obtidas na técnica de *Cluster com padronização*.

No que se refere às disparidades sociais, na mortalidade infantil, tem-se com o **risco relativo** e **risco atribuível percentual**, maior reflexo das mesmas no componente neonatal, para as duas técnicas. Na técnica de *Cluster com padronização*, por exemplo, observaram-se valores do risco relativo de 1,85 para os óbitos infantis, sendo estes de 2,03 para os neonatais e de 1,57 para os pós - neonatais. Os valores do risco atribuível percentual foram de 45,94%, de 50,84% e de 36,17% para a mortalidade infantil, para a infantil neonatal e para a infantil pós - neonatal respectivamente.

Com o **risco atribuível populacional percentual**, é também, no componente neonatal, que a determinação do social no risco de morrer na infância mostra-se mais marcante, em ambas as técnicas. Nesse sentido, pode-se estimar que a redução no número de óbitos de menores de 1 ano, na população de São Paulo, seria de 36,98% caso todos os estratos da técnica de *Cluster com padronização* tivessem o padrão de mortalidade do grupo I, o de melhor condição social. Na análise por componente, haveria, nos óbitos neonatais, uma redução de 42,42%, e nos óbitos pós - neonatais, a redução seria de 26,28%.

O índice de dissimilaridade (ID%) apresentou na técnica de *Cluster com padronização* valores que tendem a alterar o padrão de que o componente neonatal revele com mais intensidade as desigualdades sociais nas mortes infantis. Considerando esta técnica, seria necessário "redistribuir" 6,10% dos óbitos neonatais e 6,26% dos

pós-neonatais para que as diferentes áreas de condição de vida obtivessem taxas equivalentes desses indicadores. Já para os estratos da técnica de *Escore 5*, a tendência observada com os outros índices é mantida, considerando que os percentuais identificados com o índice de dissimilaridade foram de 6,19% para a mortalidade infantil neonatal e de 5,69% na pós - neonatal.

Tabela 25 - Taxas de Mortalidade Infantil, Neonatal e Pós-neonatal (1000nv) e Medidas de Disparidade na População e para os Estratos Extremos de Condição de Vida.

TÉCNICAS	MEDIDAS	ÓBITOS INFANTIS		ÓBITOS NEONATAIS		ÓBITOS PÓS-NEONATAIS	
		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
		I	V	I	V	I	V
CLUSTER C/ PADRONIZAÇÃO	TAXAS	10,02	18,54	6,07	12,35	3,95	6,19
	RR		1,85		2,03		1,57
	RA%		45,94		50,84		36,17
	RAP%		36,98		42,42		26,28
	ID%		6,16		6,10		6,26
		Taxa São Paulo:15,91/1000NV		Taxa São Paulo:10,55/1000NV		Taxa São Paulo:5,36/1000 NV	
		ESTRATOS		ESTRATOS		ESTRATOS	
		I	V	I	V	I	V
ESCORE 5	TAXAS	11,51	18,49	7,23	12,07	4,28	6,41
	RR		1,61		1,67		1,50
	RA%		37,73		40,10		33,27
	RAP%		27,64		31,44		20,15
	ID%		6,08		6,19		5,69

Pode-se, partindo dos dados observados, traçar como panorama geral, o fato de que as disparidades sociais estão presentes nas mortes infantis, promovendo impacto desfavorável nos grupos menos privilegiados socialmente. E ainda, que o componente neonatal, além de possuir frequência mais elevada nos estratos de melhor e de pior condição de vida, é, predominantemente, aquele que refletiu mais intensamente, as desigualdades sociais nas mortes infantis, ao ser comparado com o componente pós - neonatal. Com o riscos relativo, atribuível e atribuível populacional percentual, maior magnitude nas desigualdades foram percebidas, sem exceção, nos estratos da técnica de *Cluster com padronização*. O índice de dissimilaridade, no entanto, apresentou-se

discretamente mais elevado, ao medir as desigualdades nas taxas de mortalidade neonatais dos estratos da técnica de *Escore 5* (6,19%) do que na técnica de *Cluster com padronização* (6,10%).

As **Figuras 45** e **46** representam a distribuição dos óbitos de menores de um ano de idade (mortalidade infantil) entre a população de nascidos vivos dos estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, nessa seqüência. São apresentados também, os óbitos de menores de 28 dias (componente neonatal) e os óbitos de crianças entre 28 e 364 dias (componente pós - neonatal). Verificou-se que as três curvas representativas dos óbitos acumulados parecem se sobrepor, refletindo que a utilização dos óbitos infantis ou de um dos seus componentes, na construção da curva de concentração, revelaria na mesma intensidade as disparidades sociais na mortalidade infantil. Para a técnica de *Cluster com padronização*, na análise das curvas vermelha, azul ou verde, observou-se que 74% dos óbitos infantis aconteceram em aproximadamente 68% da população de nascidos vivos das áreas com os piores indicadores sociais, ou melhor, os estratos IV e V (índice de concentração=-0,082). Ainda na técnica de *Cluster com padronização*, para os óbitos neonatais, o índice de concentração foi de -0,085 e para os óbitos pós-neonatais, o índice de concentração foi -0,077. Para a técnica de *Escore 5*, a interpretação de ponto semelhante mostra que em torno de 52% dos óbitos infantis estiveram concentrados em 46% dos nascidos vivos das áreas IV e V (índice de concentração = -0,079). Os índices de concentração foram de -0,081 para os óbitos neonatais e de -0,076 para os pós - neonatais. A representação da curva de concentração, com dados da técnica de *Cluster com padronização*, mostra maior proporção de óbitos infantis, concentrados nas duas áreas de pior condição de vida, parecendo assim, revelar em maior grau as disparidades sociais nesses óbitos.

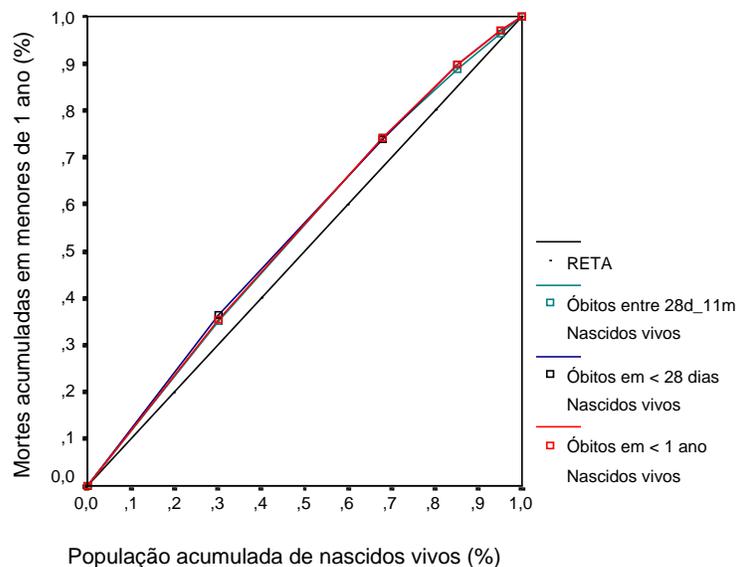


Figura 45 - Distribuição dos Óbitos Infantis, Infantis Neonatais e Pós - Neonatais, segundo os Nascidos Vivos dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

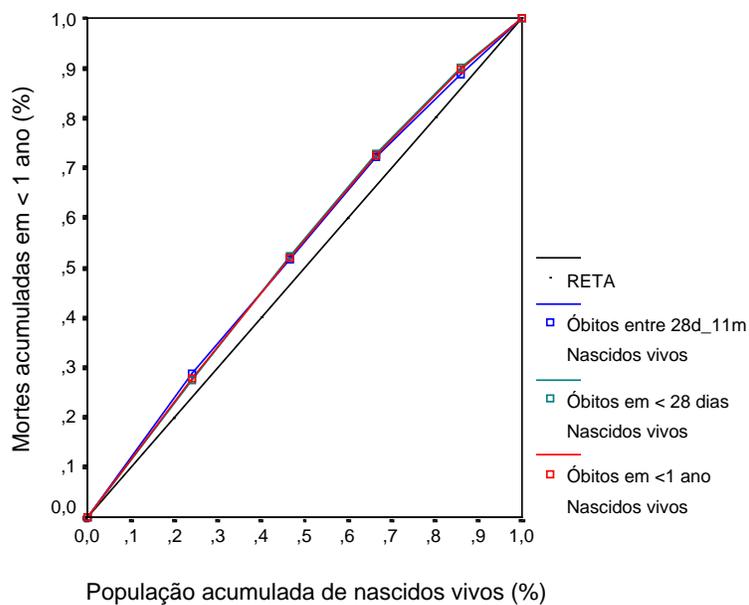
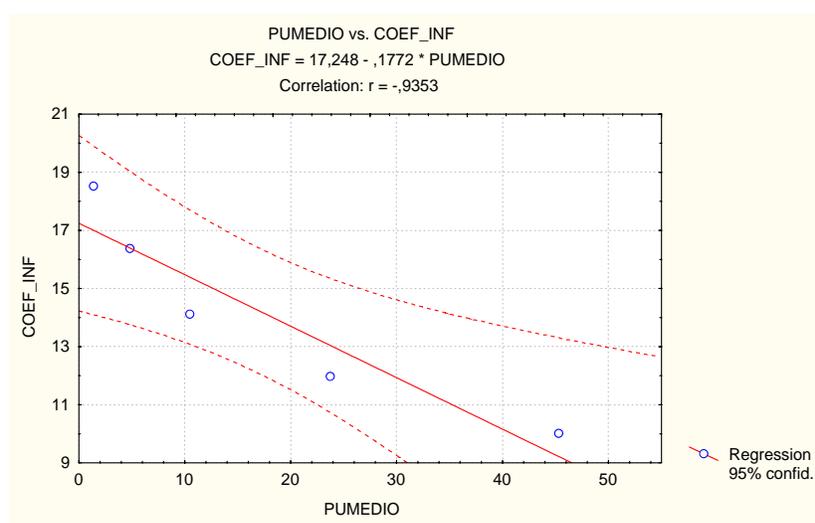


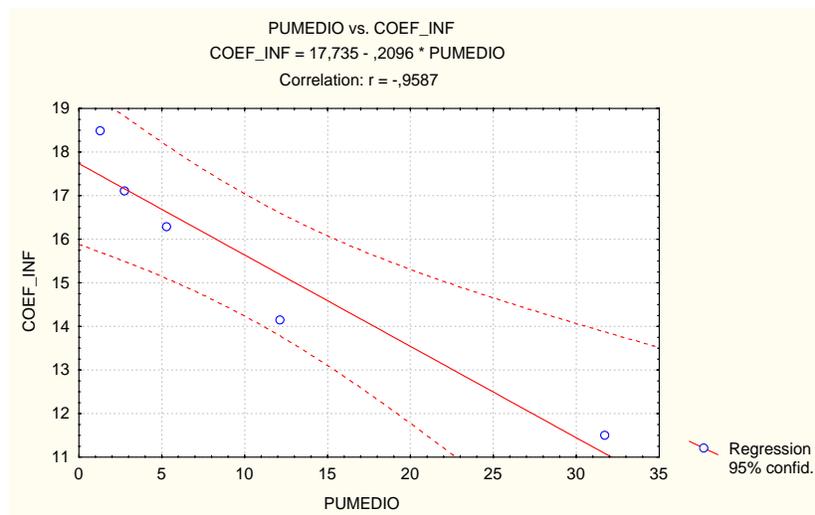
Figura 46 - Distribuição dos Óbitos Infantis, Infantis Neonatais e Pós - Neonatais, Segundo os Nascidos Vivos dos Estratos da Técnica de Escore 5.

Estudou-se, em análise de regressão linear, a associação entre as taxas de mortalidade infantil e proporção de chefes de domicílios universitários, para os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* (**Figura 47**) e *Escore 5* (**Figura 48**), tendo-se observado forte correlação negativa, tanto na primeira ($r = -0,9353$) como na segunda técnica ($r = -0,9587$). Isto é, verificou-se tendência significativa de diminuição das taxas de mortalidade infantil com aumento da proporção de chefes universitários, em que para cada 10% de aumento na variável social, ocorreria um decréscimo de cerca de 1,8 óbitos ($\beta = -0,177$; $p < 0,0003$) considerando os estratos da técnica de cluster com padronização. Para os estratos da técnica de *Escore 5*, a diminuição seria em torno de 2,1 óbitos ($\beta = -0,209$; $p < 0,0001$).



($r^2 = 0,8331$)

Figura 47 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Cluster com Padronização, segundo Mortalidade Infantil e Proporção de Chefes Universitários.



($r^2 = 0,8920$)

Figura 48 - Distribuição dos Estratos da Técnica de Escore 5, segundo Mortalidade Infantil e Proporção de Chefes Universitários.

4.5.4 - Disparidade Social nas Mortes por Homicídios, Acidente Vascular Cerebral e nos Óbitos Infantis, para os Estratos das diferentes Técnicas de Agrupamento

Analisou-se a magnitude das desigualdades sociais nas mortes por homicídios, acidente vascular cerebral e nos óbitos infantis, com a aplicação das medidas de desigualdades, comparando o impacto dessas disparidades, nos estratos de condição de vida, em função da técnica de agrupamento aplicada. Neste tópico, estas causas, que revelaram sofrer influência das desigualdades sociais para os estratos das técnicas de *Cluster com padronização* e *Escore 5*, têm, adicionalmente, seus dados apresentados segundo as técnicas de *Escore 10*, *Cluster*, *Partição* e *Partição com padronização*.

Os valores das taxas de mortalidade apresentadas na **Tabela 26** mostram tendência crescente de acordo com a deterioração das condições sociais dos estratos. Assim, em cada uma das seis técnicas, tanto para homicídios, acidente vascular cerebral, como nos diferentes componentes dos óbitos infantis, identificaram-se para o estrato de condição de vida intermediária, taxas predominantemente mais baixas que as observadas no estrato de pior condição social e mais elevadas do que as estimadas no grupo de condição de vida mais favorável.

Este padrão de ocorrência de gradiente de risco foi alterado na técnica de *Partição com padronização*. Nesta técnica, o risco de morrer por homicídio, para as mulheres do estrato socialmente intermediário (15,05/100.000), foi maior do que o apresentado para as mulheres do estrato de pior condição social (12,19/100.000). Essa interrupção do gradiente, nas taxas de mortalidade para os estratos da técnica de *Partição com padronização*, foi também identificada nos óbitos infantis por causas pós - neonatais, em que o estrato com nível social mais desfavorável (V) apresentou taxa de mortalidade inferior à observada no estrato III, o de condição intermediária. É importante notar que, ao analisar a distribuição populacional nas técnicas de agrupamento, a técnica de *Partição com padronização* apresentou áreas com percentuais muito discrepantes, ficando o estrato III, por exemplo, com 1,4% da população, enquanto os estratos IV e V com 55,74% e 19,64% respectivamente.

Na **Tabela 27**, são apresentadas medidas para análise das diferenças na mortalidade que podem ser atribuídas às desigualdades na condição de vida. Os riscos relativo (RR) e atribuível (RA%) foram calculados para as taxas de mortalidade dos estratos de melhor e de pior condição de vida, sendo o primeiro estrato, sempre o de referência. Constam, ainda, o índice de dissimilaridade (ID%) e o risco atribuível populacional percentual (RAP%), sendo este, estimado com base no estrato I, para os três grupos de causas e nas seis técnicas.

Para as mortes por homicídios, numa análise sem especificar por sexo, observou-se que os riscos relativo e atribuível percentual apresentaram valores mais altos, na técnica de *Escore 10* (RR: 4,48 e RA%: 77,66), seguida da técnica de *Partição com padronização* (RR: 4,18 e RA%: 76,07). Os valores mais baixos (RR: 3,13 e RA%: 68,08) foram obtidos na técnica de *Escore 5*. O risco atribuível populacional percentual refletiu maior desigualdade quando aplicado aos estratos das técnicas de *Cluster* e *Partição* (RAP%: 66,12), fossem essas padronizadas ou não. Com esta medida, o menor nível de disparidade foi alcançado na técnica de *Escore 5* (RAP%: 54,62). O índice de dissimilaridade revelou maior impacto do social nos óbitos por homicídios quando aplicado nos estratos das técnicas de *Cluster* (ID%: 15,58) e *Escore 10* (ID%: 15,51), e menor impacto na técnica de *Partição com padronização* (ID%: 11,43). Numa análise por sexo, observou-se que os índices risco relativo, risco atribuível percentual e risco atribuível populacional percentual indicaram maior disparidade social nas taxas femininas por homicídios, para cinco das seis técnicas. Na técnica de *Escore 10*, excepcionalmente, essas medidas mostraram maior determinação das condições de vida, nos óbitos masculinos. Com o índice de dissimilaridade, no entanto, verificou-se em quatro das seis técnicas (*Escore 5*, *Cluster*, *Cluster com padronização* e *Partição*), maior nível de disparidade social nos óbitos masculinos por homicídios, quando comparados com os femininos, o que se contrapõe ao perfil identificado, em geral, com as medidas acima citadas. Assim, apesar das razões entre as taxas de mortalidade, por homicídios para homens e mulheres, variarem para o estrato de pior condição de vida, de 12,94 na técnica de *Escore 5* a 15,04 na de *Cluster com padronização* (**Tabela 26**), indicando valores em torno de 12 vezes mais altos para o sexo masculino, foi no sexo feminino que as desigualdades nestas mortes pareceram

se revelar mais marcantes, considerando as medidas risco relativo, risco atribuível percentual e risco atribuível populacional percentual.

Nas mortes por acidente vascular cerebral, numa análise, para ambos os sexos, os riscos relativo e atribuível percentual revelaram maior grau de desigualdade nas técnicas de *Cluster* e *Partição*, com valores semelhantes nas duas classificações (RR: 2,10 e RA%: 52,36), por possuírem estratos extremos, de composição idêntica. Os menores valores para essas medidas, neste grupo de causas, foram identificados na técnica de *Escore 5* (RR: 1,75 e RA%: 42,71). O risco atribuível populacional percentual também apresentou valor mais baixo na técnica de *Escore 5* (RAP%: 25,10), e foi nas técnicas de *Cluster* e *Partição*, padronizadas ou não, que ele refletiu maior disparidade social, com percentual de 37,09%. O índice de dissimilaridade expressou, de forma mais acentuada, as desigualdades sociais nas mortes por acidente vascular cerebral, na técnica de *Escore 10* (ID%: 11,80) e com menor intensidade na técnica de *Partição com padronização* (ID%: 9,19). Especificando por sexo, identificou-se maior nível de desigualdade social nestas mortes, para as mulheres, em quatro das seis técnicas (*Escore 5*, *Cluster*, *Cluster com padronização* e *Partição*) para todas as medidas de desigualdade aplicadas. As exceções foram observadas nas técnicas de *Escore 10* e *Partição com padronização*, com os riscos relativo e atribuível percentual, os quais com pequena diferença, identificaram maior desigualdade para o sexo masculino.

Quanto aos óbitos infantis, realizou-se análise geral e específica para seus componentes. Nas taxas de mortalidade infantil, o risco relativo atingiu valor mais elevado (RR: 1,85) nas técnicas de *Escore 10* e *Cluster com padronização*. Sendo esta última técnica também a que apresentou os maiores valores para o risco atribuível percentual (RA%: 45,94). Com a técnica de *Escore 10*, o risco atribuível populacional percentual (RAP%:37,11) apresentou-se mais alto e foi na de *Cluster* que se identificou maior percentual para o índice de dissimilaridade (ID%: 6,92). As três primeiras medidas refletiram as disparidades sociais nas mortes de menores de um ano, de forma mais discreta, quando aplicadas aos estratos da técnica de *Escore 5* (RR: 1,61; RA%:37,75 e RAP%:27,64%). Porém, para o índice de dissimilaridade, o menor valor foi estimado na técnica de *partição com padronização* (ID%:4,56).

No componente neonatal dos óbitos infantis, os riscos relativo e atribuível percentual indicaram maior determinação do social nestes óbitos, na técnica de *Cluster com padronização* (RR: 2,03 e RA%: 50,84) e o risco atribuível populacional percentual, nas

técnicas de *Cluster* e *Partição* (RAP%: 42,45) padronizadas ou não. Essas três medidas apresentaram os menores valores, na técnica de *Escore 5* (RR: 1,67; RA%:40,10 e RAP%: 31,47%). Para o índice de dissimilaridade, enquanto os maiores valores estiveram na técnica de *Cluster* (ID%: 7,25), os menores se mostraram na de *Partição com padronização* (ID%: 5,32).

Para o componente pós-neonatal, foi na técnica de *Escore 10* que as medidas risco relativo (RR:1,85), risco atribuível percentual (RA%: 45,91) e risco atribuível populacional percentual (RAP%:30,34%) apresentaram-se mais elevadas. Na técnica de *Escore 5*, obteve-se os menores valores para estas medidas (RR: 1,50; RA%: 33,23 e RAP%: 20,15). O índice de dissimilaridade revelou as desigualdades sociais nas mortes pós-neonatais, com intensidade mais marcante na técnica de *Cluster com padronização* (ID%: 6,26) e com menor intensidade na de *Partição com padronização* (ID%: 4,96).

No componente neonatal precoce, observou-se que os riscos relativo (RR:2,06) e atribuível (RA%: 51,39) apresentaram-se maiores na técnica de *Cluster com padronização* e o risco atribuível populacional percentual (RAP%: 43,52) nas técnicas de *Cluster* e *Partição* com ou sem padronização. O índice de dissimilaridade atingiu valor mais alto na técnica de *Escore 10* (ID%:7,85) e mais baixo na de *partição com padronização* (ID%: 5,39). O comportamento das medidas de disparidades, por técnica, neste componente, mostrou-se semelhante ao identificado no componente neonatal.

Nos óbitos neonatais tardios, a técnica de *Escore 10* destacou-se com valores mais elevados para todas as medidas, padrão similar ao identificado nos óbitos pós-neonatais. Neste componente, assim como no anterior, a técnica de *Escore 5* manteve-se apresentando os mais baixos valores.

Em resumo, tem-se, invariavelmente, a técnica de *Escore 5* configurando estratos, de modo que as medidas risco relativo (RR), risco atribuível percentual (RA%) e risco atribuível populacional percentual (RAP%) reflitam com menor intensidade as disparidades sociais nas mortes por homicídios, acidentes vascular cerebral e óbitos infantis. Na aplicação do índice de dissimilaridade (ID%), observou-se, na técnica de *Partição com padronização*, os valores mais baixos para esta medida. Em relação às

técnicas que contribuíram para que as medidas revelassem com mais força a influência das desigualdades sociais nestas mortes, tem-se as técnicas de *Escore 10*, *Cluster* com e sem padronização e *Partição* com e sem padronização, alternando-se de acordo com a causa e com a medida específica. No entanto, observou-se que em todas as técnicas e com todas as medidas, os óbitos por homicídios se mantêm como causa mais reveladora das disparidades sociais. Em relação ao sexo, identificou-se para as técnicas e medidas, em geral, maior grau de disparidade social nos óbitos femininos, tanto para homicídios como para acidente vascular cerebral. Nos óbitos infantis, o componente neonatal é, com todas as medidas e em todas as técnicas, o que revela, com maior impacto, as disparidades sociais nas mortes dessa faixa etária.

No capítulo a seguir, alguns aspectos mais relevantes dos resultados serão discutidos.

QUADRO 7

DISTRITO	% da pop no estrato	DISTRITO	% da pop no estrato
002-ALT PINHEIR		001-AGUA RASA	
015-CAMPO BELO		004-ARICANDUVA	
026-CONSOLACAO		005-ARTUR ALVIM	
034-ITAIM-BIBI	7.97%	011-BRASILANDIA	55.74%
044-JD PAULISTA	da	013-CACHOEIRINH	da
053-MOEMA	população	017-CAMPO LIMPO	população
055-MORUMBI	do	018-CANGAIBA	do
061-PERDIZES	município	020-CARRAO	município
063-PINHEIROS	de S.Paulo	022-CID ADEMAR	de S.Paulo
072-SANTO AMARO		023-CID DUTRA	
092-VL MARIANA		024-CID LIDER	
ESTRATO I	11 distritos	028-ERM MATARAZO	
006-BARRA FUNDA		029-FREG DO O	
007-BELA VISTA		036-ITAQUERA	
012-BUTANTA		037-JABAQUARA	
016-CAMPO GRAND	15.41	038-JACANA	
021-CASA VERDE	da	039-JAGUARA	
027-CURSINO	população	040-JAGUARE	
033-IPIRANGA	do	041-JARAGUA	
048-LAPA	município	045-JD SAO LUIS	
049-LIBERDADE	de S.Paulo	046-JOSE BONIFA	
051-MANDAQUI		050-LIMAO	
054-MOOCA		057-PARI	
067-REPUBLICA		060-PENHA	
070-STA CECILIA		064-PIRITUBA	
071-SANTANA		065-PONTE RASA	
079-SAUDE		066-RAPOSO TAVARES	
080-SE		068-RIO PEQUENO	
081-SOCORRO		069-SACOMA	
082-TATUAPE		073-SAO DOMINGO	
084-TUCURUVI		074-SAO LUCAS	
088-VL GUILHERM		075-SAO MATEUS	
090-VL LEOPOLDI		076-SAO MIGUEL	
096-VL SONIA		077-SAO RAFAEL	
ESTRATO II	22 distritos	078-SAPOEMBA	
008-BELEM		083-TREMEMBE	
009-BOM RETIRO		085-VL ANDRADE	
010-BRAS	1.24%	086-VL CURUCA	
014-CAMBUCI		087-VL FORMOSA	
ESTRATO III	4 distritos	089-VL JACUI	
<i>003-ANHANGUERA</i>		091-VL MARIA	
019-CAPAO REDON		093-VL MATILDE	
025-CID TIRADEN		094-VL MEDEIROS	
030-GRAJAU	19.64%	095-VL PRUDENTE	
031-GUAIANAZES	da	ESTRATO IV	44 distritos
032-IGUATEMI	população		
035-ITAIM PAULI	do		
042-JD ANGELA	município		
043-JD HELENA	de S.Paulo		
047-LAJEADO			
052-MARSILAC			
056-PARELHEIROS			
058-PQ DO CARMO			
059-PEDREIRA			
062-PERUS			
ESTRATO V	15 distritos		

* Os distritos em itálico, foram os "diferenciados" pela técnica

Tabela 20 - Taxas de Mortalidade (por 1000 hab.) por Faixa Etária e Sexo, e Risco Relativo nos Estratos Extremos de Condição de Vida

			FAIXAS ETÁRIAS																											
TÉCNICAS	SEXO	MEDIDAS	0_4	5_9	10_14	15_24	25_34	35_44	45_54	55_64	65_74	75 e +																		
			ESTRATOS																											
			I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V	I	V						
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO	MASCULINO	TAXAS	3,13	4,70	0,29	0,26	0,36	0,55	1,97	4,92	2,16	5,67	2,94	6,17	5,26	10,09	13,02	21,17	32,73	48,29	108,5	96,63								
		RR	1,50	0,89	1,51	2,50	2,62	2,10	1,92	1,63	1,48	0,89																		
	taxa masculina São Paulo	4,25	0,33	0,48	3,90	4,69	5,42	8,93	18,77	42,27	110,44																			
	FEMININO	TAXAS	2,94	4,22	0,21	0,25	0,15	0,28	0,35	0,80	0,70	1,24	1,12	2,40	2,77	5,00	6,28	12,64	14,52	31,17	86,13	89,89								
		RR	1,43	1,18	1,87	2,27	1,76	2,14	1,81	2,01	2,15	1,04																		
	taxa feminina São Paulo	3,92	0,24	0,24	0,69	1,11	2,07	4,26	9,91	22,61	94,32																			
			ESTRATOS																											
ESCORE 5	MASCULINO	TAXAS	3,87	4,67	0,27	0,29	0,29	0,50	2,18	4,82	2,89	5,96	3,96	5,93	6,95	10,16	14,91	21,53	36,16	48,67	109,3	90,01								
		RR	1,21	1,11	1,73	2,21	2,07	1,50	1,46	1,44	1,35	0,82																		
	FEMININO	TAXAS	3,09	4,26	0,16	0,30	0,15	0,33	0,56	0,83	0,86	1,23	1,46	2,51	3,30	4,97	7,45	13,17	16,47	31,95	88,63	89,79								
		RR	1,38	1,89	2,20	1,48	1,44	1,73	1,51	1,77	1,94	1,01																		

Tabela 26 - Taxas de Mortalidade para Causas Específicas (100.000 hab.) e Mortalidade Infantil (1000NV) nos Estratos de Condição de Vida, segundo Técnica de Agrupamento

CAUSAS	CATEGORIA	TÉCNICAS DE AGRUPAMENTO																	
		ESCORE 10			ESCORE 5			CLUSTER			CLUSTER C/ PADRON			PARTIÇÃO			PARTIÇÃO C/ PADRON		
		(a) ESTRATOS			(b) ESTRATOS			(c) ESTRATOS			(b) ESTRATOS			(b) ESTRATOS			(b) ESTRATOS		
		I	V	X	I	III	V	I	IV	VII	I	III	V	I	III	V	I	III	V
HOMICÍDIO	masculino	39,69	108,45	171,38	54,23	124,76	161,32	41,99	114,10	156,35	41,99	92,27	158,97	41,99	92,36	156,35	41,99	84,33	160,94
	feminino	3,44	6,05	13,01	3,51	7,36	12,47	2,76	9,88	11,40	2,76	8,92	10,57	2,76	8,22	11,08	2,76	15,05	12,19
	razão entre as taxas	11,54	17,93	13,17	15,45	16,95	12,94	15,21	11,55	13,71	15,21	10,34	15,04	15,21	11,24	14,11	15,21	5,60	13,20
	geral	20,34	55,68	91,06	27,23	64,07	85,32	20,33	60,48	82,71	20,33	49,16	83,27	20,33	48,75	82,56	20,33	49,25	84,95
ACIDENTE VASCULAR CEREBRAL	masculino	45,88	76,75	90,33	47,61	73,65	79,79	40,18	57,83	79,16	40,18	59,41	82,30	40,18	58,80	79,16	40,20	60,40	82,70
	feminino	41,98	65,91	82,33	45,08	73,74	79,89	37,79	64,24	81,80	37,79	55,42	77,70	37,79	56,97	81,80	37,79	55,18	76,94
	razão entre as taxas	1,09	1,16	1,10	1,06	1,00	1,00	1,06	0,90	0,97	1,06	1,07	1,06	1,06	1,03	0,97	1,06	1,09	1,07
	geral	43,48	71,38	87,15	45,98	73,89	80,26	38,62	61,16	81,06	38,62	57,29	80,64	38,62	57,86	81,06	38,62	57,34	80,35
INFANTIS	infantil	10,00	14,81	18,48	11,51	16,29	18,49	10,02	14,91	17,86	10,02	14,12	18,54	10,02	14,07	17,86	10,02	16,21	18,38
	neonatal precoce	4,86	6,98	8,45	5,61	8,06	9,11	4,53	6,78	8,38	4,53	7,32	9,32	4,53	7,23	8,38	4,53	4,79	9,11
	neonatal tardio	1,41	2,51	3,13	1,63	2,73	2,97	1,54	2,38	2,93	1,54	2,34	3,03	1,54	2,33	2,93	1,54	2,58	3,01
	neonatal geral	6,27	9,49	11,58	7,23	10,79	12,07	6,07	9,59	11,31	6,07	9,66	12,35	6,07	9,55	11,31	6,07	7,37	12,13
	pós neonatal	3,73	5,32	6,90	4,28	5,50	6,41	3,95	5,33	6,55	3,95	4,46	6,19	3,95	4,52	6,55	3,95	8,84	6,26

(a) I - estrato alto de condição de vida; V - estrato intermediário de condição de vida; X - estrato baixo de condição de vida.

(b) I - estrato alto de condição de vida; III - estrato intermediário; V - estrato baixo.

(c) I - estrato alto de condição de vida; IV - estrato intermediário; VII - estrato baixo.

Tabela 27 - Medidas de Desigualdade Social nas Mortes por Homicídios, por Doenças Cerebrovasculares e Óbitos Infantis, nos Estratos de Condição de Vida, segundo Técnica de Agrupamento

		TÉCNICAS																	
CAUSAS	CATEGORIA	Escore 10			Escore 5			cluster			cluster com padron.			Partição padron			Partição não padron		
		MEDIDAS			MEDIDAS			MEDIDAS			MEDIDAS			MEDIDAS			MEDIDAS		
		RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%
H																			
O																			
M	masculino	4,32	76,84	65,79	2,97	66,38	53,26	3,72	73,14	63,81	3,79	73,59	63,81	3,83	73,90	63,81	3,72	73,14	63,81
I	ID%		15,19%			14,60%			15,26%			13,60%			10,87%			14,69%	
C	feminino	3,78	73,56	56,62	3,55	71,85	55,74	4,13	75,79	65,20	3,83	73,89	65,20	4,42	77,36	65,20	4,01	75,09	65,20
I	ID%		16,92%			14,27%			13,15%			10,66%			12,51%			10,79%	
D	geral	4,48	77,66	66,11	3,13	68,08	54,62	4,07	75,59	66,12	4,10	75,59	66,12	4,18	76,07	66,12	4,06	75,38	66,12
I	ID%		15,51%			14,91%			15,58%			13,81%			11,43%			14,99%	
O																			
		RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%
acidente	masculino	1,97	49,21	26,18	1,68	40,33	23,40	1,97	49,24	35,35	2,05	51,18	35,35	2,06	51,4	35,35	1,97	49,24	35,35
	ID%		11,22%			10,85%			9,20%			9,66%			8,52%			9,94%	
	feminino	1,96	49,01	30,83	1,77	43,57	25,72	2,16	53,80	37,73	2,06	51,36	37,73	2,04	50,88	37,73	2,16	53,80	37,73
vascular	ID%		11,98%			11,76%			10,71%			11,29%			9,45%			11,64%	
	geral	2,00	50,11	29,17	1,75	42,71	25,10	2,10	52,36	37,09	2,09	52,11	37,09	2,08	51,94	37,09	2,10	52,36	37,09
cerebral	ID%		11,80%			11,58%			10,12%			10,74%			9,19%			11,04%	
		RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%	RR	RA%	RAP%
I	infantil	1,85	45,87	37,11	1,61	37,75	27,64	1,78	43,88	36,98	1,85	45,94	36,98	1,83	45,48	36,98	1,78	43,88	36,98
N	ID%		6,68%			6,08%			6,92%			6,16%			4,56%			5,99%	
F	N.Precoce	1,74	42,47	39,39	1,62	38,42	30,05	1,85	45,94	43,52	2,06	51,39	43,52	2,01	50,30	43,52	1,85	45,94	43,52
A	ID%		7,85%			6,61%			7,80%			6,25%			5,39%			6,35%	
N	N. Tardio	2,22	54,96	44,31	1,82	45,12	35,57	1,90	47,42	39,05	1,97	49,16	39,05	1,95	48,81	39,05	1,90	47,42	39,05
T	ID%		8,37%			5,79%			5,93%			6,16%			5,15%			4,76%	
I	N.Total	1,85	45,84	40,57	1,67	40,10	31,47	1,86	46,33	42,45	2,03	50,84	42,45	2,00	49,93	42,45	1,86	46,33	42,45
L	ID%		7,22%			6,19%			7,25%			6,10%			5,32%			5,87%	
	Pós- Neo	1,85	45,91	30,34	1,50	33,23	20,15	1,66	39,64	26,28	1,57	36,17	26,28	1,58	36,84	26,28	1,66	39,64	26,28
	ID%		5,71%			5,69%			6,16%			6,26%			4,96%			5,93%	

5 - DISCUSSÃO

Neste trabalho, tendo como área de estudo o espaço intra-urbano do município de São Paulo, realizou-se uma análise metodológica de técnicas de agrupamento, indicadores sociais e medidas de iniquidade, que podem ser utilizadas em estudos que objetivem avaliar a magnitude das desigualdades sociais na saúde. O indicador de saúde foi expresso em taxas de mortalidade por diferentes grupos de causas, sexo e faixas etárias. A partir do vasto leque de opções metodológicas tomadas, confirmou-se a já reconhecida influência das condições de vida no risco de morrer. Mais precisamente, do maior impacto que condições sociais desfavoráveis têm no sentido de aumentar o risco de morte, na grande maioria dos grupos de causas, nas diversas faixas etárias, e em ambos os sexos. Adicionalmente, identificou-se um padrão de gradiente no aumento do risco de morrer, em função da deteriorização da condição de vida do estrato social. Este gradiente foi majoritariamente encontrado, embora a força da relação tenha sido variada a depender da técnica de agrupamento, da medida de desigualdade e do critério analisado (sexo, faixa etária ou causa). Enfim, os resultados obtidos sugerem que a seleção do método para agrupar áreas homogêneas e para medir a magnitude das desigualdades sociais em saúde pode em algumas situações influenciar os resultados finais. Neste trabalho, as diversas escolhas metodológicas tiveram fundamentalmente o intuito de enriquecer o debate a cerca de alternativas que auxiliem o redirecionamento das políticas públicas, no sentido de monitorar e minimizar essas desigualdades. Nesse sentido, é necessário que, a opção de qual caminho a seguir, esteja respaldada pelos objetivos a que se propõe e pela disponibilidade de recursos técnicos (materiais e humanos), e ainda, que a diversidade de opções metodológicas seja vista como fator favorecedor e nunca como imobilizador.

5.1 - ALGUMAS QUESTÕES METODOLÓGICAS

5.1.1 - Distanciamento Temporal das Variáveis Socioeconômicas e de Mortalidade

Considerando que as taxas de mortalidade foram calculadas para 1999, enquanto as variáveis socioeconômicas referem-se ao ano de 1991, existe um distanciamento temporal entre essas informações. Após a elaboração dos resultados deste estudo, foram divulgadas as estatísticas do censo 2000 (IBGE, 2001) que possibilitaram o cálculo atualizado das variáveis socioeconômicas. Assim, duas variáveis foram

selecionadas por componente (saneamento, renda, escolaridade), para uma análise comparativa entre a situação identificada em 1991 e em 2000. Esta análise foi aplicada a título de exemplo, nos estratos configurados pela técnica de *Cluster com padronização*. Os resultados estão dispostos no anexo 24 e indicam que, em geral, houve uma melhora nos indicadores durante o período, em todos os estratos. As exceções estiveram presentes no componente renda, em que a variável, **proporção de chefes com renda de até ½ salários mínimos** mostrou piora em todos os estratos e a variável **proporção de chefes com renda acima de 20 salários mínimos** apresentou discreta piora no estrato V, o de pior condição de vida. Observou-se ainda que, para as variáveis analisadas, a seqüência dos estratos permaneceu inalterada no período, apenas com algumas mudanças na magnitude do gradiente entre eles. Esses resultados contribuem favoravelmente como evidência de que o fato das taxas de mortalidade terem sido estimadas para 1999 enquanto as informações socioeconômicas referem-se a 1991, não comprometem substancialmente os resultados deste trabalho. Outros autores (TEIXEIRA, 1998a; BORBA, 2000; LAPA et al, 2001) destacam a ausência de problemas consideráveis no que se refere à alocação temporal das variáveis socioeconômicas e de saúde nos seus estudos.

5.1.2 - Unidade de Análise para Agregação dos Dados

Neste trabalho, a unidade de análise utilizada para estratificar o município de São Paulo segundo condição de vida, foram seus distritos. Esses distritos, além de corresponderem a “aglomerações significativamente maiores do que muitas cidades brasileiras” como destaca Sposati (1996), são partes de uma área extremamente urbanizada, o que obviamente contribui para a presença de heterogeneidade interna. Os distritos apresentam um nível de agregação com grande quantidade de dados, abarcando no seu interior diferenças demográficas, sociais e econômicas. Assim, apesar de ter sido possível revelar parte da grande heterogeneidade existente, por diversas vezes escondida nos indicadores médios do município, é importante referir que, provavelmente, unidades ecológicas menores, como bairros ou setores censitários, permitiriam estratos mais homogêneos apesar de também possuírem algum grau de heterogeneidade. Essa preocupação está coerente com a lógica de que a unidade de análise em estudos de

condição de vida, como refere Castellanos (1991) deve ser o mais homogênea possível no seu interior, na tentativa de que as médias reflitam ao máximo a verdadeira situação de cada grupo, destacando ainda que as unidades geográfico-populacionais menores tendem a ser mais homogêneas que aquelas que ocupam maior espaço.

Nesse sentido, a escolha dos distritos como menor unidade ecológica para conformação dos estratos de condição de vida, respeitou alguns critérios. Inicialmente, considerou-se o fato desses serem unidades oficiais de estatísticas, o que facilitou operacionalmente o acesso às informações referentes aos óbitos, condições socioeconômicas e de populações utilizadas neste estudo, considerando estarem estas desagregadas nas fontes oficiais ao nível dos distritos.

Além disso, a qualidade das informações neste nível de agregação foi outro fator responsável pela escolha. As informações socioeconômicas e de população são censitárias e os óbitos consolidados por órgão estadual. No caso dos óbitos, por exemplo, uma preocupação seria o percentual de perdas em função da omissão do distrito de residência do falecido, que poderia causar um viés nos resultados, porém identificou-se que apenas 3,7% dos óbitos ocorridos no ano do estudo não continham essa informação. Outra questão levada em consideração foi a utilização dos distritos como unidades ecológicas de estudo em trabalhos de outros autores (BARATA et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999; AKERMAN, 1997) que abordam as desigualdades sociais na mortalidade, tendo como espaço o município de São Paulo. Além disso, os distritos sendo unidades incorporadas à legislação municipal, estão mais “próximos” do nível de intervenção, o que se supõe facilitar o processo de tomada de decisão para alteração do quadro identificado. Nesse sentido, Castellanos (1991) destaca que “a unidade espaço-populacional deve constituir a unidade básica de gestão dos serviços de saúde”.

A utilização de unidades menores, com provável aumento da homogeneidade interna, também possui limitações. A existência de problemas, referentes ao pequeno número de habitantes e de óbitos, aumentaria o risco de se obter efeitos aleatórios nas taxas, isto é, deve ser considerada, maior possibilidade de variação ao acaso (SUSSER, 1994a; CASTELLANOS, 1991). Além disso, os bairros e setores censitários estão hierarquicamente mais “distantes” do nível de intervenção do que os distritos, o que pode ser considerado mais um obstáculo no planejamento e execução das ações.

Nesse sentido, Castellanos (1991) considera que a seleção das unidades geográfico-populacionais, sem dúvida, não é só uma construção teórica. A informação acessível, os recursos disponíveis, as circunstâncias concretas de cada estudo e projeto, obrigam a uma construção empírica destas unidades. A definição das unidades geográfico populacionais é um processo teórico-empírico, que se conclui com o estabelecimento daquelas unidades, o mais homogêneas possíveis no seu interior no que diz respeito às condições de vida, e o mais facilitadoras possíveis do processo de estudo dos problemas de saúde.

Dias et al (2002), ao discutirem os problemas de escala e a relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários, fazem observações pertinentes a esse tópico da discussão. Os autores destacam que “as estimativas obtidas dentro de um sistema de unidades de área são função das diversas maneiras segundo as quais essas unidades podem ser agrupadas” e definem este problema como “problema da unidade de área modificável”. A partir disso, definem o *efeito de escala*, que seria dentro de um sistema de unidades de áreas modificáveis, a tendência de prover resultados estatísticos diferentes para o mesmo conjunto de dados quando a informação é agrupada em níveis diferentes de resolução espacial (por exemplo, setores censitários, unidades de planejamento, bairros, distritos e regiões). Esses autores destacam ainda que, nas ciências sociais e na epidemiologia, este fenômeno é denominado de *falácia ecológica*, que seria o fato de envolver conclusões impróprias em nível individual a partir de resultados agregados por unidades de área.

A falácia ecológica é um problema referido na maior parte da literatura que discute os estudos ecológicos (MORGENSTERN 1998; SCHWARTZ, 1994a). Porém, é uma possibilidade, que pode ocorrer, em especial, ao se utilizar áreas muito heterogêneas, não sendo, portanto, uma regra geral. Neste trabalho, as análises dos resultados deram-se no nível ecológico, não se pretendendo extrapolá-las para o nível individual. Os estratos de condição de vida passaram após o agrupamento dos distritos, a ser a unidade ecológica de análise, permitindo a mensuração das desigualdades sociais na mortalidade no espaço urbano do município. Outro aspecto referido como limitação dos estudos ecológicos, é a impossibilidade de controlar os fatores de confusão neste tipo de abordagem. Porém, apesar

da impossibilidade de se excluir a existência de fatores de confusão (SUSSER, 1994a), considera-se pouco provável sua importância nas análises deste trabalho, considerando os objetivos propostos e a metodologia aplicada.

Outros fatores, além da unidade ecológica de agregação, como tipos de variáveis sociais, técnica de agrupamento e grupo de referência, influenciam na apreensão dos diferenciais sociais e de saúde.

Este trabalho utilizou parte de um instrumental técnico estatístico necessário à quantificação da magnitude das desigualdades sociais na mortalidade. É reconhecida a impossibilidade de esgotar neste estudo a discussão metodológica sobre esta temática. O desdobramento do município de São Paulo, uma área extremamente urbanizada e com contrastes e diversidades, em agregados populacionais menores, homogêneos internamente, é um exercício para avaliar a influência da aplicação de diferentes métodos e técnicas na mensuração das desigualdades sociais em saúde, no sentido de manter o debate sobre esta questão e contribuir operacionalmente para a identificação e monitoramento desta problemática dentro do contexto das políticas de ações sociais e de saúde. Além do mais, aliada a esta opção metodológica, está a clareza de que é fundamental a observação da dinâmica das relações sociais, a partir de um “olhar” abrangente do que é desigualdade social, pobreza e exclusão social, assim como uma discussão teórico-conceitual para o entendimento da inter-relação desses fatores com o estado de saúde da população.

5.2 - MEDINDO A DESIGUALDADE SOCIAL NA MORTALIDADE: DIFERENTES MEDIDAS, DIFERENTES RESULTADOS?

5.2.1 - Variáveis Indicadoras de Condição de Vida e Técnicas de Agrupamento

Neste estudo, o conjunto de variáveis sociais utilizadas para representar o conceito de Condição de Vida permitiu boa diferenciação dos agrupamentos de distritos (estratos), possibilitando a identificação de um gradiente social entre estes. As variáveis selecionadas são ecológicas e representam os componentes **Ambiental** (proporção de domicílios com abastecimento de água adequado, proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado, proporção de domicílios com coleta de lixo

adequada, índice de aglomeração), de **Escolaridade** (proporção de chefes de domicílios analfabetos, proporção de chefes com primário incompleto, proporção de chefes com secundário completo, proporção de chefes com nível universitário) e **Renda** (proporção de chefes de domicílios com renda média mensal de até ½ SM, proporção de chefes de domicílios com renda média mensal superior a 20 SM, renda média mensal dos chefes em SM) reconhecidos na literatura como associados às situações de saúde de populações e muito utilizados em estudos de diferenciais intra-urbanos, que investigam em cidades brasileiras a associação entre condição de vida e saúde (CASTELLANOS, 1991; SANTOS & NORONHA, 2001; LAPA et al, 2001; COSTA & NATAL, 1998; PAES-SOUSA, 2002; GUIMARÃES et al, 2003; BARATA et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999; SILVA et al, 1999; LIMA & XIMENES, 1998). Apesar de terem sido utilizadas em conjunto para agrupamento das áreas homogêneas, realizou-se análise individualizada do comportamento de cada variável na composição das áreas, o que mostrou especificidades. As variáveis relativas ao componente Ambiental, em especial “água” e “lixo”, demonstraram menor poder discriminatório, apresentando razões na comparação dos valores dos estratos de melhor e de pior condição de vida que chegaram no máximo a 1,13 e 1,09 respectivamente, com conseqüente ausência de gradiente de situação nos grupos intermediários, para todas as técnicas de agrupamento avaliadas. Para a variável *esgoto* estas razões estiveram entre 1,59 e 2,10 e para a variável **índice de aglomeração** entre 2,14 e 2,54, com ambas apresentando gradiente nos estratos intermediários, sendo que o índice de aglomeração diferenciou um pouco melhor os grupos. O fato do **índice de aglomeração** se destacar, no componente **Ambiental**, com maior sensibilidade para mostrar as diferenças, está descrito também no estudo de Guimarães (2003) ao investigar a relação entre condição de vida e mortalidade infantil na cidade de Recife. O perfil de grande homogeneidade entre os estratos, na condição de água e lixo, não chega a ser surpreendente, considerando a condição extremamente favorável destas variáveis nos valores médios para o município, que em 1991 já eram de 97,3% e 98,4%, abrangendo quase a totalidade dos domicílios (FIBGE, 1991). Trabalhos de outros autores (GUIMARÃES et al, 2003; COSTA & NATAL, 1998) têm apontado a menor sensibilidade destes indicadores de saneamento para indicar situações de desigualdades no interior de áreas urbanas e destacado variáveis do componente escolaridade e renda, como as que mais

contribuíram para diferenciar a condição de vida das áreas. Em relação, especificamente, ao acesso à água tratada, Nunes et al (2001) num estudo que mede as desigualdades em saúde no Brasil, a partir de dados dos Estados, reconhecem este indicador como um dos principais determinantes de saúde, mas destacam sua pequena capacidade de diferenciar situações, em função da homogeneidade na distribuição.

Em continuidade à análise das variáveis utilizadas neste trabalho, observou-se que as referentes aos componentes, escolaridade e renda destacaram-se por grande heterogeneidade entre os grupos, além de seus valores para os estratos, permitirem a identificação de um gradiente de condição socioeconômica entre eles. Sendo que, as variáveis, que refletem a vertente favorável do acesso às condições de renda e escolaridade, apresentaram maior capacidade para indicar situações de desigualdade, quando comparadas àquelas que mensuram o lado mais precário. Ou seja, o acesso às condições favoráveis, de escolaridade e renda se distribuem de maneira bem mais concentrada do que o acesso às condições desfavoráveis destes componentes. Assim, no componente escolaridade, enquanto a variável proporção de “chefes analfabetos”, apresentou razões para os grupos extremos entre 4,08 e 6,61, para a variável proporção de “chefes com nível universitário”, estas razões ficaram entre 25,54 e 46,09 segundo a técnica. Já no componente renda, enquanto a variável “chefes com renda até ½ SM” apresentou razões entre os grupos extremos entre 2,03 e 2,48, a variável proporção de chefes com renda superior a vinte salários mínimos obteve valores para estas razões entre 36,51 e 47,56. A capacidade dos indicadores de escolaridade (BORREL et al, 1999; PAES-SOUSA, 2002; PAPPAS, 1993) e renda (KENNEDY et al, 1996; KAVACHI et al, 1997; PAPPAS, 1993) diferenciarem bem grupos sociais e permitirem a identificação da determinação destes na condição de saúde, está bem estabelecida na literatura. O que explica serem juntamente com a ocupação, como refere Liberatos (1988), os mais utilizados para medir categoria social em epidemiologia. No que se refere à distribuição das variáveis sociais no interior dos estratos, observou-se grau aceitável de homogeneidade interna. Ou seja, mesmo aquelas que apresentaram maior grau de dispersão, como **a proporção de chefes com nível universitário** e **a proporção de chefes com renda média mensal superior a 20 salários mínimos** não chegaram a apresentar coeficiente de variação acima de 0,24 considerando os estratos das seis técnicas de agrupamento analisadas.

Sabe-se, que a seleção das variáveis indicadoras de condição de vida, influencia no recorte da realidade que se pretende apreender (GUIMARÃES, 2003). É reconhecida também, a indissociabilidade das relações entre as diferentes variáveis que refletem a condição de vida, como ocupação, renda, educação e acesso a serviços básicos. Nesse sentido, Borrel (1997) destaca que “a educação dá acesso a determinada ocupação e, portanto, a um nível de renda. O nível de estudos se relaciona com o nível cultural e, portanto, pode afetar as condutas e as práticas em relação aos estilos de vida e ao apoio social. Níveis diferentes de rendas ou de riqueza podem exercer influência quanto à oportunidade de obter grau mais elevado de educação, bem como facilitar o acesso a diferentes condutas relacionadas à saúde, ao prestígio e ao poder”. (BORREL, 1997)

Além da seleção das variáveis, a escolha da forma como estas serão utilizadas, se através de aplicação isoladas ou a partir de indicadores compostos, também influencia nos resultados e vem sendo bem discutida na literatura especializada (CURI, 1993; AKERMAN, 1997). Neste estudo, as variáveis sociais foram utilizadas na tentativa de exemplificar a influência que diferentes técnicas de agrupamento e medidas de desigualdades podem exercer na magnitude e na interpretação do impacto das desigualdades sociais na mortalidade, em um espaço determinado. Nesse sentido, o conjunto de variáveis sociais selecionado permitiu o alcance aos objetivos propostos.

O leque de variáveis selecionado mostrou-se sensível à formação de estratos de condição de vida que refletiram um gradiente social. Além disso, o gradiente social identificado mostrou-se relacionado às taxas de mortalidade calculadas para estes estratos. No entanto, a magnitude do gradiente, e a sensibilidade destas variáveis agruparem os distritos de forma mais ou menos homogênea internamente e heterogênea externamente, dependem da técnica de agrupamento utilizada. A seguir discute-se as características que tornam uma ou outra técnica mais adequada.

O presente estudo utilizou seis maneiras (técnicas) de agrupar os distritos do município de São Paulo, a partir dos valores do conjunto de variáveis sociais selecionado. Em geral, observou-se que os resultados obtidos em cada uma das técnicas, não alteraram substancialmente as conclusões sobre as diferenças existentes, tanto no que se refere às desigualdades de condição de vida entre os estratos, como no que diz respeito, ao padrão

das desigualdades na mortalidade, em função da causa de óbito, faixa etária e sexo estudado, desde que seja utilizada a mesma medida de desigualdade. No entanto, alguns pontos devem ser destacados nesta discussão, considerando que a análise dos diversos critérios de avaliação sugeriu um melhor desempenho para as técnicas de *Cluster com padronização* e de *Partição*. O termo áreas homogêneas de condição de vida é muito utilizado em estudos que objetivam medir as desigualdades sociais em saúde (GUIMARÃES et al, 2003; BARATA et al, 1999; SILVA et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999) e tem inserido no seu conceito a formação de grupos que sejam constituídos internamente por componentes o mais semelhantes possível. Considera-se que, quanto maior a diferença entre os componentes dos diversos grupos, maior é a heterogeneidade entre eles e conseqüentemente, mais sensível os estratos conformados serão para revelar as desigualdades. Dessa forma, a capacidade discriminatória das técnicas de agrupamento analisadas neste trabalho, em agregar os distritos em estratos de condição de vida o mais homogêneos possível internamente e mais heterogêneos possível entre eles, foi aspecto fundamental na avaliação de sua adequação. Assim, verificou-se que as técnicas que preencheram esses requisitos de forma mais satisfatória, também foram aquelas que permitiram melhor identificação nos diferenciais de condição de vida e de mortalidade, entre os estratos intermediários. Este trabalho mostrou que técnicas mais simples como a de *Escore 10* e *Escore 5*, que não precisam de recursos estatísticos mais elaborados e recursos humanos com maiores habilidades de informática, não parecem responder com a mesma eficácia que as técnicas metodologicamente mais minuciosas, aplicadas com o uso de programas estatísticos, como as *Clusters analysis*. Além disso, nas técnicas de *Escore 10* e *Cluster* que configuraram um maior número de estratos, observou-se não identificação de gradiente no risco de morrer de acordo com a condição de vida em algumas causas. Assim, estas técnicas foram consideradas menos eficazes para separar os estratos de forma que fossem reveladas as desigualdades na mortalidade, em especial, quando se considerou os estratos intermediários. A técnica *Escore 10*, como separou o conjunto de distritos em maior número de grupos, portanto menores (não mais homogêneos), permitiu visualizar que no caso dos serviços públicos que atendem a população quase de forma unânime, como água e lixo só os estratos com os níveis mais extremos de carência ficam descobertos. No entanto, percebe-se que pela característica do município de São Paulo, uma área

extremamente urbanizada, onde a desigualdade social é mais gritante entre os blocos extremos, com grande parcela da população espalhada entre estes dois pólos (situação muito favorável de um lado e extremamente desprivilegiada do outro) conseguiu-se discriminar melhor a condição de vida dos estratos e a influência desta, na mortalidade, quando foram agrupados os distritos em *quintis*, ao invés de *decis*. Porém, o número de estratos não é característica que defina por si a eficácia da técnica, considerando que a técnica de *Escore 5* apesar de ser mais simples de operacionalizar, não exigindo recursos estatísticos, não discrimina bem os estratos intermediários. As técnicas que separaram mais adequadamente os estratos de condição de vida (*Cluster com padronização e Partição*) refletiram os diferenciais na mortalidade com mais clareza na formação de gradiente. Ao se verificar a distribuição populacional nos estratos e a magnitude dos diferenciais de mortalidade expressa pelas diferentes medidas, reafirmou-se as técnicas de *Cluster com padronização e Partição* como as mais adequadas.

Na análise das técnicas de agrupamento, outra característica considerada, foi a distribuição da população de forma equilibrada nos estratos, em que se observou que grandes diferenças na contribuição populacional percentual entre os grupos sociais (estratos) geraram distorções nos resultados das desigualdades na mortalidade, refletida na ausência de gradiente nas taxas de mortalidade em função do estrato de condição de vida, resultado claramente identificado na técnica de *Partição com padronização*, na qual o estrato III contribui com apenas 1,24% da população do município e exatamente entre os estratos III e IV dessa técnica que se observou quebra do gradiente (sexo masculino) ou ausência (sexo feminino) de risco de morrer, por exemplo, na taxa geral de mortalidade. No que diz respeito ao ponto de corte para a composição dos estratos, observou-se que entre as alternativas trabalhadas (cinco, sete e dez estratos) as técnicas que separaram em cinco estratos mostraram-se mais adequadas, mesmo quando a única diferença entre elas era o ponto de corte, como é o caso das técnicas de *Escore 10 e Escore 5*.

A opção de aplicar ao mesmo conjunto de variáveis sociais, diferentes técnicas de agrupamento para conformação das áreas homogêneas, visou testar diferentes metodologias no sentido de identificar aquela (s) que seria mais adequada na identificação e monitoramento das desigualdades sociais em saúde, como uma alternativa aos níveis locais (secretárias municipais de saúde). A partir dos resultados obtidos verificou-se que técnicas

mais simples como a de *Escore* que não requerem pacotes estatísticos mais avançados apesar de diferenciarem os estratos não os separa de forma adequada, no entanto não devem ser descartadas, caso seja esta a alternativa local.

Embora a literatura direcionada à temática das desigualdades sociais em saúde, seja ampla, com muitos estudos empíricos, trabalhos que comparam diferentes técnicas e métodos ainda são restritos. No entanto, alguns autores têm evidenciado resultados diferenciados no impacto das desigualdades sociais na mortalidade ao utilizarem medidas variadas de ocupação e renda para refletir a condição social da população. Nessa linha de abordagem, tem-se um estudo de coorte longitudinal, com duração de 9 anos, que acompanhou 229.851 pessoas nas faixa entre 25 a 64 anos, nos Estados Unidos. Nesse estudo, Gregorio et al (1997) utilizaram quatro formas (indicadores) para categorizar hierarquicamente em seis níveis a posição social de indivíduos, a partir da ocupação principal desses. Objetivando avaliar o efeito da posição social sobre a mortalidade, eles estimaram as taxas de mortalidade para cada um dos seis níveis hierárquicos de posição social. Um consistente padrão de aumento de risco de mortes para pessoas de posições inferiores na hierarquia social foi observado nas análises. Entretanto, os autores destacam que algumas disparidades foram notadas ao se comparar os resultados obtidos com as diferentes formas de categorização da posição social. A força da associação refletida pelo risco relativo entre a categoria de mais baixa posição social e a de mais alta variou no intervalo entre 1,47 e 1,92 para os homens e entre 1,23 e 1,55 para as mulheres, em função da categorização utilizada. Além desses efeitos, entre as subcategorias da população, esses pesquisadores também evidenciaram efeito modificador em relação a gênero em duas das formas de categorização. Apesar das restrições, os autores respaldam a utilização de qualquer uma das formas de categorização utilizada. Resultados distintos, também foram verificados por Kennedy et al (1996) em um estudo ecológico, no qual utilizaram o índice de Robin Hood e o coeficiente de Gini para investigar o efeito da concentração de renda na mortalidade nos Estados Unidos. Enquanto o índice de Robin Hood mostrou forte associação com causas específicas de mortalidade, o coeficiente de Gini não se mostrou correlacionado, levando os autores a concluir que a escolha da medida de distribuição de renda afeta a relação com a mortalidade. No estudo de Barata & Ribeiro (2000), esses pesquisadores ao verificarem a correlação entre a urbanização, a pobreza e a desigualdade

econômica com as taxas de homicídios no Estado de São Paulo, utilizaram como indicadores de desigualdade na distribuição de renda, o coeficiente de Gini e a Razão entre o volume de renda apropriado pelo percentil 90 da população e o volume de renda correspondente ao percentil 20. A correlação entre as taxas de homicídio e a razão de rendas entre os percentis 90 e 20 da população mostrou-se forte, direta e significativa. No entanto, em relação ao coeficiente de Gini, os autores referem que “nos municípios paulistas, o coeficiente de Gini, enquanto indicador de concentração de renda, não mostrou forte correlação com as taxas de homicídio. O efeito da concentração só se tornou visível quando o cálculo da curva do indicador de concentração permitiu controlar o tamanho da população”. E sugerem que à medida que aumenta o tamanho da população urbana e a renda média mensal dos chefes de família, a concentração de renda, avaliada pelo coeficiente de Gini ou pela razão entre os percentis 90 e 20, torna-se fator importante na ocorrência de homicídios.

5.2.2 - Comparando o Impacto de Diferentes Medidas na Magnitude das Desigualdades Sociais na Mortalidade

Existe uma vasta bibliografia sobre as vantagens e limitações das diversas medidas que podem ser utilizadas para refletir a magnitude das desigualdades sociais em saúde, inclusive com aplicação prática, em especial na mortalidade (WAGSTAFF et al, 1991; KUNST, 1997; MACKENBACH & KUNST, 1997; SZWARCWALD et al, 2002; LLORCA et al, 2000; BACALLAO et al, 2002; DUARTE et al, 2002; NUNES et al, 2001, BORREL, 1997). A possibilidade de diferentes medidas sugerirem distintas conclusões, também está descrita na literatura (WAGSTAFF et al, 1991; KUNST, 1997; SCHNEIDER et al, 2002). No entanto, percebeu-se carência de estudos que analisam seus dados enfatizando as diferentes conclusões que as medidas podem trazer, quando estudadas isoladamente, no que se refere ao impacto das desigualdades sociais na mortalidade, por causa, gênero, faixa etária ou sexo. Neste trabalho, ao se analisar a magnitude das desigualdades sociais nas taxas de mortalidade dos estratos de condição de vida, verificou-se que a aplicação de diferentes medidas pode em situações específicas, levar a distintas conclusões, seja em relação a gênero, seja em relação ao *ranking* obtido pelas diferentes causas.

Nesse aspecto, destacou-se o índice de dissimilaridade (ID%) apresentando comportamento diferenciado daquelas medidas aplicadas mais usualmente e consideradas mais simples como o risco relativo e risco atribuível, que comparam dois grupos socialmente distintos, e o risco atribuível populacional percentual que teve como referência o estrato de melhor condição de vida.

Nesse sentido, tomando-se o grupo das causas externas como exemplo, ao se fazer uma análise por gênero, verificou-se que as medidas risco relativo, risco atribuível percentual e risco atribuível populacional percentual refletiram com um pouco mais de intensidade as desigualdades sociais nas mortes femininas, para as quatro causas trabalhadas (homicídios, suicídios, acidentes de trânsito e outras externas). O índice de dissimilaridade (ID%) manteve esse padrão para os suicídios, acidentes de trânsito e outras externas, porém nos óbitos por homicídios esta medida refletiu com mais intensidade as desigualdades sociais no sexo masculino. Ao aplicar nas taxas de mortalidade por homicídio, outras medidas de desigualdade referidas na literatura como mais confiáveis e sofisticadas (WAGSTAFF et al, 1991; KUNST, 1997; MACKENBACH & KUNST, 1997; SCHNEIDER et al, 2002) como o índice de efeito (β) da regressão linear e o índice e a curva de concentração, foram obtidos resultados similares ao identificado com o índice de dissimilaridade. Isto é, o impacto das desigualdades sociais nos óbitos por homicídios, em relação a gênero, apresentou-se mais intenso no sexo masculino quando a magnitude foi avaliada com medidas que incorporam na análise, as taxas de mortalidade dos estratos intermediários, considerando ou a distribuição proporcional da população (índice e curva de concentração e índice de dissimilaridade) ou o gradiente nas taxas de acordo com uma variável social (índice de efeito da regressão linear).

No grupo das causas externas, têm-se as medidas de risco (risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual), apontando os suicídios, tanto em homens, como em mulheres, como a causa de morte menos reveladora das desigualdades sociais. Porém, o índice de dissimilaridade (ID%) coloca esta causa como a mais reveladora dessas desigualdades nas mortes femininas, no grupo das externas. Ou seja, mais uma vez, o índice de dissimilaridade, como medida que inclui os estratos intermediários e seus respectivos percentuais populacionais na análise, mostrou resultado diferenciado das medidas de cálculo mais simples, como risco relativo e risco atribuível

percentual, que trabalharam apenas com dois estratos sociais e do risco atribuível populacional percentual, que apesar de ser uma medida de impacto total, não considera a influência de cada estrato especificamente, mas sim o impacto na população, em referência ao estrato mais favorecido.

Ainda em relação às especificidades de resultados com o índice de dissimilaridade, tem-se no grupo das neoplasias esta medida destacando as mortes femininas por câncer de colón, reto e ânus como mais impactadas pelas desigualdades sociais, enquanto o risco relativo, atribuível percentual e atribuível populacional percentual, apontaram neste sexo, os óbitos por câncer de estômago como causa mais reveladora dessas desigualdades.

É fácil entender a possibilidade do índice de dissimilaridade (ID%) levar a resultados diferenciados quando comparado aos resultados obtidos com as outras medidas (RR, RA% e RAP%), pois o índice de dissimilaridade, diferentemente das medidas de risco, além de incluir no seu cálculo a variação das taxas de mortalidade nos estratos intermediários, incorporou a proporção da população nestes estratos, ou seja, refletiu que o impacto das desigualdades sociais nas mortes nas situações referidas revelaram-se com magnitude diferenciada quando se considerou todos os grupos analisados e o tamanho desses. O índice de dissimilaridade, apesar de ser destacado por autores como Schneider et al (2002) e Mackenbach & Kunst (1997), por seu caráter “redistributivo”, e desta forma inoportuno para aplicação na lógica de eventos de mortalidade ou morbidade, vem sendo utilizado em vários estudos desta linha (PAPPAS et al, 1993; SZWARCOWALD et al, 2002; MACKENBACH & KUNST, 1997) e sugerido por autores como Pappas et al (1993) que refere ser importante a utilização de um índice de dissimilaridade, em tendências temporais, em que a comparação entre as taxas de mortalidade apenas entre os grupos que se localizam no "topo" e na "base" da pirâmide de educação e salário, podem levar a resultados distorcidos, considerando que em períodos diferentes, pode haver diferentes proporções da população em variados níveis de educação e salário.

Nos resultados deste estudo, o índice de dissimilaridade mostrou ter aplicabilidade como alternativa para o reconhecimento das desigualdades. O fato de não discriminar em que grupo esses eventos estão mais concentrados, uma das grandes desvantagens desta medida (NUNES et al, 2001) pode ser “neutralizado” por uma análise

descritiva da variação do evento estudado entre todos os grupos, assim como com o uso associado de outros indicadores. E quanto à lógica redistributiva, entende-se que, não é a medida selecionada que irá determinar de que forma essas desigualdades serão solucionadas, mas para que haja monitoramento do impacto das desigualdades sociais na saúde e intervenções sejam avaliadas, é necessário não descartar qualquer possibilidade “responsável” de avaliação sistemática do impacto das desigualdades sociais na saúde.

Além do índice de dissimilaridade, observou-se que a medida risco atribuível populacional percentual também apresentou comportamento diferenciado, porém em duas situações específicas. Uma no grupo das neoplasias, em que nas mortes masculinas, o “RAP%” destacou os cânceres de traquéia, brônquios e pulmão como mais impactados pelas desigualdades sociais, enquanto as outras medidas (RR, RA% e ID%) indicaram as mortes masculinas por câncer de colón, reto e ânus, como mais influenciadas por estas condições. Além disso, na análise da mortalidade geral por gênero, esta medida (RAP%) se apresentou mais elevada nas taxas masculinas, enquanto as outras medidas (RR, RA% e ID%) revelaram maior influência da condição de vida nas mortes femininas.

Ao se consultar a literatura, observou-se que resultados de outros autores também sugerem que o estudo das desigualdades sociais em saúde a partir da análise isolada de uma ou outra medida de iniquidade pode ocasionar conclusões divergentes.

Turrel & Mathers (2000), por exemplo, ao estudarem a tendência da mortalidade na Austrália, por características socioeconômicas, referem que ao utilizarem o risco relativo e o coeficiente de Gini, com este último, a magnitude dos diferenciais entre os grupos foi maior. Além disso, a partir das tabelas disponibilizadas no artigo desses autores, em que apresentam resultados estatisticamente significativos ($p < 0,001$), identificou-se que estes, ao utilizarem as medidas risco relativo e risco atribuível populacional percentual, para avaliar o impacto das iniquidades sociais, em várias causas de mortes por faixa etária e sexo, obtiveram resultados diferenciados, a depender da medida utilizada, sendo que este aspecto não é destacado na publicação. Os autores observaram, que na faixa de 15-24 anos, no período de 1995 a 1997, todas as causas de morte estudadas, revelaram com maior intensidade, as desigualdades no sexo masculino, com a aplicação do risco relativo. Ainda no estudo da Austrália, na faixa de 25 a 64 anos, com o risco relativo, das catorze causas

estudadas, oito mostraram maior desigualdade também nos homens. Entretanto com a aplicação do risco atribuível populacional percentual, verificou-se que as desigualdades foram em todos os grupos de causas e faixas etárias, invariavelmente maiores para o sexo feminino. Os resultados de Turrel & Mathers (2000) mostram ainda que, para as mulheres de 25 a 64 anos, no período de 1995 a 1997, enquanto o risco relativo apresentou-se mais elevado nas mortes por diabetes mellitus, o risco atribuível populacional percentual, mostrou-se mais elevado nas mortes por doenças coronarianas. Isto é, os resultados desses autores corroboram com a possibilidade de se identificar diferenças no impacto das desigualdades sociais no risco de morrer, por causa e sexo, em função da medida analisada.

Ao exemplificar a aplicação de medidas de iniquidades em estudos de tendências com dados de morbidade e mortalidade na Finlândia, por categoria educacional ou ocupacional, Kunst (1997) e Mackenbach & Kunst (1997) identificaram aumento substancial das desigualdades ao utilizar as medidas risco relativo e risco atribuível percentual, para medir os diferenciais na saúde entre a categoria do topo e a categoria da base da pirâmide. No entanto, os autores referem que com a aplicação do risco atribuível populacional, os diferenciais mostraram-se discretos, voltando a se revelarem com intensa magnitude ao serem medidos pelo índice de dissimilaridade. Os autores explicam as diferenças na magnitude das tendências, pelas especificidades das medidas. Assim, por exemplo, o índice de dissimilaridade, que leva em consideração a distribuição de todos os grupos sociais, aumentou, substancialmente, porque a distribuição dos estratos ocupacionais e educacionais tornou-se mais heterogênea, ou seja, ocorreu maior diferenciação dessas categorias, no interior da população. Já o risco atribuível populacional teria refletido menor impacto, porque ocorreu um aumento proporcional dos grupos do topo da pirâmide, assim a proporção de redução na mortalidade da população para que esta experimentasse a situação do grupo mais favorável foi menor, ou seja, isto provocou um aumento modesto desta medida. Já as medidas risco relativo e risco atribuível, não levam em consideração o comportamento da população, mas apenas de dois grupos, usualmente os mais extremos, os quais nesse caso, distanciaram-se ainda mais.

Middelkoop et al (2001) investigaram numa área urbana (The Hague) da Holanda, no período de 1982-1991, quais as causas específicas de morte contribuíram mais para os diferenciais socioeconômicos. Nesse trabalho, de acordo com a medida de

iniqüidade utilizada, a seqüência de causas que mostraram maior impacto foi alterada. Quando os autores utilizaram o coeficiente de regressão para medir a associação entre taxa de mortalidade específica e escore de privação, observaram para o sexo masculino as mortes por homicídios como mais impactadas pelos diferenciais socioeconômicos e no sexo feminino as mortes por diabetes mellitus. Já ao calcular o excesso de mortalidade da área com escore de privação mais alto em relação à área com escore de privação mais baixo, eles identificaram tanto para homens como para mulheres, as doenças isquêmicas do coração como as mais influenciadas pelos diferenciais socioeconômicos.

Em um artigo crítico sobre os vários métodos empregados para medir as desigualdades em saúde, Wagstaff (1991) sugere analisar com cautela estudos que usam outras medidas que não *slope index* e o índice e curva de concentração, pois segundo esse autor, apenas esses indicadores preenchem os três requisitos (refletir a dimensão socioeconômica das desigualdades em saúde; refletir a experiência da população como um todo; ser sensível as mudanças na distribuição da população entre os grupos socioeconômicos) mínimos necessários para serem confiáveis. Reportando-se a dados de outros pesquisadores, ele exemplifica que em alguns casos o uso do índice de concentração direciona a diferentes conclusões no que se refere à extensão das desigualdades em saúde. E destaca ainda que, no trabalho de Vagerö & Lundberg (1989), o uso do risco relativo indicou menor grau de desigualdade por doenças crônicas na Suécia do que na Inglaterra e País de Gales, enquanto o índice de concentração levou, exatamente, à conclusão oposta.

A análise e discussão dos resultados neste tópico, não têm a intenção de induzir a escolha da melhor medida, pelo contrário, essas devem ser vistas como complementares, e nenhuma delas deve ser considerada superior, pois apontam diferenciadas vertentes analíticas do impacto da desigualdade social na mortalidade e têm vantagens e limitações. Discorda-se, por exemplo, com o que se refere à falta de confiabilidade para medidas de fácil cálculo e interpretação, como o risco relativo, mas, recomenda-se associar alternativas que reflitam diferentes aspectos das desigualdades sociais na saúde. Ao se destacar situações em que ocorreram divergências nos resultados entre algumas medidas, verificou-se que as especificidades foram em relação à magnitude. No entanto, os

resultados sugerem que todas as medidas mostraram-se sensíveis para refletir o impacto das desigualdades sociais na mortalidade. Observou-se, também, que para medir as desigualdades sociais na mortalidade no espaço intra-urbano de São Paulo, a partir de uma metodologia similar para agrupamento das áreas, pareceu tornar-se desnecessário aplicar todas as medidas utilizadas neste trabalho, e muito menos o *pool* de opções sugeridas pela literatura específica. Assim, a seleção das medidas deve estar em coerência com os objetivos da investigação, sem descartar as medidas de cálculo mais simples que podem ser bastante úteis no cotidiano dos serviços de saúde pública, para a identificação e monitoramento dessas desigualdades. Enfim, a partir das diferentes medidas de desigualdade aplicadas neste trabalho, foi possível traçar um perfil do impacto das disparidades sociais na mortalidade por causas, gênero e faixa etária no município de São Paulo, para o ano de 1999, que será discutido no tópico a seguir.

5.3 - CAUSAS, FAIXA ETÁRIA E SEXO EM QUE AS DESIGUALDADES SOCIAIS NA MORTALIDADE MOSTRARAM-SE MAIS REVELADORAS

É grande a diversidade de trabalhos que avaliam o impacto das desigualdades sociais na mortalidade. Este estudo se diferencia pela diversidade de metodologias utilizadas, na obtenção e análise dos resultados, além da abrangência de critérios observados. Neste tópico, a partir de uma análise comparativa dos resultados identificados neste trabalho, com o apresentado na literatura especializada, discutiremos o perfil de desigualdades apreendido, a partir das diferentes metodologias aplicadas, destacando as faixas etárias e causas específicas de morte, nas quais as desigualdades sociais estiveram reveladas com maior intensidade.

Mortalidade Geral

Ao analisar as taxas de mortalidade geral nos estratos, este estudo identificou a existência de diferenciais, de acordo com a condição de vida, em ambos os sexos, desfavorecendo invariavelmente a população daquele grupo mais precário socialmente, em

todas as técnicas de agrupamento aplicadas. Apesar da magnitude dessas diferenças não parecer ampla, verificou-se um gradiente crescente no risco de morrer com a piora na condição de vida. O risco relativo (RR) entre as taxas dos estratos de melhor e pior condição de vida alcançou valor máximo de 1,59; o risco atribuível populacional percentual (RAP%) atingiu como valor mais elevado 28,92%, e o índice de dissimilaridade (ID%) obteve 5,69% como valor mais alto. Essas desigualdades foram reveladas nas diferentes formas de agrupar os distritos, em geral com intensidades muito próximas; e mesmo na técnica de *Escore 5* em que os valores da maioria das medidas (RR, RA% e RAP%) sugerem um menor impacto, o padrão observado foi mantido.

Numa análise desses diferenciais por gênero, observou-se que o RR e o RA% apontam valores praticamente similares para ambos os sexos, com discreta desvantagem para o feminino; o ID (%) com valores um pouco mais elevados para o sexo feminino e o RAP (%) mostrando pequena desvantagem para o sexo masculino.

Essas desigualdades na mortalidade geral, desfavorecendo populações com menor acesso a condições favoráveis de vida, são reportadas por outros pesquisadores, tanto em estudos de base individual, como de base ecológica. Alguns autores utilizam variáveis específicas como escolaridade (BORREL et al, 1999; PAES-SOUSA, 2002; PAPPAS, 1993), ocupação (TOWNSEND & DAVIDSON, 1982; GREGORIO et al, 1997) e renda (KENNEDY et al, 1996; KAVACHI et al, 1997; PAPPAS, 1993) enquanto outros, agrupam diferentes variáveis para classificar grupos sociais (MIDDELKOOP et al, 2001; TURRELL & MATHERS, 2000; MICHELOZZI et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999; SANTOS & NORONHA, 2001; SILVA et al, 1999).

Nas áreas urbanas de Barcelona e Madrid na Espanha, por exemplo, Borrel et al (1999), ao desenvolverem um estudo de base individual para investigarem as diferenças na mortalidade de acordo com o nível educacional, encontraram taxas de mortalidade cerca de três vezes mais elevadas na população masculina sem escolaridade quando comparada àquela com alto nível de escolaridade. Para a população feminina, as taxas foram cerca de cinco vezes mais elevadas para o grupo sem educação, mostrando maior desigualdade nesse sexo, o que de forma mais discreta foi identificado nesse trabalho com a maioria das medidas.

Em um estudo ecológico, desenvolvido na área metropolitana de Roma, Michelozzi et al (1999) encontraram riscos relativos de 1,19 para os homens e de 1,07 para as mulheres ao compararem a taxa geral de mortalidade do grupo de nível social mais elevado com aquele de nível mais precário, destacando que a associação masculina foi estatisticamente significativa ao contrário da feminina. Esse maior impacto das desigualdades sociais na mortalidade geral do sexo masculino assemelha-se com o identificado no estudo objeto dessa discussão, ao se utilizar o índice de dissimilaridade como medida.

Num estudo desenvolvido na Austrália, por Turrell e Mathers (2000), o risco relativo entre a taxa de mortalidade geral da área de pior condição social, com aquela mais privilegiada, no período de 1995-1997, foi de 1,62 para os homens e de 1,45 para as mulheres.

Num estudo realizado nos Estados Unidos para investigar a tendência da disparidade na mortalidade entre grupos socioeconômicos, nos períodos de 1960 e 1986, Pappas et al (1993) confirmam a relação inversa entre mortalidade e estrato social. Esses autores afirmam que, com o aumento dos níveis de educação, as taxas de mortalidade padronizadas por idade caem entrem homens e mulheres, brancos ou negros, não apenas entre o topo e a base, mas em toda a distribuição. A taxa de mortalidade para homens brancos do mais baixo nível educacional foi duas vezes e meia a identificada para homens brancos do mais alto nível educacional. Relações similares foram encontradas quando eles utilizaram renda, como medida de estrato social.

Estudando numa coorte americana a relação entre posição social baseada na ocupação e mortalidade em uma grande coorte americana, Gregório et al (1997) verificaram que o risco de morte foi, consistentemente, mais elevado entre pessoas com mais baixas posições na hierarquia social. Ao comparar as taxas da categoria inferior com a de melhor qualificação, esses autores encontraram riscos relativos que variaram entre 1,47 e 1,92 para os homens e entre 1,23 e 1,55 para as mulheres.

Na área urbana de Hague na Holanda, com uma investigação também de base ecológica, Middelkoop et al (2001) encontraram através da análise de regressão linear, aumento das taxas de mortalidade geral com o aumento do escore de privação. Esses autores colocam que essa relação foi, igualmente pronunciada para ambos os sexos.

Riscos relativos de 1,29 para o sexo masculino e de 1,53 para o sexo feminino, foram encontrados por Drumond & Barros (1999), ao investigarem as desigualdades sócio-espaciais na mortalidade do adulto no município de São Paulo, mesmo espaço desse estudo, com dados do período de 1990 a 1992, ao compararem a taxa de mortalidade geral da área homogênea com as melhores condições sócio-ambientais com a de pior condição sócio-ambiental.

Risco de 1,56 foi encontrado por Paes-Sousa (2002) ao comparar taxas de mortalidade geral das áreas com dominância de chefes com baixa escolaridade, em comparação àquelas com predominância de chefes com alta escolaridade, na cidade de Belo Horizonte.

Risco de 1,80 foi identificado por Silva et al (1999) ao compararem a taxa geral de mortalidade da área de melhor condição de vida, da cidade de Salvador, com àquela mais precária socialmente.

Observou-se que mesmo com as limitações inerentes a um indicador tão abrangente como a taxa de mortalidade geral, foi possível neste estudo identificar desigualdades sociais na mortalidade. Ao comparar esses achados, com o de outros autores, em especial nos estudos de abordagem ecológica, percebe-se magnitudes que não se distanciam da identificada neste trabalho, ao se usar o risco relativo das taxas dos grupos mais afastados socialmente.

Ao se verificar esses diferenciais por gênero, segundo o risco relativo entre as taxas de mortalidade geral dos estratos de pior e de melhor condição de vida, foram observados neste estudo, valores muito próximos, para ambos os sexos, com discreta desvantagem para o sexo feminino, em quase todas as técnicas de agrupamento de distrito aplicadas. A proximidade desses diferenciais entre os sexos está presente em vários dos trabalhos referidos, no entanto, alguns apresentam riscos mais elevados para o sexo feminino (BORREL et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999) e outros para o sexo masculino (MICHELOZZI et al, 1999; TURREL & MATHERS, 2000; GREGORIO et al, 1997). Neste estudo, apenas para a técnica de *Cluster com padronização*, identificou-se risco relativo que desfavorece, mesmo que ainda com discreta diferença, o sexo masculino.

Mortalidade por Faixa Etária

Ao se analisar os diferenciais de mortalidade específica por faixa etária, entre os estratos, verificou-se neste trabalho que embora as desigualdades sociais estejam presente em praticamente todos os intervalos de idade, o impacto mostrou-se mais intenso na população adulta jovem, em ambos os sexos. Para o sexo masculino as faixas etárias que refletiram, com maior intensidade, as desigualdades no risco de morrer entre os estratos foram de 25 a 34 anos (RR=2,62) e 15 a 24 anos (RR=2,50). Sendo esta última a que também apresentou risco relativo mais elevado no sexo feminino (RR=2,27).

A tendência foi de que a magnitude da desigualdade identificada na primeira infância (0-4 anos) diminua na faixa seguinte (5 – 9 anos) e volte a subir progressivamente entre 10 e 34 anos, apresentando a partir de então, declínio continuado. Esse perfil foi melhor visualizado no sexo masculino, considerando que as taxas femininas sugerem um novo aumento nesses diferenciais na faixa que vai entre 55 e 74 anos, voltando a declinar, a partir de então. Para cada morte de criança de 0 a 4 anos, do estrato de melhor condição de vida, da técnica de *Cluster com padronização*, por exemplo, pode-se esperar aproximadamente uma morte e meia (RR=1,50) no estrato de pior condição. Na faixa de 15-24 anos esse risco aumenta para 2,50 nos homens e 2,27 nas mulheres, caindo para 2,10 e 2,14, respectivamente, na faixa de 35 a 44 anos e alcançando valores muito próximos de 1,0 (um) para ambos os sexos, na faixa acima dos 74 anos. Nas faixas em geral, a análise do impacto das desigualdades nas mortes, em função do gênero, sugere desvantagem para o sexo feminino. No entanto entre 15 a 34 anos, percebe-se maior influência do social nas mortes masculinas.

Essa presença de desigualdades sociais na mortalidade por faixa etária, com maior importância na população jovem, encontra respaldo em outros estudos. O *The Black Report* (TOWNSEND & DAVIDSON, 1982) relata que em todas as idades, na Inglaterra, pessoas da categoria ocupacional V (não qualificados) apresentaram taxas de mortalidade mais elevadas quando comparadas àquelas de categorias ocupacionais mais especializadas. Os autores mostram que entre os grupos etários analisados, os riscos mais elevados foram identificados nos menores de 1 ano, com os filhos de trabalhadores manuais não qualificados apresentando taxas de mortalidade de até 3 vezes a identificada para aqueles de trabalhadores profissionais. Segundo os autores, esse risco declina na faixa de 1 a 14

anos, com maior desigualdade no sexo masculino. A queda na magnitude dos diferenciais se mantém marcadamente na fase entre 15 a 64 anos, com riscos semelhantes para ambos os sexos (RR=2,5), porém, nesse intervalo, as desigualdades aparecem com maior ênfase no grupo de 20 a 30 anos, e com menor impacto no grupo de idosos.

Um outro trabalho, que apresenta conclusões concordantes com as nossas, foi desenvolvido por Borrel et al (1999) nas cidades de Barcelona e Madrid. Esses autores descrevem, no estudo intra - urbano de base individual, a existência de desigualdades na mortalidade de acordo com o nível social, medido pela educação, entre a população acima de 24 anos em ambas as cidades. Nos seus resultados, eles destacam que essas diferenças são mais importantes para a população jovem (25 – 34 anos) do que para a de meia idade e idosa. Os riscos mais elevados, entre os grupos mais afastados educacionalmente, foram verificados para o sexo masculino, tanto em Madrid (RR=7,08) como em Barcelona (RR=6,02).

Num estudo ecológico realizado no município de São Paulo, para analisar desigualdades na mortalidade do adulto de 15 a 64 anos, Drumond & Barros (1999), assim como neste estudo, identificaram maior diferencial entre as áreas de melhor e pior condições sócio-ambientais, na faixa de 15 a 24 anos no sexo masculino (RR=1,9). No entanto segundo os autores, essa faixa foi para o sexo feminino a que apresentou menor desigualdade (RR=1,2), com o risco relativo para esse sexo aumentando após os 25 anos.

Ao analisarem o impacto das desigualdades sociais na mortalidade, em três faixas etárias específicas (15-44; 45-64 e 65 anos e mais), de acordo com um indicador social, na área metropolitana de Roma, Michelozzi et al (1999) encontraram maior disparidade para a faixa de 15 a 44 anos, em ambos os sexos. Entre os homens, esses autores identificaram um excesso de 72% (RR=1,72) de mortes no grupo de nível socioeconômico inferior quando comparado ao superior. Para as mulheres, esse excesso foi de 7% (RR=1,07), sem significância estatística.

Na cidade de Salvador, Silva et al (1999), ao analisar diferenciais de mortalidade nas faixas de 0-4 anos; 5-19 anos; 20-39 anos; 40-64 anos e 65 e mais, entre estratos sociais, encontraram riscos relativos mais elevados no primeiro (2,4) e terceiro (2,4) intervalos de idade. Na faixa mais idosa, o risco diminuiu chegando a 1,4, mostrando tendência de maiores diferenciais nas faixas mais jovens do que nas idosas.

A discussão dos resultados em relação às desigualdades nas mortes por causa específica, entre os estratos de condição de vida, será abordada no tópico a seguir. Essa análise facilitará o entendimento do maior impacto das condições de vida nas mortes de adultos jovens, neste trabalho.

Análise por Causas

Na análise das causas de morte que se mostraram mais sensíveis ao impacto das desigualdades sociais, tem-se em ambos os sexos, os homicídios no grupo das externas; as doenças cerebrovasculares no grupo das cardiovasculares; e o câncer de cólon, reto, e ânus e de estômago, no grupo das neoplasias. No sexo masculino destaca-se ainda o câncer de traquéia, brônquios e pulmão e no feminino a aids.

Entre todos os grupos de causas estudados, a análise dos resultados sugere que na maioria delas, o grupo de condição de vida mais precária apresenta maior risco de morte. No entanto, algumas causas apresentam relação inversa, com as desigualdades desfavorecendo os estratos com melhor condição de vida. Nesse sentido, destacam-se, em ambos os sexos, os suicídios, o câncer de traquéia, brônquios e pulmão e de cólon, reto e ânus. Adicionalmente, no sexo masculino, o câncer de próstata e a aids, e no sexo feminino, o câncer de mama. Estudos anteriores descrevem a não associação de algumas destas causas, a condições socioeconômicas desfavoráveis, ou ainda, a associação com melhores condições socioeconômicas (BORREL et al, 1999; DRUMOND & BARROS, 1999; DUARTE et al, 2002; LOCHNER et al, 2003; MIDDELKOOP et al, 2001; SANTOS & NORONHA, 2001; MICHELOZZI et al, 1999). Algumas tentativas de explicação podem ser feitas para esses achados.

No caso do câncer de mama, por exemplo, a relação positiva, entre nível socioeconômico e maior taxa de mortalidade por essa neoplasia tem sido amplamente descrita (BUSTAMANTE, 1992; DUARTE et al, 2002; BORREL et al, 1999; MIDDELKOOP et al, 2001; MICHELOZZI et al, 1999; KELSEY & HORN-ROSS, 1993). A natureza dessa associação ainda não está totalmente esclarecida, assim como para as

neoplasias em geral, mas a etiologia do câncer de mama vem sendo objeto de inúmeras investigações. Para Sasco (2003), os fatores de risco para o câncer de mama são inerentes à vida reprodutiva da mulher, fatores hormonais, dieta, genética, e em algumas partes específicas do mundo, destaca ainda, a exposição à radiação e algumas substâncias químicas. Key et al (2003) referem que os principais fatores de risco para câncer de mama estão relacionados a hormônios e dieta. No que se refere à dieta, esses autores destacam que populações com alta ingestão de alimentos ricos em gordura, geralmente apresentam maior incidência dessa doença e ainda que a obesidade aumenta o risco de câncer de mama em torno de 30% para as mulheres no período pós-menopausa. Os estudos de Olaya-Contreras et al (1999) realizado no México e de Tovar-Guzmán et al (2000) desenvolvido na Colômbia, mostram que alto nível socioeconômico, primeira gestação tardia, nuliparidade, a não lactância e antecedentes familiares de câncer de mama são fatores fortemente associados ao aparecimento dessa doença. Esse perfil reprodutivo de risco, para essa patologia, reconhecidamente de países desenvolvidos, tem sido freqüentemente encontrado em mulheres de áreas urbanas de países latinoamericanos, como México, Colômbia e Brasil, em especial, nas áreas com condições socioeconômicas mais favoráveis (MARTINS & ALMEIDA, 2001; TOVAR-GUZMÁN et al, 2000; OLAYA-CONTRERAS et al, 1999). Para o município de São Paulo, o estudo de Martins & Almeida (2001) mostra a coexistência de distintos padrões reprodutivos, com as mulheres residentes de áreas de maior Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) apresentando menor número médio de filhos (1,67) e cúspide mais tardia de fecundidade (25 a 29 anos) do que as residentes em áreas de menor IDH, as quais têm em média 2,62 filhos e cúspide mais precoce de fecundidade (20 a 24 anos). Assim, a identificação neste estudo, de maiores taxas de mortalidade por câncer de mama nos estratos de melhor condição de vida, sugere coerência com a literatura consultada.

Num estudo de abrangência nacional, Duarte et al (2002), ao analisarem os diferencias na mortalidade por causas específicas entre Estados brasileiros, apontam entre outras conclusões, que as maiores taxas de mortalidade por câncer de mama e pulmão estão associadas aos Estados com as mais altas taxas de alfabetização e escolaridade. Esses resultados sugerem que as taxas mais elevadas de mortalidade por estas causas, verificadas no estrato de melhor condição de vida, neste estudo, composto pelos distritos de São Paulo,

os quais apresentam as melhores condições de escolaridade e renda, encontram concordância com o conjunto de trabalhos publicados, apesar das diferenças metodológicas, em especial, no que se refere às unidades de análise.

No caso do câncer de pulmão, a análise é mais complexa, tendo em vista a estreita relação com a dinâmica da prevalência do hábito de fumar nos diferentes estratos sociais nas décadas que antecederam o estudo (DRUMOND & BARROS, 1999). Avalia-se que o tabagismo é o principal fator de risco para o câncer de pulmão e para outras doenças crônicas. Cerca de 20% de todas as mortes ocorridas nos países desenvolvidos decorrem do tabaco (PETO et al, 1992). Considerando a política restritiva à indústria do fumo, adotada em vários países desenvolvidos, estima-se que os problemas de saúde decorrentes do tabaco terão crescimento mais significativo nas regiões mais pobres. Nesse sentido, em função dos segmentos populacionais de melhor nível socioeconômico terem maior acesso à informação e a condições que possibilitam a adoção de comportamentos mais saudáveis (JARVIS & WARDLE, 1999) prevê-se que os problemas de saúde decorrentes do tabaco tenderão a ampliar as desigualdades sociais em saúde. Neste estudo, as taxas mais elevadas de câncer de pulmão foram identificadas nos estratos mais favorecidos socialmente, os quais são constituídos, predominantemente, por distritos das áreas centrais do município. Nesse aspecto, o fato das áreas centrais do município de São Paulo apresentarem maior poluição atmosférica pela concentração das emissões dos veículos automotores, poderia estar contribuindo parcialmente para os diferenciais destas causas de morte com prejuízo para os grupos de melhor condição de vida (DRUMOND & BARROS, 1999). Outros estudos têm destacado a relação direta entre melhores condições sociais e câncer de pulmão (BORREL et al, 1999).

Quanto aos suicídios, alguns estudos têm mostrado essa relação direta entre melhores condições socioeconômicas e aumento do risco de morrer (TURREL & MATTERS, 2000; DRUMOND & BARROS, 1999; LIMA & XIMENES, 1998; BARROS, 1991) e outros não encontram um padrão definindo de distribuição, destacando que as taxas não aumentam com a piora de condição de vida (MARIN-LEÓN & BARROS, 2003).

No que se refere aos óbitos por câncer de colón, outros autores (MIDDELKOOP et al, 2001; DRUMOND & BARROS, 1999; LYNCH et al, 1975) têm evidenciado, assim como neste estudo, relações positivas entre essas mortes e condições favoráveis de vida.

Para o câncer de próstata, os resultados deste estudo mostram taxas de mortalidade próximas entre os estratos, com uma discreta tendência de risco aumentado nos estratos de melhor condição de vida. Na literatura consultada, observa-se carência de estudos direcionados às desigualdades sociais na mortalidade, por esta causa, no entanto, vários trabalhos analisam a incidência do câncer de próstata por condição social, os quais sugerem divergência quanto à relação dessa doença com condições socioeconômicas. No estudo de Pukkala & Weiderpass (2002), por exemplo, os autores ao analisarem a variação por categoria social da incidência de câncer de próstata, encontraram taxas 40 a 50% mais elevadas no grupo social I (o mais privilegiado socialmente) quando comparadas as taxas do grupo social IV (o mais precário socialmente). Outro estudo que aponta relação positiva entre essa doença e posição social favorável é o de Nilsen et al (2000), em que os autores identificaram risco em torno de 56% mais elevado para os homens com alto nível de escolaridade, quando comparados aos menos educados formalmente. No entanto, alguns estudos (ROBBINS et al, 2000; KRIEGER et al, 1999) relatam inconsistência na associação da incidência de câncer de próstata e condição social.

No que se refere aos óbitos por aids, no sexo masculino, neste trabalho verificou-se proximidade nos valores das taxas dos estratos de melhor e pior condição de vida, com tendência de diminuição do risco com a piora da condição de vida, fenômeno melhor visualizado com a curva de concentração e o gráfico de regressão, por refletirem os diferenciais entre os estratos intermediários. Considerando a técnica de *Cluster com padronização*, por exemplo, os estratos II (24,92) e III (24,53) e IV (18,89) apresentaram maior número de óbitos em 100.000 habitantes do que os estratos I (16,51) e V (17,85). Esse perfil não causa surpresas, podendo ser explicado pelo estágio atual de transição da epidemia na região Sudeste. A epidemia de aids teve início nos estratos de maior nível socioeconômico, medido pelo grau de escolaridade, porém apresentou uma tendência progressiva de aumento da incidência em indivíduos com menor escolaridade até superar na

atualidade àquela encontrada para indivíduos com maior escolaridade, fato evidente na região Sudeste (FONSECA et al, 2000, FONSECA et al, 2002). No que se refere, especificamente, a cidade de São Paulo, DRUMOND & BARROS (1999) em trabalho anterior, com dados do período entre 1990 e 1992, identificaram maior risco de morrer por aids nos estratos mais privilegiados, destacando que o centro velho da cidade é caracterizado por decadência econômica e espaço de prostituição. Nesse sentido, considerando que o estrato II, que neste estudo apresentou taxa mais elevada, é composto totalmente por distritos da área central do município, esse perfil anterior ainda pode estar contribuindo para a proximidade das taxas entre os homens dos estratos de melhor e pior condição de vida. Para o sexo feminino, este trabalho evidenciou maior impacto da condição de vida nas mortes por aids, com o estrato de pior condição de vida apresentando, na técnica de *Cluster com padronização* risco de quase duas vezes o de melhor condição. Esse quadro é consequência da tendência da expansão da epidemia para as populações com menor escolaridade, principalmente no sexo feminino (FONSECA et al, 2002), além da tendência de homogeneização de risco entre os sexos (DRUMOND & BARROS, 1999), em especial pela exposição heterossexual.

Analisar o impacto das desigualdades sociais na mortalidade, tendo os homicídios como causa específica não é objetivo primário deste trabalho, no entanto, a magnitude das diferenças encontradas, estimulou a investigação na literatura da relevância desses achados. As mortes por doenças cerebrovasculares que ocuparam a segunda posição, no que diz respeito a refletir o impacto dos diferenciais entre os estratos, apresentaram magnitude de diferenciais bem menos intensos. Por exemplo, considerando os estratos de melhor e pior condição de vida da técnica de *Cluster com padronização*, o risco relativo identificado entre esses dois grupos para as taxas de homicídio foi de 4,10, enquanto para as doenças cerebrovasculares foi de 2,09. O risco atribuível populacional percentual foi de 66,12% para os homicídios e de 37,09% para as doenças cerebrovasculares e o índice de dissimilaridade que foi de 13,81% para os homicídios, para as cerebrovasculares foi de 10,74%. Os cânceres de estômago e de colón destacam-se em seguida, considerando os valores das medidas para ambos os sexos, apresentando riscos relativos entre os dois grupos extremos de 1,98 e 1,86 respectivamente. O risco atribuível populacional percentual que foi de 35,25% para o câncer de estômago, foi de 27,15% para o de colón, e o índice de

dissimilaridade apresentou-se mais elevado no câncer de colón (9,09%) do que no de estômago (6,68%).

Esse diferencial, bem mais marcante das desigualdades sociais nas mortes por homicídios neste trabalho, com prejuízo para a população dos estratos de pior condição de vida, explica em grande parte, o maior impacto dessas desigualdades terem sido identificadas nos óbitos que ocorrem nas faixas etárias correspondentes aos adultos jovens, em que predominam as mortes por homicídios em ambos os sexos. Uma outra explicação para diferenciais menos acentuados na meia idade, sugerido por alguns autores (DUARTE et al, 2002; BORREL et al, 1999; JEFFERS, 1996) que pode ser aplicado a este estudo, seria a mortalidade seletiva dos grupos socialmente desprivilegiados, nessa faixa etária. Ou seja, a morte precoce por algumas causas, neste trabalho especialmente os homicídios, estaria diminuindo nos estratos de pior condição de vida, o risco de aparecimento em idades mais avançadas, de doenças como as neoplasias, apesar dos fatores de risco estarem presentes. E ainda, essa participação negativa de algumas neoplasias, para os estratos de melhor condição de vida, estaria contribuindo para a diminuição das diferenças entre os estratos de melhor e pior condição de vida, nas faixas etárias de meia idade, as mais acometidas por estas causas. Jefferys (1996) refere ainda a hipótese de que os indivíduos de grupos mais desfavoráveis socialmente que sobreviveram até as idades mais avançadas, representam uma elite composta de indivíduos muito saudáveis que têm menos possibilidade de morrer na idade adulta jovem. Além disso, autores como Borrel et al, 1999, consideram que a aquisição com o aumento da idade do controle sobre as circunstâncias da vida, tende a diminuir os efeitos nocivos de exposições a fatores ambientais adversos, diminuindo o diferencial de risco entre as populações mais idosas.

A acentuada desigualdade, nas taxas de mortalidade por homicídios, entre os estratos de condição de vida, neste trabalho, associada à vasta literatura, no Brasil, sobre desigualdades sociais e mortes violentas, explica a maior ênfase dada, a seguir, aos diferenciais por esta causa na discussão deste trabalho. Além dos homicídios, discute-se ainda as mortes infantis, que são classicamente associadas às condições desfavoráveis de vida e de assistência médica, e às mortes por doenças cerebrovasculares, reconhecidas neste trabalho como reveladoras das desigualdades sociais no espaço intra-urbano do município

de São Paulo, em magnitude destacável. Reconhece-se, no entanto, o não esgotamento da literatura que aborda as desigualdades sociais nestas causas de mortes, a qual é ampla e requereria estudo específico.

Neste trabalho, foi no grupo das causas externas, mais especificamente com os homicídios, que as medidas de desigualdade mostraram-se mais elevadas, com prejuízo para os grupos socialmente menos favorecidos, refletindo maior influência da condição de vida nessas mortes, no espaço intra-urbano do município de São Paulo, para ambos os sexos, em comparação as outras causas investigadas. Os estratos de condição de vida mais precária foram os que apresentaram as taxas de mortalidade mais elevadas e são compostos por distritos localizados na área periférica do município. Ao se comparar as taxas de mortalidade por homicídios do estrato mais precário com aquele mais favorecido socialmente, obteve-se riscos relativos que estiveram em torno de 3,83 (sexo masculino) e 4,42 (sexo feminino), além de se observar a formação de gradiente nos riscos dos estratos intermediários. As correlações entre essas taxas de mortalidade e a variável social (chefes universitários) foram fortes e negativas, ficando em torno de $-0,91$ no masculino ($R^2= 0,78$) e $-0,96$ no feminino ($R^2=0,90$), sendo possível atribuir à proporção de chefes com escolaridade superior nos estratos, grande parte das diferenças nas taxas de mortalidade por homicídio. A periferização das mortes por homicídios, a maior ocorrência no sexo masculino (foi a principal causa de morte neste sexo) e sua relação direta com as condições desfavoráveis de vida são resultados encontrados e descritos neste trabalho, que encontram forte ressonância na literatura.

Um estudo de Barata et al (1999), com dados de 1995, mostram resultados similares aos deste estudo, considerando que esses autores encontraram forte correlação negativa ($r= -0,81$) entre as taxas de homicídio de adolescentes e adultos jovens de ambos os sexos da cidade de São Paulo e o índice socioeconômico das áreas homogêneas, agrupadas por análise de *clusters*. Esses autores ao definirem cinco áreas, segundo condição socioeconômica, denominadas de “*anéis*”, encontraram risco de morrer por homicídio para os residentes do “*anel periférico externo*” (o de condição social mais precária) em torno de quatro vezes o identificado para os residentes do “*anel central*” (o de condição social mais favorável), com formação de gradiente de riscos nos “*anéis*” intermediários e periférico

interno. Concluem destacando que embora a violência urbana afete toda a população da cidade de São Paulo, os riscos de mortalidade por homicídios são bem mais elevados para aquelas pessoas que vivem em áreas com condições precárias de vida.

Esses mesmos autores (BARATA et al, 1998), num estudo anterior, em que analisaram a relação entre condição social e taxas de mortalidade por homicídio, entre 1988 e 1994, em áreas da cidade de São Paulo, agrupadas por proximidade geográfica, já tinham encontrado relação inversamente proporcional entre as taxas de homicídios e as condições de vida, identificando coeficiente de correlação de Spearman de $-0,98$ ($p < 0,005$) e risco relativo de 2,67 sendo este resultante da comparação entre as taxas da área Sul (condição mais precária) com a área central, que foi tomada como referência.

Ainda no espaço intra-urbano do município de São Paulo, tem-se o estudo de Drumond & Barros (1999) sobre desigualdades sócio-espaciais na mortalidade do adulto, com dados de 1990 a 1992, os quais ao definirem quatro zonas sócio-ambientais homogêneas, encontraram para a área mais periférica, também a de pior condição social, valores para as taxas de mortalidade por homicídio de 1,69 (para o sexo feminino) e 2,95 (para o sexo masculino) vezes àqueles identificados na área mais socialmente privilegiada.

Resultados de outros estudos ecológicos, sobre desigualdade social nas mortes por homicídios, realizados em espaços urbanos no Brasil, que não em São Paulo, salvo alguma especificidade, apresentam conclusões, que em geral não divergem, no que se refere a forte determinação que as condições de vida desfavoráveis exercem sobre as mortes violentas.

Em um trabalho realizado na cidade de Salvador –Ba, com dados de 1991 e 1994, Macedo et al (2001) concluíram que o risco de morte por homicídios ocorreu com evidentes desigualdades, atingindo principalmente áreas mais pobres, e que o risco relativo entre os estratos de pior e de melhor condição de vida variou de três (1991) a cinco (1994) vezes.

Paes-Sousa (2002) estudando diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, para o ano de 1994, delimitou cinco áreas de acordo com a escolaridade do chefe de domicílio, para as quais calculou taxas de mortalidade por causas específicas. Para

os óbitos por homicídios, esse autor encontrou taxas de mortalidade para o 5º quintil (baixa escolaridade) quatro vezes maior que a identificada para o 1º quintil (alta escolaridade), mostrando que há um hiato entre essas duas áreas, indicando um padrão desigual de mortalidade.

Um trabalho, em especial, apresentou conclusão que diverge das verificadas neste estudo, assim como da literatura consultada, no que se refere ao impacto das desigualdades sociais nas mortes por homicídios, num espaço intra-urbano, de capital brasileira. No trabalho de Lima & Ximenes (1998), os autores ao estudarem os diferenciais da mortalidade por homicídios em Recife, a partir da estratificação da cidade de acordo com a renda dos chefes de domicílios, não encontraram associação estatisticamente significativa, entre a variável socioeconômica estudada e a mortalidade por homicídios. Esses pesquisadores, no entanto, explicam esses resultados através de algumas considerações metodológicas.

Alguns pesquisadores utilizam ferramentas de análise espacial para estudar a relação entre taxas de mortalidade por homicídios e condição de vida. Nesta linha metodológica podemos citar os trabalhos de Szwarcwald et al (1999); Beato Filho et al (2001) e Santos et al (2001).

Szwarcwald et al (1999) desenvolveram um estudo ecológico no qual testaram a associação entre desigualdade de renda e condições de saúde no município do Rio de Janeiro. Os resultados evidenciaram correlações significativas dos indicadores de desigualdade de renda (índice de Gini, índice de Robin Hood e a razão da renda média entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres) com todos os indicadores de saúde estudados (taxa de mortalidade infantil, taxa de mortalidade padronizada por idade, esperança de vida ao nascer e a taxa de homicídios). A taxa de homicídios foi o indicador mais correlacionado aos níveis de desigualdade de renda, o que segundo os autores demonstra “que a questão da violência urbana entre os jovens brasileiros não pode ser dissociada da aguda disparidade presente na nossa sociedade” (SZWARCWALD et al, 1999). Além disso, a análise geográfica e ecológica mostrou que nas áreas com maior concentração de indivíduos residentes em favelas, verifica-se as mais elevadas taxas de violência.

No trabalho de Beato Filho et al (2001), através do método *baysiano* empírico, os autores estimaram as taxas de homicídios em Belo Horizonte, no período entre 1995 a 1999, para observar a distribuição espacial dessas taxas e identificar os conglomerados de risco mais elevado. Esses autores concluíram que não são as condições socioeconômicas “*per se*” as responsáveis pelos conglomerados de homicídios, mas o tráfico e violência associada ao comércio de drogas.

No trabalho de Santos et al (2001), o mapeamento das mortes por causas externas mostra uma maior concentração de homicídios nas áreas que abrangem setores com baixa condição socioeconômica e que abrigam as maiores favelas da cidade de Porto Alegre, onde atuam diferentes grupos envolvidos com drogas. Esses autores identificaram também, uma área com alta densidade populacional que apresenta baixa densidade de homicídios e justificam que essa área tem perfil socioeconômico privilegiado, dispendo de maior acesso a bens de consumo e a serviços, o que pode acarretar um modo diferente de lidar com conflitos.

Extrapolando a análise da influência das desigualdades sociais na mortalidade por homicídio, de espaços intra-urbanos para diferenciais intra-estaduais, mais precisamente no Estado de São Paulo, destaca-se o estudo de Barata & Ribeiro (2000), no qual os pesquisadores, utilizaram o coeficiente de Gini e a razão entre os percentis 90 e 20, como medidas de concentração de renda, para estudar essa relação em 572 municípios. Esses autores colocam que seus dados “sugerem que, à medida que aumenta o tamanho da população urbana e a renda média mensal dos chefes de família, a concentração de renda torna-se fator importante na ocorrência de homicídios”, e ainda que “as desigualdades sociais e econômicas parecem desempenhar um papel mais destacado na determinação da violência do que o nível de riqueza em si” (BARATA & RIBEIRO, 2000).

Os estudos de Nunes et al (2001) e Duarte et al (2002) apontam para o perfil das desigualdades nas mortes por homicídios em nível nacional. No primeiro trabalho, os autores comparando as taxas de homicídios dos estados brasileiros com a média nacional (25,91/100.00), para o ano de 1998, através do risco atribuível populacional, encontraram que em dez estados, as taxas de homicídio estão acima da média nacional, incluindo São Paulo (39,64/100000) que ocupa a 5ª posição, com excesso de risco acima de 50%. É

interessante notar que nessa mesma publicação, o Estado de São Paulo é considerado com a mais baixa taxa de pobreza e o Maranhão com a mais alta, tendo este último, taxas de mortalidade por homicídios (5,17/100000) muito abaixo da média nacional. Os autores distinguem dois “ambientes” que favorecem a violência: “áreas metropolitanas como Rio, São Paulo, Pernambuco e Distrito Federal e áreas “de fronteira” correspondendo aos estados do norte: Roraima, Amapá e Rondônia”. Duarte et al (2002) estudaram em análise de regressão linear, associações entre a taxa de mortalidade por homicídios e alguns indicadores de nível socioeconômico e demográfico, para os estados brasileiros. Segundo os pesquisadores, “não foram observadas associações entre as taxas de mortalidade e taxa de crescimento populacional, taxas de escolaridade, taxa de alfabetização e taxa de pobreza. No entanto, observou-se uma tendência significativa de aumento das taxas de mortalidade por homicídios com aumento do grau de urbanização dos estados” (DUARTE et al, 2002).

É vasta também a literatura internacional sobre a ocorrência dos homicídios e sua associação com características socioeconômicas, no entanto serão destacados apenas quatro.

Vega-López et al, (2003) analisaram a relação das taxas de mortalidade por homicídios e estratos de bem estar socioeconômico, no Estado de Jalisco, México, em três períodos (1989-1991; 1994-1996; 1999-2000). Utilizando a razão entre as taxas (risco relativo), esses autores identificaram que existe uma tendência decrescente nas taxas de homicídios nos anos 90; existe um padrão regional da mortalidade por homicídios em que as taxas mais altas foram identificadas em regiões periféricas do estado, consideradas as mais pobres; que os municípios localizados no estrato de mais baixo bem estar apresentam um excesso de mortalidade por homicídios estatisticamente significativo e que há uma evidente sobremortalidade masculina por essa causa.

Concha-Eastman et al (2002) ao estudarem a epidemiologia dos homicídios em Cali na Colômbia, no período entre 1993 e 1998, classificaram seis estratos socioeconômicos de acordo com as características dos bairros de residência e domicílio da vítima. Entre os resultados encontrados, destaca-se que os estratos socioeconômicos mais baixos foram os mais afetados em termos de número, proporção e taxa de homicídio, e os casos ocorreram com maior frequência em bairros de poucos recursos. E ainda, que nesse estudo se observa uma baixa porcentagem de homicídios atribuídos a quadrilhas juvenis.

Middelkoop et al (2001) encontraram que para a maioria das causas de morte, o risco de morrer cresce com o aumento do escore de privação da área de residência e que ao utilizar o coeficiente de regressão como medida de iniquidade, as mortes por homicídios no sexo masculino destacam-se revelando com mais intensidade as desigualdades sociais, quando comparadas com as outras causas.

Kennedy et al (1996) examinaram a relação entre causas específicas de mortalidade e duas medidas de distribuição de renda (índice de Robin Hood e coeficiente de Gini), em estados dos Estados Unidos, objetivando determinar o efeito da iniquidade na renda, sobre causas específicas de mortalidade. Mesmo após ajuste para pobreza e fumo, o índice de Robin Hood mostrou forte associação estatisticamente significativa entre a mortalidade por homicídio e a concentração de renda, tanto entre negros como em brancos. É interessante perceber que entre as causas estudadas foram os homicídios, a única que mostrou forte correlação também com o coeficiente de Gini.

Enfim, os fatores que determinam o acelerado crescimento das mortes por homicídios, seu padrão de ocorrência, assim como, o impacto das desigualdades sociais, medido pelos mais diversos indicadores, é fenômeno complexo e multifacetado que transcende os limites deste estudo. A relação positiva entre altas taxas de mortalidade por homicídios e as precárias condições de vida, identificada neste estudo, está fortemente estabelecida e bem respaldada na literatura, no entanto, a relação entre violência e pobreza vem sendo questionada. “A correlação entre condições de vida e violência estrutural não é uma relação linear ou mecânica. O processo que determina mortes violentas, incluindo homicídios, envolve situações estruturais, peculiaridades culturais, e aspectos de relacionamentos pessoais em alguns segmentos da população” (BARATA et al, 1998). As desigualdades sociais e econômicas parecem desempenhar um papel mais destacado na determinação da violência do que o nível de riqueza... a pobreza em si não parece explicar as taxas de homicídios” (BARATA & RIBEIRO, 2000). A exclusão social, ao definir um processo de natureza dinâmica e multidimensional, extrapola os conceitos de pobreza ou privação na população, no entendimento da rede de determinação das mortes violentas, pois enquanto pobreza enfatiza a falta de recursos econômicos e o termo privação relativa enfatiza as condições de vida, exclusão social incorpora a estes dois fatores a noção do processo de marginalização (SHAW et al, 1999). Nesse contexto, a definição de Sposati

(1996) ao analisar o processo de exclusão social na cidade de São Paulo parece satisfatória: “exclusão social é a impossibilidade de poder partilhar da sociedade e leva à vivência da privação, da recusa, do abandono e da expulsão, inclusive com violência, de uma parcela significativa da população...não se trata de um processo individual, embora atinja pessoas, mas de uma lógica que está presente nas várias formas de relações econômicas, sociais, culturais e políticas da sociedade brasileira. Ela inclui pobreza, discriminação, subalternidade, não equidade, não acessibilidade, não representação pública. Esta situação de privação coletiva é que se está entendendo por exclusão social”.

Em seguida aos homicídios, aparecem as mortes por doenças cerebrovasculares mostrando-se sensíveis aos diferenciais de condição de vida dos estratos, em ambos os sexos. As taxas de mortalidade por estas causas estiveram sempre mais altas no estrato de condição de vida mais precária sendo identificados neste trabalho valores em torno de 40/100.000 e de 80/100.000 para os estratos de melhor e de pior condição de vida, respectivamente, com pequenas variações a depender da técnica de agrupamento de distritos analisada. No que se refere às diferenças de ocorrência por gênero, a razão máxima encontrada entre as taxas masculina e feminina de um mesmo estrato foi 1,16. Esta proximidade entre as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares entre homens e mulheres foi observada também para o município de São Paulo como um todo, em que se estimou neste trabalho, para o ano de 1999, taxas de 62,15/100.000 para o sexo masculino e de 60,69/100.000 para o feminino, numa razão de 1,02.

Outros autores referem semelhança nessas taxas de mortalidade entre os sexos, Drumond & Barros (1999), por exemplo, com dados de mortalidade do triênio 1990-1992 identificaram, no espaço intra - urbano do município de São Paulo, taxas de mortalidade masculina e feminina por doenças cerebrovasculares muito próximas, com razões entre estas em torno de 1,25. Na área metropolitana de Roma, Michelozzi et al (1999), encontraram para o período entre 1990 e 1995, taxa masculina por essas causas de 57,4/100.000 e feminina de 45,2/ 100.000, o que corresponde a uma razão de 1,27. Nesse sentido, Duarte et al (2002) em um trabalho de abrangência nacional, com dados dos 27 estados brasileiros, enfatizam que as taxas de mortalidade por estas causas são muito semelhantes entre homens e mulheres.

Quanto à magnitude das diferenças, ao se comparar as taxas dos dois grupos mais distanciados socialmente, identificou-se risco relativo em torno de 2 (dois). A curva de concentração mostrou uma maior ocorrência desses óbitos nos estratos de pior condição social, e o gráfico de regressão revelou taxas mais elevadas de mortalidade por doenças cerebrovasculares para os estratos com menor proporção de chefes universitários, com forte correlação negativa entre essas variáveis. Isto é, as desigualdades nas taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares estiveram presentes entre os estratos, com prejuízo para os grupos mais desfavorecidos. Quanto ao impacto dessas disparidades por gênero, uma análise das diversas medidas aplicadas revelou magnitude similar tanto nos homens como nas mulheres, com discreta desvantagem para este último grupo. A relação entre condições de vida e mortes por doenças cerebrovasculares está presente na literatura, e os trabalhos consultados sugerem que prevalece a idéia de que condições sociais desfavoráveis estão associadas a taxas mais elevadas de mortalidade por estas causas (MIDDELKOOP et al, 2001; DRUMOND & BARROS, 1999; BORREL et al, 1999; MICHELOZZI et al, 1999; KAWACHI et al, 1997; KUNST, 1997). No entanto, alguns autores (KENNEDY et al, 1996; SICHIERI et al, 1992) referem ausência de associação entre condição social e mortes por doenças cerebrovasculares.

A seguir, destacam-se alguns trabalhos que abordam as desigualdades sociais nas mortes por doenças cerebrovasculares. Refere-se ainda, alguns autores que além dessas causas, discutem a mortalidade por doenças isquêmicas do coração, as quais em conjunto com as cerebrovasculares representam o grande peso das mortes no grupo das doenças cardiovasculares.

Drumond & Barros (1999) avaliaram a magnitude do impacto das desigualdades sociais nas mortes por doenças cerebrovasculares, através do risco relativo e encontraram valores de 2,34 para o sexo masculino e de 2,26 para o sexo feminino, quando compararam as taxas das áreas homogêneas de pior e de melhor condição sócio-ambiental, mostrando semelhança com os resultados identificados neste trabalho.

Ao comparar as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares entre indivíduos de 35 a 44 anos, sem escolaridade e com o mais alto nível educacional, Borrel et al (1999), na cidade de Barcelona, encontraram taxas mais elevadas para o grupo sem

escolaridade. Os riscos relativos foram de 5,74 para o sexo masculino e de 1,34 para o sexo feminino.

Em Roma, Michelozzi et al (1999) encontraram riscos de 1,11 para os homens e de 1,10 para as mulheres, ao compararem as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares entre a categoria de pior e de melhor nível socioeconômico, sugerindo magnitude de impacto social nessas mortes muito similares entre os dois sexos.

Middelkoop et al (2001), ao utilizarem a análise de regressão para estimar a associação entre o risco de morrer por várias causas de morte e o “escore de privação” das áreas de residência do espaço intra - urbano “The Hague”, na Holanda, incluiu as doenças cerebrovasculares entre as causas de óbitos estudadas e encontrou valores para β de 18 nas taxas masculinas e de 23 nas femininas, com significância estatística, o que sugere impacto das condições sociais desfavoráveis nestas mortes, assim como identificado no trabalho em discussão.

Kawachi et al (1997), utilizando um indicador para medir o *capital social*, através do nível de envolvimento dos cidadãos na comunidade em que vivem (engajamento cívico) e do nível de confiança que esses têm sobre as outras pessoas (confiança social), estudaram sua relação com a mortalidade em 39 estados dos Estados Unidos, verificando que níveis mais baixos de capital social estão associados à maioria das causas de morte, entre elas, as doenças cerebrovasculares. E mesmo após o ajuste para pobreza, apesar de ter ocorrido uma atenuação da força da associação, esta continuou existindo. Os autores destacam a associação entre desigualdade de renda e capital social, e concluem, ratificando a idéia de que desigualdade de renda leva ao aumento da mortalidade via desinvestimento em capital social.

Sichieri et al (1992) realizaram um estudo comparativo entre 17 capitais brasileiras em relação a mortalidade proporcional para as principais causas de morte em 1985. Foram calculados entre outros, coeficientes de correlação entre a mortalidade proporcional por doença cerebrovascular e três variáveis socioeconômicas (analfabetismo, abastecimento de água, renda média), além de raça. Segundo os autores, as mortes por doenças cerebrovasculares não se associaram com os indicadores socioeconômicos.

No trabalho de Kennedy et al (1996), não foram encontradas associações entre o índice de Robin Hood e coeficiente de Gini nas mortes por doenças cerebrovasculares em estados dos Estados Unidos, sugerindo ausência de efeito da concentração de renda nestas causas de morte. No entanto, um estudo desenvolvido por Kunst (1997), no qual o autor investigou a influência de diferenciais socioeconômicos na mortalidade por doenças cerebrovasculares em homens de 30 a 44 anos, 45 a 59 anos e de 60 a 64 anos, com dados da década de 80 dos seguintes países: Estados Unidos, Inglaterra e País de Gales, Irlanda, Finlândia, Suécia, Noruega, Suíça, Itália, Espanha e Portugal, aponta associação entre essa causa de morte e classe ocupacional. O autor encontrou que, em geral, categorias ocupacionais não manuais apresentaram taxas abaixo da média nacional, enquanto que as categorias manuais apresentaram taxas de mortalidade acima da média nacional. Exceções foram verificadas apenas para os homens de 30 a 44 anos na Suíça, e de 60 a 64 anos na Itália e Estados Unidos. A partir desses resultados, o autor sugere que diferenciais socioeconômicos na mortalidade por doenças cerebrovasculares, desfavorecendo as categorias ocupacionais menos qualificadas, seria um fenômeno generalizado no mundo industrializado. Destaca ainda, que os fatores determinantes dessa desigualdade diferem de um país para outro, mas que têm um fator comum aos grupos socioeconômicos mais desfavoráveis em todos os países, que são taxas mais altas de *stress* psicossocial.

Neste trabalho, ao se comparar o impacto das desigualdades de condição de vida nos diferenciais de mortalidade entre os estratos, para as doenças cerebrovasculares e para as doenças isquêmicas do coração, percebe-se que nas mortes por doenças cerebrovasculares, a influência dessas desigualdades aparece com maior intensidade e presença de um gradiente de aumento das taxas com piora da condição social. No entanto, nas mortes por doenças isquêmicas do coração, as medidas apresentaram-se com magnitude discreta, mostrando ausência desse gradiente, e em algumas situações sugerindo tendência de impacto invertido, ou seja, as desigualdades sociais entre os estratos desfavorecendo os grupos de melhor condição de vida. Nesse sentido, outro achado de Kunst (1997) merece destaque. Esse autor ao comparar a razão entre as taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares e doenças isquêmicas do coração, para homens de 45 a 59 anos, de categoria ocupacional não qualificada *versus* categoria ocupacional qualificada, para a: Inglaterra e País de Gales, Finlândia, Suécia, Noruega, Dinamarca, Estados Unidos, Irlanda,

Itália, Espanha, França, Suíça e Portugal, observou que, ao contrário das mortes por doenças cerebrovasculares, as mortes por doenças isquêmicas do coração não apresentam padrão generalizado, no mundo industrializado, de taxas mais elevadas para as categorias não qualificadas. Na Espanha, França, Suíça e mais intensamente em especial em Portugal, esse padrão mostrou-se invertido, com as categorias ocupacionais qualificadas, apresentando taxas de mortalidade por doenças isquêmicas do coração mais elevadas do que as categorias não qualificadas.

A identificação das disparidades nas taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares entre os estratos de condição de vida configurados neste trabalho torna-se ainda mais preocupante, quando se remete à elevada ocorrência destas causas no município de São Paulo. Os resultados mostram que as doenças isquêmicas do coração (13,14%), seguidas das cerebrovasculares (9,07%) ocuparam, respectivamente, a primeira e a segunda posição como causa de morte em 1999, tanto para os óbitos em geral, como para o sexo feminino, absorvendo juntas, 22,21% dos óbitos ocorridos no município. Apenas no sexo masculino, estas causas foram superadas pelos homicídios.

Vários são os fatores que predis põem os indivíduos a contraírem as doenças do aparelho circulatório, porém os mais conhecidos são fumo, hipertensão arterial sistêmica, o aumento dos níveis de colesterol, diabetes, sedentarismo, *stress* e história familiar de doenças cardíacas. Estas doenças constituem a principal causa de morte no Brasil, assim como em diversos países.

Para o estado de São Paulo, como um todo, em 2000, as doenças isquêmicas do coração, seguidas das doenças cerebrovasculares foram os principais componentes do grupo das cardiovasculares. Apesar das doenças cardiovasculares terem sido em 2001 responsáveis por 27% das mortes masculinas e por 36% das femininas no Estado de São Paulo, os dados sobre a evolução das taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório, entre 1980 e 2000, mostram que nesse período ocorreu redução de 39% para o sexo masculino e de 43% para o feminino nas taxas de mortalidade por estas causas (SEADE, 2003a).

Ainda em relação ao declínio dessas taxas de mortes, Lotufo & Lolio (1995) destacam um padrão peculiar de comportamento para o estado de São Paulo na década de 80, onde a mortalidade por doença coronariana apresentou declínio semelhante ao da

mortalidade por doenças cerebrovasculares. No entanto, quedas mais rápidas da cerebrovascular são descritas tanto no padrão ocidental (em que as coronarianas predominam sobre as cerebrovasculares) como no japonês (em que predomina a cerebrovascular). Os autores explicam que esse comportamento, particular em São Paulo, poderia estar relacionado à incapacidade do modelo brasileiro de assistência à saúde em estender a toda a população cuidados básicos de saúde de qualidade, como diagnóstico e tratamento precoce da hipertensão arterial. Colocam ainda que os fatores de risco para a doença coronariana também apresentariam distribuição social diferenciada, porém menos intensa do que àqueles relacionados às doenças cerebrovasculares.

Quanto a essa propensão de declínio associada às disparidades identificadas, Lessa (1998) refere que naqueles países em que a tendência decrescente da mortalidade por doenças cardiovasculares é analisada, em geral esse declínio é heterogêneo nas populações, começando sempre pelos estratos sociais com mais elevados níveis de escolaridade e qualificação para o trabalho. Reforça ainda, que só muito tempo depois, o declínio é observado nas camadas com grau mais baixo de escolaridade e renda e em outras minorias da sociedade. E comenta também sobre a maior facilidade de os mais educados formalmente e com maior renda aceitarem e adotarem as medidas de promoção e proteção à saúde do que os socialmente desfavorecidos, além do que os primeiros dispõem de melhor assistência médica. No Brasil, segundo a autora, os programas de controle da hipertensão arterial dirigidos para os adultos e idosos são de pouco alcance social para os 75% da população cuja assistência à saúde está vinculada ao Sistema único de Saúde.

Considerando que para as doenças cerebrovasculares a hipertensão é reconhecidamente fator de risco, é interessante referir trabalhos como o de Martins et al (1997) no qual os autores analisam sua prevalência no município de Cotia– SP, segundo sexo, grupo etário e estratos sociais estabelecidos por variáveis relacionadas à ocupação, renda, escolaridade e critérios geográficos. Os resultados reforçam as indicações de que a hipertensão é grave problema de saúde pública, com importante determinação social e com peculiaridades em relação a gênero, que devem ser consideradas nos programas de intervenção.

Nesse sentido, Lotufo & Lolio (1995) referem que “cabe ao serviço público de saúde coordenar os esforços da sociedade para reduzir ainda mais a mortalidade e morbidade pelas doenças cardiovasculares, priorizando o controle da cerebrovascular, utilizando os principais ensinamentos de quase quarenta anos de sistematização da epidemiologia das doenças cardiovasculares, desestimulando o tabagismo, incentivando a adoção de hábitos dietéticos saudáveis e, principalmente, implementando uma campanha de massa para detecção, tratamento e controle da hipertensão arterial por meios dietéticos e farmacológicos.”

No que se refere aos óbitos infantis, este trabalho revelou heterogeneidade na distribuição deles no município de São Paulo, em 1999, quanto às áreas sociais configuradas, com tendência nítida de taxas invariavelmente mais elevadas de acordo com a deterioração da condição de vida do estrato, tanto para o componente neonatal como para o pós-neonatal. A identificação dessa relação, na verdade, nada tem de surpreendente considerando ser a mortalidade infantil tradicionalmente um indicador de saúde extensivamente utilizado para refletir as condições de vida e perfil de saúde de populações, assim como a eficácia dos serviços de saúde prestados.

Ao se comparar o risco relativo entre a taxa de mortalidade infantil para os estratos extremos de condição de vida, da técnica de *Cluster com padronização*, verificou-se valor em torno de 1,85. O risco atribuível populacional percentual e o índice de dissimilaridade apresentaram valores respectivos aproximados de 36,98% e 6,16%. Nesta mesma técnica, para os óbitos neonatais precoces, tardios e pós-neonatais, este risco foi de 2,06, 1,97 e 1,57. O risco atribuível populacional percentual foi de 43,52% para os neonatais precoces, de 39,05% para os tardios e de 26,28% para os pós-neonatais. Essas medidas sugerem que o componente neonatal está refletindo, com mais intensidade, a influência da condição de vida dos estratos nas mortes infantis. O índice de dissimilaridade (neonatal precoce: 6,25%; tardio: 6,16% e pós-neonatal: 6,26%) mostrou maior aproximação na magnitude das desigualdades entre os componentes e a curva de concentração refletiu que a utilização dos óbitos infantis ou de um dos seus componentes revela na mesma intensidade as disparidades sociais.

Essa tendência de taxas mais elevadas de mortalidade infantil com a deterioração da condição de vida é bem estabelecida na literatura. A seguir, refere-se alguns trabalhos realizados em outros espaços, que destacam o impacto das desigualdades sociais nessas mortes. Na cidade do Recife, Guimarães et al (2003), ao recortarem quatro áreas homogêneas de condição de vida, identificaram tendência de aumento das taxas com a piora da situação social e encontraram risco relativo de 1,34 ao compararem a taxa de mortalidade infantil naquelas áreas mais diferenciadas socialmente. Em Ribeirão Preto, Goldani et al (2001) objetivando determinar a distribuição da mortalidade infantil segundo uma classificação geoeconômica urbana, no período de 1994 a 1998, utilizaram a proporção de chefes de família com renda menor que cinco salários mínimos, como medida de nível de pobreza. Os resultados mostraram que, para o ano de 1998, as áreas pobres da cidade apresentaram taxas de mortalidade infantil quatro vezes mais elevadas do que as estimadas para as áreas mais privilegiadas. Em Minas Gerais, Borba (2000) desenvolveu um estudo ecológico com os 723 municípios do Estado, os quais foram classificados em sete grupos homogêneos de municípios em relação a mortalidade infantil e aos fatores socioeconômicos. Através de técnica de regressão linear múltipla, a autora evidenciou associações significativas entre os fatores socioeconômicos e a mortalidade infantil, demonstrando que os municípios com as piores condições socioeconômicas tendem a ter maiores taxas de mortalidade infantil. Para o Brasil, o estudo de Duarte et al (2002) revela marcante heterogeneidade nas taxas de mortalidade infantil para as diferentes Regiões e Estados. Os autores verificaram aumento progressivo nas taxas de mortalidade infantil a partir da região Sul, seguida pelas regiões Sudeste, Centro - Oeste, Norte e Nordeste, com as crianças desta última região apresentando risco três vezes maior de morrer antes de completar um ano, em comparação àquelas da região Sul. Heterogeneidade no valor desse indicador no interior das regiões foi identificada, sendo as regiões Norte e Nordeste, seguidas da Sudeste, as que apresentaram maior desigualdade nas taxas de mortalidade infantil dos seus estados. Em outro estudo de abrangência nacional, Nunes et al (2001) encontraram forte correlação positiva entre o nível de pobreza dos estados brasileiros e a taxa de mortalidade destes. Os autores destacam que a maioria dos estados apresenta taxas de mortalidade infantil que corresponde aos seus indicadores econômicos. Nos Estados

Unidos, Kennedy et al (1996) encontraram forte associação entre concentração de renda, medida pelo índice de Robin Hood e mortalidade infantil para os Estados americanos.

A tendência de queda das taxas de mortalidade infantil, associado ao grande peso das causas perinatais que contribuem para uma maior participação dos óbitos neonatais precoces, e ainda, a tendência de taxas mais elevadas para os três componentes dos óbitos infantis à medida que as condições de vida se deterioram, com conseqüente manutenção e por vezes aumento do impacto das desigualdades sociais nos óbitos infantis, é perfil identificado em alguns trabalhos consultados. Quanto ao fato dos resultados deste estudo sugerirem que os diferenciais entre os estratos de condição de vida estão mais acentuados no componente neonatal, mais precisamente no neonatal precoce, da mortalidade infantil, identifica-se nos estudos de Monteiro & Nazário (1995) e de Shimakura et al (2001) perfil similar a esse. Outros estudos, apesar de não avaliarem o impacto das desigualdades sociais por componente da mortalidade infantil, detectam importantes diferenciais na mortalidade neonatal precoce (ANDRADE & SZWARCOWALD, 2001) e na mortalidade perinatal (MENEZES et al, 1998). Esses trabalhos são destacados a seguir.

O estudo de Monteiro & Nazário (1995), no qual os autores avaliam o comportamento de diferenciais sociais na mortalidade infantil nos períodos de 1973 e 1993, no município de São Paulo, revela um excepcional declínio da mortalidade infantil ao longo desses vinte anos. Além disso, o declínio relativo da mortalidade foi maior nas áreas periféricas e mais pobres da cidade, o que atenuou o excesso de mortalidade dessas áreas com relação às áreas centrais e menos pobres. A razão entre as taxas de mortalidade das áreas periféricas em relação às áreas centrais, que era de 1,8 em 1973, foi atenuada para 1,4 em 1993. No entanto, os autores alertam que essa atenuação das desigualdades na mortalidade infantil não implica em atenuação de diferenciais sociais em condições de vida. Nesse aspecto, a análise por causas específicas de óbito mostra que a sobremortalidade periferia/centro evoluiu de modo desigual no período, com tendência indicativa de aumento de desigualdades sociais nas mortes por causas perinatais e desnutrição em contraponto a redução intensa desse gradiente para as doenças imunopreveníveis.

Em Porto Alegre, através de uma metodologia baseada na teoria de processos pontuais espaciais, Shimakura et al (2001) buscaram identificar a forma como se distribuem os óbitos infantis e seus determinantes de risco na cidade. Eles encontraram variação espacial no risco altamente significativa para mortalidade neonatal e não significativa para mortalidade pós-neonatal. Os autores explicam esses achados, argumentando que a não identificação de áreas de sobre-risco na mortalidade pós-neonatal pode estar relacionada ao acesso espacialmente homogêneo a serviços da rede básica de saúde que atendem às principais causas de morte nesta faixa etária. Referem ainda que é possível que o contrário esteja acontecendo no caso da mortalidade neonatal, ou seja, diferenças na distribuição espacial dos serviços de saúde e do acesso a recursos de assistência ao pré-natal e ao parto estariam condicionando regiões com maior mortalidade neonatal.

Buscando explicações para as variações espaciais da mortalidade de 0 a 3 dias de vida, na cidade do Rio de Janeiro, Andrade & Szwarcwald (2001) estabeleceram a distribuição espacial da mortalidade nessa faixa etária de 1995 a 1996. Os autores sugerem que as variações espaciais da mortalidade nos três primeiros dias são explicadas, em parte, pela concentração residencial da pobreza, pela não aleatoriedade da distribuição geográfica desse indicador, e que os óbitos nessa faixa etária têm apresentado comportamento temporal de pouco declínio ou até mesmo de estabilidade nos últimos anos, diferentemente das outras faixas etárias.

Num estudo de fatores de risco para mortalidade perinatal e seus dois componentes (fetal e neonatal precoce) em Pelotas-RG, Menezes et al (1998) afirmam que apesar da importante redução da mortalidade infantil na década de 80, nesta cidade, as causas perinatais foram reduzidas em apenas 28%. Seus resultados reafirmam a associação existente entre a mortalidade perinatal e as variáveis socioeconômicas, explicando que o panorama em termos de desigualdades sociais é que as crianças pertencentes a famílias pobres ou com pouca escolaridade apresentam uma mortalidade perinatal até três vezes maior do que àquelas de famílias mais abastadas ou com grau elevado de escolaridade.

Em alguns estudos desencadeados em outros espaços urbanos (GUIMARÃES et al, 2003; MORAIS NETO & BARROS, 2000; GOLDANI et al, 2001; GOLDANI et al, 2002) as causas pós-neonatais ainda parecem revelar os diferenciais sociais com mais intensidade.

Na cidade de Recife, em 1995, Guimarães et al (2003), ao estudarem os diferenciais de mortalidade infantil, encontraram razão de taxas de mortalidade infantil entre os estratos de condição de vida inferior e superior de 1,15 para o componente neonatal e de 1,88 para o pós-neonatal, sugerindo diferenciais mais acentuados entre os estratos, para este último componente.

Morais Neto & Barros (2000), investigando fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal através do procedimento de *linkage*, entre nascimentos e óbitos infantis do ano de 1992 para a cidade de Goiânia-Go, utilizaram regressão logística e encontraram como fatores de risco mais associados à mortalidade neonatal, a prematuridade (OR=8,94, $p<0,01$) e o baixo peso ao nascer (OR= 8,92, $p<0,001$), e para a mortalidade pós-neonatal, mães sem instrução (OR=6,25, $p<0,001$), não apresentando esta última variável associação com o componente neonatal. Os resultados desse estudo, segundo os autores, reafirmam a importância dos aspectos socioeconômicos como fatores mais relacionados ao componente pós –neonatal da mortalidade infantil em Goiânia. Em outro estudo realizado em Goiânia-Go, Moraes Neto et al (2001), utilizando técnicas de análise espacial estudaram o padrão dos componentes neonatal e pós-neonatal da mortalidade infantil em Goiânia, através de uma coorte de 1992 a 1996 e verificaram, que no período pós-neonatal, os distritos de risco concentram-se nas regiões periféricas do município. No período neonatal, o padrão de ocorrência é heterogêneo, havendo distritos de alto risco distribuídos em todas as regiões, inclusive na região central de Goiânia. Esses achados reafirmam maior desigualdade social nos óbitos pós-neonatais nesse município.

Goldani et al (2001), objetivando determinar a distribuição da mortalidade infantil segundo uma classificação geoeconômica urbana, usando dados coletados rotineiramente no município de Ribeirão Preto- SP, no período de 1994 a 1998, utilizaram a renda do chefe da família como variável social. As taxas de mortalidade infantil e seus componentes neonatal e pós-neonatal, entre 1994 e 1998, relacionaram-se inversamente à distribuição de baixos salários. Os autores destacam nos seus resultados uma significativa tendência favorável à diminuição das taxas de mortalidade infantil e do componente pós-neonatal durante o período, e surpreendem-se com o fato do componente neonatal, por si, não apresentar diminuição permanecendo estável. Referem ainda que fatores ambientais

têm ainda um importante papel na cidade, enquanto as estratégias para redução do componente neonatal têm sido insatisfatória para levar a um significativo impacto. Os resultados desses autores evidenciam que o impacto dos diferenciais geoeconômicos foram maiores no componente pós – neonatal quando se compara os valores da área mais pobre com a área mais rica no período. Para o ano de 1998, enquanto na área rica não houve ocorrência de óbitos pós-neonatais, na área pobre, a taxa desse componente foi de 4,87/1000 e, enquanto a taxa de óbitos neonatais foi de 13,06/1000 na área pobre, na área rica foi de 4,46/1000.

Em outro estudo, Goldani et al (2002), objetivando determinar as tendências da mortalidade infantil, de 1995 a 1999, em Porto Alegre-RG, definiram cinco diferentes áreas geográficas segundo os *quintis* de escolaridade materna. As conclusões revelaram uma positiva tendência de redução da mortalidade infantil, sendo esta maior no componente pós - neonatal. A redução da taxa de mortalidade infantil foi abrupta em áreas menos privilegiadas, especialmente na pós – neonatal. Diferenciais entre as áreas foram maiores no período pós –neonatal e menores ou ausentes no período neonatal.

Concluí-se esta análise sobre os óbitos infantis, sugerindo que neste trabalho, a identificação de magnitude menos acentuada na mortalidade infantil pós-neonatal pode estar relacionada ao acesso menos heterogêneo da população do município de São Paulo a serviços da rede básica que atendem às principais causas de morte que acometem as crianças do período pós-neonatal. Provavelmente, no que se refere aos serviços de saúde e a recursos de assistência ao pré-natal e ao parto, que têm uma influência mais direta nos óbitos neonatais, a distribuição pode estar privilegiando a população dos estratos com melhor condição de vida. Os determinantes da mortalidade neonatal são resultantes da sobreposição entre os fatores socioeconômicos e os fatores relativos ao acesso e à qualidade da assistência ao pré-natal, ao parto e ao recém-nascido (LEAL & SZWARCOWALD, 1997). Como bem referem Shikamura et al (2001), os dois componentes da mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal, têm importância variada conforme a situação epidemiológica da área em análise. Maiores proporções de mortalidade no período pós-neonatal relacionadas a causas como doenças respiratórias e diarreias evitáveis por medidas simples, ocorrem em situações de grande carência social e precário

acesso a serviços de saúde. Ao contrário, quando os níveis de mortalidade infantil atingem valores baixos, predominam causas neonatais, tais como, a prematuridade excessiva e as doenças congênitas, mais difíceis de serem evitadas. É neste último contexto que se insere, na atualidade, a situação do município de São Paulo.

6 - CONCLUSÃO

Neste trabalho, identificou-se um padrão de aumento do risco de morrer, em função da deteriorização da condição de vida do estrato social na grande maioria dos grupos de causas, nas diversas faixas etárias, e em ambos os sexos. No entanto, a força da relação variou em função da técnica de agrupamento, da medida de desigualdade e do indicador de saúde analisado (segundo sexo, faixa etária e causa). Enfim, os resultados obtidos sugerem que a seleção do método para agrupar áreas homogêneas e para medir a magnitude das desigualdades sociais em saúde pode, em algumas situações, influenciar os resultados finais.

VARIÁVEIS INDICADORAS DE CONDIÇÃO DE VIDA

Neste estudo, o conjunto de variáveis sociais utilizadas para representar o conceito de condição de vida permitiu boa diferenciação dos agrupamentos de distritos (estratos), possibilitando a identificação de um gradiente social entre estes.

As variáveis relativas ao componente Ambiental, em especial proporção de domicílios com abastecimento de água adequado e proporção de domicílios com coleta de lixo adequada demonstraram pequena capacidade para diferenciar as situações entre os estratos. As variáveis, proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado e índice de aglomeração apresentaram gradiente de situação nos estratos intermediários, tendo esta última variável diferenciado um pouco melhor os grupos.

As variáveis dos componentes, escolaridade e renda se destacaram por grande heterogeneidade entre os grupos, permitindo a identificação de um gradiente de situação entre eles. As variáveis destes componentes que refletem a vertente favorável do acesso às condições de renda (proporção de chefes com renda superior a vinte salários mínimos) e escolaridade (proporção de chefes com nível universitário) apresentaram maior capacidade para indicar situações de desigualdade, quando comparadas àquelas que mensuram o lado mais precário, a saber, proporção de chefes com renda mensal de até meio salário mínimo e proporção de chefes de domicílios analfabetos.

TÉCNICAS DE AGRUPAMENTO

O presente estudo utilizou seis técnicas de agrupamento dos distritos do município de São Paulo, a partir dos valores do conjunto de variáveis sociais selecionado. A análise dos diversos critérios de avaliação sugeriu um melhor desempenho para as técnicas de *Cluster com padronização* e de *Partição*. Essas técnicas separaram mais adequadamente os estratos de condição de vida e revelaram os diferenciais na mortalidade com mais clareza na formação de gradiente.

Técnicas mais simples, que não precisam de recursos estatísticos mais elaborados e recursos humanos com maiores habilidades de informática, como a de *Escore 10* e *Escore 5*, mostraram-se menos eficazes para separar os estratos de forma que as desigualdades na mortalidade fossem reveladas, em especial, quando foram observados os grupos intermediários. Assim, as técnicas de *Escore 10* e *Escore 5* parecem não responder com a mesma eficácia que as técnicas metodologicamente mais minuciosas, aplicadas com o uso de programas estatísticos, como as *Clusters analysis*.

No entanto, apesar das especificidades, os resultados obtidos em cada uma das técnicas, não mostraram alterações substanciais nas conclusões no que se refere às desigualdades de condição de vida entre os estratos, e ao impacto dessas condições na mortalidade, em função da causa de óbito, faixa etária e sexo, desde que seja utilizada a mesma medida de desigualdade. Assim, mesmo as técnicas mais simples que não se mostraram mais adequadas não devem ser descartadas, caso seja esta a alternativa metodológica local.

MEDIDAS DE DESIGUALDADES

Ao se aplicar diferentes medidas para analisar a magnitude das desigualdades sociais nas taxas de mortalidade dos estratos de condição de vida, verificou-se que em algumas situações, a análise isolada de uma ou outra medida pode levar a distintas conclusões, seja em relação a gênero, ou à magnitude do impacto nas diferentes causas. Isto aconteceu com mais frequência quando ao invés de medidas que trabalham apenas com dois grupos sociais foram utilizadas medidas que incluem no seu cálculo as taxas de todos os grupos analisados e a proporção deles na população.

O índice de dissimilaridade (ID%) apresentou diversas vezes, conclusões diferenciadas das medidas risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual. No entanto, apresentou conclusões similares às medidas índice de efeito (β) da regressão linear e o índice e a curva de concentração.

A medida risco atribuível populacional percentual também apresentou conclusão diferenciada em relação às outras medidas em duas situações específicas.

Observou-se ser importante a associação de medidas que apontam diferenciadas vertentes analíticas do impacto da desigualdade social na mortalidade. Medidas que incorporam no cálculo a variação das taxas de mortalidade de todos os estratos sociais, e não apenas dos estratos extremos, e, além disso, incluem a distribuição populacional nos estratos, devem ser consideradas na análise. É importante que as medidas sejam vistas como complementares. No entanto, observou-se que a aplicação de todas as opções dadas pode tornar-se redundante.

CAUSAS ESPECÍFICAS, FAIXA ETÁRIA E SEXO EM QUE AS DESIGUALDADES SOCIAIS NA MORTALIDADE MOSTRARAM-SE MAIS INTENSAS

Mortalidade Geral

Ao se analisar as taxas de mortalidade geral nos estratos, identificou-se a existência de diferenciais, de acordo com a condição de vida, desfavorecendo a população daquele grupo mais precário socialmente, em ambos os sexos, e em todas as técnicas de agrupamento e medidas de desigualdade aplicadas. A magnitude dessas diferenças não se apresentou ampla, mas verificou-se, nas técnicas em geral, uma discreta tendência de gradiente crescente no risco de morrer com a piora na condição de vida.

Numa análise desses diferenciais por gênero, observou-se que o risco relativo (RR) e o risco atribuível (RA%) apontam valores praticamente similares para ambos os sexos, com discreta desvantagem para o feminino; o índice de dissimilaridade (ID %) apresentou valores um pouco mais elevados para o sexo feminino e o risco atribuível populacional percentual (%) mostrou pequena desvantagem para o sexo masculino.

Mortalidade por Faixa Etária

Ao se analisar os diferenciais de mortalidade por faixa etária, entre os estratos, verificou-se que embora as desigualdades sociais estejam presente em praticamente todos os intervalos de idade, o impacto se mostrou mais intenso na população adulta jovem, em ambos os sexos. Para o sexo masculino, as faixas etárias que refletiram com maior intensidade as desigualdades no risco de morrer entre os estratos foram 25 a 34 anos (RR=2,62) e 15 a 24 anos (RR=2,50). Sendo esta última a que também apresentou maior desigualdade no sexo feminino (RR=2,27).

A tendência foi de que a magnitude da desigualdade identificada na primeira infância (0-4 anos) diminua na faixa seguinte (5 – 9 anos) e volte a subir, progressivamente, entre 10 e 34 anos, apresentando a partir de então, declínio continuado. Esse perfil foi melhor visualizado no sexo masculino, considerando que as taxas femininas sugerem um novo aumento nesses diferenciais na faixa que vai entre 55 e 74 anos, voltando a declinar, a partir de então.

Análise por causas

Neste trabalho, foi nas taxas de mortalidade por homicídios, que as medidas de desigualdade se mostraram mais elevadas, com prejuízo para os grupos socialmente menos favorecidos, refletindo maior influência da condição de vida nessas mortes, no espaço intra-urbano do município de São Paulo, para ambos os sexos, em comparação as outras causas investigadas.

Em relação ao impacto desses diferenciais por gênero, verificou-se em quase todas as técnicas (com exceção da *Escore 10*), que os valores das medidas risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional percentual sugerem maior influência da condição de vida desfavorável nas taxas femininas de mortalidade por homicídio. Já a medida, índice de dissimilaridade em quatro das seis técnicas (*Escore 5, Cluster, Cluster com padronização e Partição*) sugeriu maior impacto dessas desigualdades no sexo masculino. A curva de concentração para a técnica de *Cluster com padronização* reflete maior desigualdade no sexo masculino.

O diferencial bem mais marcante das desigualdades sociais nas mortes por homicídios, neste trabalho, com prejuízo para a população dos estratos de pior condição de vida, explica em grande parte, o maior impacto dessas desigualdades terem sido identificadas nos óbitos que ocorrem nas faixas etárias correspondentes aos adultos jovens, nas quais predominam as mortes por homicídios em ambos os sexos.

As causas de morte, que se mostraram mais sensíveis ao impacto das desigualdades sociais em ambos os sexos, foram, seqüencialmente, os homicídios no grupo das externas, as doenças cerebrovasculares no grupo das cardiovasculares, e os cânceres de cólon, reto, e ânus e de estômago, no grupo das neoplasias. No sexo masculino, destaca-se, ainda, o câncer de traquéia, brônquios e pulmão e no feminino a aids.

Na maioria dos grupos de causas estudados, o estrato de condição de vida mais precária apresentou maior risco de morte. No entanto, em algumas causas as desigualdades desfavoreceram os estratos com melhor condição de vida. Entre elas, tem-se em ambos os sexos, as mortes por suicídio, por câncer de traquéia, brônquios e pulmão e por câncer de cólon, reto e ânus. Adicionalmente tem-se no sexo masculino, o câncer de próstata e a aids, e no sexo feminino, o câncer de mama.

Mortalidade infantil

Em relação à mortalidade infantil, observou-se tendência nítida de taxas invariavelmente mais elevadas de acordo com a deterioração da condição de vida do estrato, tanto para o componente neonatal como para o pós-neonatal.

As medidas risco relativo, risco atribuível e risco atribuível populacional sugerem que o componente neonatal está refletindo com mais intensidade a influência da condição de vida dos estratos nas mortes infantis. O índice de dissimilaridade mostrou maior aproximação na magnitude das desigualdades entre os componentes nas técnicas de *Cluster com padronização* e de *Partição* e a curva de concentração refletiu que a utilização dos óbitos infantis ou de um dos seus componentes revela na mesma intensidade as disparidades sociais.

ANALISANDO AS DESIGUALDADES SOCIAIS EM SAÚDE

A verificação do intenso impacto das desigualdades sociais na mortalidade, identificado neste estudo, no município de São Paulo, a partir do vasto leque de opções metodológicas tomadas, reafirma a necessidade de se intensificar as discussões sobre alternativas de intervenção que venham a minimizar essa séria problemática, assim como manutenção de monitoramento dessas desigualdades.

As diversas opções metodológicas aplicadas apontam a necessidade de maior clareza na metodologia utilizada em trabalhos empíricos dessa área e rigor no sentido de em tendências temporais se aplicar técnicas e medidas exatamente idênticas visando minimizar conclusões equivocadas.

A partir dos resultados, obtidos verificou-se que técnicas mais simples como a de *Score* que não requerem pacotes estatísticos mais avançados, apesar de diferenciarem os estratos, não os separa de forma adequada, mas no entanto, não devem ser descartadas, caso seja esta a alternativa disponível em algumas secretarias municipais e estaduais do país.

Embora a literatura direcionada à temática das desigualdades sociais em saúde, seja ampla, com muitos estudos empíricos, percebeu-se carência de estudos que analisam seus dados enfatizando as diferentes conclusões que as medidas podem trazer, quando estudadas isoladamente, no que se refere ao impacto das desigualdades sociais na mortalidade, por causa, faixa etária e sexo. Reconhece-se, ainda, a necessidade de maior aprofundamento destas questões metodológicas o que pode conseqüentemente auxiliar no conhecimento dos determinantes e no monitoramento da situação.

***7 - REFERÊNCIAS
BIBLIOGRÁFICAS***

AKERMAN, M. **Metodologia de construção de indicadores compostos: um exercício de negociação intersetorial.** In: BARATA, R. (Org.). Condições de vida e situação de saúde. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997. p. 95-113.

AKERMAN, M., CAMPANARIO, P. MAIA, P.B. Saúde e meio ambiente: análise de diferenciais intra-urbanos, município de São Paulo, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.30, n.4, p.372-82, 1996.

ALMEIDA-FILHO, N. **Pesquisa em Saúde Pública Projeto ELAC: Desigualdades em Saúde segundo condições de vida:** Análise da produção científica na América Latina e Caribe e bibliografia anotada. Organização Pan-americana da Saúde, Washington, 1999. (Documentos Técnicos).

ALMEIDA-FILHO, N., ROUQUAYROL, M.Z. **Introdução à epidemiologia moderna.** 2.ed. Belo Horizonte: COOPMED/APCE/ABRASCO, 1992. p.184. p.84-85.

ANDRADE, C.L.T., SZWARCOWALD, C.L. Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1199-1210, 2001.

BACALLAO, J., CASTILLO-SALGADO, C. SCHNEIDER, MC., MUJICA, O.J., LOYOLA, E., VIDAURRE, M. Índices para medir las desigualdades de salud de carácter social basados em la noción de entropía. **Revista Panamericana de Salud Publica**, v. 12, n. 6, p 429-435, 2002.

BAENINGER, R. Cenário migratório recente: o que a PRAD revela. In: PATARRA, N., BAENINGER, R., BOGUS, L., JANNUZZI, P. (Orgs). **Migração, Condições de Vida e Dinâmica Urbana: S Paulo 1980-1993.** Campinas, SP: UNICAMP.IE, 1997. p.53-74. 574 p.

BARCELLOS, C., BASTOS, F.I. Redes sociais e difusão da AIDS no Brasil. 1996. **Boletín de La Oficina Sanitaria Panamericana**, 121:11-24.

BARATA, R.B. Epidemiologia no século XXI: perspectivas para o Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v.2, n.1/2, p.6-18, 1999.

_____. O desafio das doenças emergentes e a revalorização da epidemiologia descritiva. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.31, n. 5, p. 531-537, 1997.

BARATA, R.B., BARRETO, M.L., ALMEIDA FILHO, N., VERAS, R.P. (orgs). **Equidade e saúde: contribuições da epidemiologia**. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997. p. 11-19. 256 p. (Série epidemiológica, 1).

BARATA, R.B., RIBEIRO, M.C.S.A. Relação entre homicídios e indicadores econômicos em São Paulo, Brasil, 1996. **Revista Panamericana Salud Publica**, v. 7, n.2, p.118-124, 2000.

BARATA, R.B., RIBEIRO, M.C.S.A., GUEDES, M.B.L.S., MORAES, J.C. Intra-Urban differentials in death rates from homicide in the city of São Paulo, Brazil, 1988-1994. **Social Science Medicine**, v.47, n.1, p.19-23, 1998.

BARATA, R.B., RIBEIRO, M.C.S.A., MORAES, J.C. Desigualdades sociais e homicídios em adolescentes e adultos jovens na cidade de São Paulo em 1995. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v.2, n.1/2, p.50-59, 1999.

_____. Tendência temporal da mortalidade por homicídios na cidade de São Paulo, Brasil, 1979-1994. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 4, p.711-718, out.dez., 1999a.

BARRETO, M.L. Por uma epidemiologia da saúde coletiva. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, p.104-122, 1998.

BARRETO, M.L., CARMO, E.H. Mudanças em padrões de morbimortalidade: conceitos e métodos. In: MONTEIRO, C. A. (Org.). **Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP, 1995. p.17-30. 359 p.

BARROS, M.B.A. As mortes por suicídio no Brasil. In: CASSORLA, R.M.S. (Coord.). **Do suicídio – estudos brasileiros**. São Paulo: Papyrus, 1991.

BEATO FILHO, C., ASSUNÇÃO, R.M., SILVA, B.F. A, MARINHO, F.C., REIS, I. A., ALMEIDA, M.C.M. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p.1163-1171, 2001.

BESSIS, S. **De la exclusión social a la cohesión social. Síntesis del Coloquio de Roskilde**. Paris: UNESCO, 1995.

BHALLA, A.S., LAPEYRE, F. **Poverty and exclusion in a global world**. Gran Bretaña: Macmillan Press, 1999.

BORBA, M.C.L. **Fatores socioeconômicos e mortalidade infantil em Minas gerais**. 2000. 108p. Dissertação. (Mestrado em Saúde Pública – área de Epidemiologia). Departamento de Medicina Preventiva e Social. Faculdade de Medicina-UFMG.

BORREL, C. Métodos utilizados no estudo das desigualdades sociais em saúde. In: BARATA, R. (Org.). **Condições de vida e situação de saúde**. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997. 276 p. p.167-195.

BORREL, C. REGIDOR, E., ARIAS, L.C., NAVARRO, P., PUIGPNÓS, R., DOMÍNGUEZ, V., PLASÉNCIA, A. Inequalities in mortality according to educational level in two large southern european cities. **International Journal of Epidemiology**, v. 28, p.58-63, 1999.

BOURDIEU, P. Efeitos de Lugar. In: BOURDIEU, P. **O Mundo Miserável**. Petrópolis: Vozes, 1997. p.738. p.159-66.

BRAVERMAN, P., KRIEGER, N., LYNCH, J. Health inequalities and social inequalities in health: a reply to Murray et al. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 78, n. 2, 2000.

BRAVERMAN, P., TARIMO, E: Health screening, development, and equity. **Journal of Public Health Policy**, v.17, n.1, p.14-27, 1996.

BREILH, J. La inequidad y la perspectiva de los sin poder: construcción de lo social y del género. In: _____. **Cuerpos, Diferenciais y Desigualdades**. Utópia: Bogotá, 1998.

_____. Perspectivas para a crítica dos modelos convencionais. In: BREILH, J. **Epidemiologia, economia, política e saúde**. 1991. São Paulo: UNESP/HUCITEC. p.276. p.39-70.

BUSTAMANTE, M.T. **Mortalidade por câncer no Estado do Rio de Janeiro, 1979/81: um estudo da distribuição geográfica**. Rio de Janeiro, 1992. (Dissertação de Mestrado-Universidade Estadual do Rio de Janeiro).

CARR-HILL, R., CHALMERS-DIXON, P. **A review of methods for monitoring and measuring social inequality, deprivation and health inequality**. June, 2002. Disponível em: <http://www.proadess.cict.fiocruz.br>.

CASTELLANOS, P.L. Epidemiologia, saúde pública, situação de saúde e condições de vida. Considerações conceituais. In: BARATA, R.B. (Org.) **Condições de vida e situação de saúde**. Rio de Janeiro: FIOCRUZ/ABRASCO, 1997. 276 p. p.31-75.

_____. O ecológico na epidemiologia. In: ALMEIDA FILHO, N., BARRETO, M.L., VERAS, R.P., BARATA, R.B. (Orgs.). **Teoria epidemiológica hoje: fundamentos e tendências**. Rio de Janeiro: FIOCRUZ/ABRASCO, 1998. 255p. p.129-147.

_____. Pobreza y desigualdades en perfiles de mortalidad. Comportamiento de algunos indicadores de mortalidad en grupos de población con diferentes condiciones de vida, en la “década perdida” en países seleccionados de América Latina y el Caribe. **Programa de Análisis de Situación de Salud y sus tendencias**, 1992. 53p.

_____. **Sistemas Nacionales de Vigilancia de la Situación de Salud según condiciones de vida y del Impacto de las Acciones de Salud y Bienestar**. Washington: Organización Panamericana de la Salud, 1991. 53p.

CONCHA-EASTMAN, A., ESPITIA, V.E., ESPINOSA, R., GUERRERO, R. La epidemiología de los homicidios en Cali, 1993-1998: seis años de un modelo poblacional. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v.12, n.4, p. 230-239, 2002.

CORDEIRO, R., DONALISIO, M.R.C. Homicídios masculinos na Região Metropolitana de São Paulo entre 1979 e 1998: uma abordagem pictórica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.17, n.3, p.669-677, 2001.

CORTEGUERA, R.R., HENRÍQUEZ, P.A. Mortalidad infantil em Cuba 1959-1999. **Revista Cubana Pediátrica**, v. 73, n. 3, p.57, 2001.

COSTA, A.I.P., NATAL, D. Distribuição espacial da dengue e determinantes socioeconômicos em localidade urbana no Sudeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 232-236, 1998.

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

COSTA, M.C.N., AZI, P. A. PAIM, J.S., SILVA, L.M.V. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p.555-567, 2001.

CURI, P.R. Agrupamento de países segundo indicadores de padrão de vida. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 2, p.127-134, 1993.

DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. **Justice is Good for Our Health. How greater economic equality would promote public health.** 2000. Disponível em: <http://www.proadess.cict.fiocruz.br>.

DAVEY-SMITH, G., NEATON, J.D., WENTWORTH, D., STAMLER, R., STAMLER, J: Mortality differences between black and white men in the USA: contribution of income and other risk factors among men screened for the Multiple Risk Factor Intervention Trial (MRFIT). **Lancet**, London, v. 351, n. 9107, p. 934-939, 1998.

DELLASOPPA, E., BERCOVICH, A.M., ARRIAGA, E. Violência, Direitos civis e demografia NO Brasil na década de 80: o caso da área metropolitana do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 14, n. 39, 1999.

DIAS, T.L., OLIVEIRA, M.P.G., CÂMARA, G., CARVALHO, M.S. Problemas de Escala e Relação Área – indivíduo em Análise Espacial de Dados Censitários. **Informática Pública**, Belo Horizonte, v.4, n.1, p.89-104,2002. Disponível em: <http://newweb.www.paho.org/Portuguese/HDP/HDR/>

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

DUARTE, E.C., SCHNEIDER, M.C., PAES-SOUZA, R., RAMALHO, W.M., SARDINHA, L.M.V., SILVA JÚNIOR, J.B., CASTILLO-SALGADO, C. **Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002. 118p.

DUARTE, E.C., SCHNEIDER, M.C., PAES-SOUZA, R., SILVA, J.B., CASTILLO-SALGADO, C. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. **Revista Panamericana de Salud Publica**, v. 12, n. 6, p.436-444, 2002a.

ESCUDE, M.M.L., VENANCIO, S.I., PEREIRA, J.C.R. Estimativa de impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil. **Revista Saúde Pública**, São Paulo, v. 37, n.3, p. 319-325, 2003:

FIBGE. **Censo demográfico—1991, resultados do universo relativo às características da população e dos domicílios (São Paulo)**. Rio de Janeiro, 1991. 341p.

_____. **Censo demográfico—2000, resultados do universo relativo às características da população e dos domicílios**. CD-ROM, 2001.

FONSECA, M.G.P., BASTOS, F.I., DERRICO, M., ANDRADE, C.L.T., TRAVASSOS, C., SZWARCOWALD, C.L. AIDS e grau de escolaridade no Brasil: evolução temporal de 1986 a 1996. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, supl. 1, p. 77-87, 2000.

FONSECA, M.G.P., SZWARCOWALD, C.L., BASTOS, F.I. Análise demográfica da epidemia de Aids no Brasil, 1989-1997. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 36, n. 6, p. 678-685, 2002.

GIOVANELLA, L., GUERRERO, E., VAITSMAN, J., MAGALHÃES, R., VIEIRA, C. Editorial. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, supl. 4-5, 2002.

GOLDANI, M.Z., BARBIERI, M.A., BETTIOL, H., BARBIERI, M.R., TOMKINS, A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. **Revista de Saúde Pública**, v.35, n.3, p. 256-261, 2001.

GOLDANI, M.Z., BENATTI, R., SILVA, A.A.M., BETTIOL, H., CORREA, J.C.W., TIETZMANN, M., BARBIERI, M.A. Narrowing inequalities in infant mortality in Southern Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 36, n. 4, p. 478-83, 2002.

GREGORIO, D.I., WALSH, S.J. PATURZO, D. The Effects of Occupation-Based Social Position on Mortality in Large American Cohort. **American Journal of Public Health**, v.87, n.9, p.1472-1475, p. 1997.

GUIMARÃES, M.J.B., MARQUES, N.M., MELO FILHO, D. A., SZWARCOWALD, C.L. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 5, p.1413-1424, 2003.

GWATKIN, D.R. Health inequalities and the health of the poor: What do we Know? What can we do? **Bulletin of the World Health Organization**, v. 78, n. 1, p.3-18. 2000.

JARVIS, M.J., WARDLE, J. Social patterning of individual health behaviours: the case of cigarette smoking. In: MARMOT, M., WILKINSON, R.G. **Social determinants of health**. Oxford: UK, 1999. p.240-255.

JEFFERYS, M. Social inequalities in health. Do they diminish with age? (Editorial). **American Journal of Public Health**, v. 86, p. 473-474, 1996.

KAWACHI, I., KENNEDY, B.P. The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? **Social Science & Medicine**, v.45, n.7, p.1121-1127, 1997.

KAWACHI, I., KENNEDY, B.P., GUPTA, V., PROTHROW-STITH, D. Women's status and the health of women and men: a view from the States. **Social Science and Medicine**, v. 48, n. 1, p. 21-32, 1999.

KAWACHI, I., KENNEDY, B.P., LOCHNER, K., PROTHROW-STITH, D. Social Capital, Income Inequality, and Mortality. **American Journal of Public Health**, v.87, n. 9.1491, p. 98, Sept. 1997.

KELSEY, J.L., HORN-ROSS, P.L. Breast cancer: magnitude of the problem and descriptive epidemiology. **Epidemiol Rev.**, v. 15, p.7-16, 1993.

KENNEDY, B.P., KAWACHI, I., PROTHROW-STITH, D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Index in the United States. **B.M.J.**, v. 312, n. 20, p. 1004-1007, 1996.

KEY TJ, ALLEN NE, SPENCER EA, TRAVIS RC. Nutrition and breast cancer. **Breast**, v. 12, n. 6, p. 412-416, 2003.

KILSZTAJN, S., ROSSBACH, A., CARMO, M.S.N., SUGAHARA, G.T.L. Assistência pré-natal, baixo peso e prematuridade no Estado de São Paulo, 2000. **Revista Saúde Pública**, São Paulo, v. 37, n. 3, p. 303-310, 2003.

KRIEGER N, QUESENBERRY C JR, PENG T, HORN-ROSS P, STEWART S, BROWN S, SWALLEN K, GUILLERMO T, SUH D, ALVAREZ-MARTINEZ L, WARD F. Social class, race/ethnicity, and incidence of breast, cervix, colon, lung, and prostate cancer among Asian, Black, Hispanic, and White residents of the San Francisco Bay Area, 1988-92 (United States). **Cancer Causes Control**, n. 6, p. 525-537, 1999.

KUNST. A.E. Cerebrovascular disease mortality and occupational class in 11 western European countries and the United States. In: KUNST. A.E. **Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality**. Thesis Erasmus University Rotterdam. 1997. p. 173-184.

_____. Measuring socio-economic differences in mortality. In: KUNST. A.E. **Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality**. Thesis Erasmus University Rotterdam. 1997a. p. 25-48.

LANDIS, J.R., KOCH, G.G. The Measurement of observer agreement for categorical data. **Biometrics**, v.33, p. 159-174, 1977.

LAPA, T., XIMENES, R., SILVA, N.N., SOUZA, W., ALBUQUERQUE, M.F.M., CAMPOZANA, G. Vigilância da hanseníase em Olinda, Brasil, utilizando técnicas de análise espacial. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1153-1162, 2001.

LEAL, M.C., SZWARCOWALD, C.L. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 31, n. 5, p. 457-465, 1997.

LESSA, I. Doenças cerebrovasculares. In: LESSA, I. **O Adulto Brasileiro e as Doenças da Modernidade: Epidemiologia das doenças crônicas não – transmissíveis**. São Paulo: HUCITEC/ABRASCO, 1998. 284 p. p. 97-114.

LIBERATOS, P., LINK, P.G., KELSEY, J. The measurement of social class in epidemiology. **Epidemiologic Reviews**, p.187-121, 1988.

LIMA, M.L., XIMENES, R. Violência e morte: diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 14, n.34, p. 829-840. 1998.

LIMA, M.L.C., SOUZA, E.R., XIMENES, R., ALBUQUERQUE, M.F.P.M., BITOUN, J., BARROS, M.D.A. Evolução de homicídios por área geográfica em Pernambuco entre 1980 e 1998. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 462-469, 2002.

LLORCA, J., SALCEDA, D.P., DELGADO-RODRIGUEZ, M. Medición de las desigualdades en la edad de muerte: cálculo del índice de GINI a partir de las tablas de mortalidad. **Revista Espanhola Salud Pública**, v. 74, p. 5-12, 2000.

LOCHNER, K., PAMUK, E., MAKUC, D., KENNEDY, B., KAWACHI, I.: State-level income inequality and individual mortality risk: a prospective, multilevel study. **American Journal of Public Health**, v. 91, n. 3, p. 385-391, 2001.

LOCHNER, K.A., KAWACHI, I., BRENNAN, R.T., BUKA, S.L. Social capital and neighborhood mortality rates in Chicago. **Social Science & Medicine**, v.56, p. 1797-1805, 2003.

LOTUFO, P. A., LOLIO, C. A, Tendências de evolução da mortalidade por doenças cardiovasculares: o caso do Estado de São Paulo. In: Monteiro, C.A. (Org.). **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP, 1995. p. 279-287.

LYNCH, H.T. GUIRGIS, H. LYNCH, J., BRODKEY, F.D., MAGEE, H. Cancer of the colon: socioeconomic variables in a community. **American Journal of Epidemiology**, v. 102, p. 119-127, 1975.

MACEDO, A.C., PAIM, J.S., SILVA, L.M.V., COSTA, M.C.N. Violência e desigualdade social: mortalidade por homicídios e condições de vida em Salvador, Brasil. **Revista Saúde Pública**, v. 35, n. 6, p.515-522, 2001.

MACINKO, J. A., STARFIELD, B. Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001. **International Journal for Equity in Health**, 2002. p. 1-20. Disponível em: <http://www.equityhealthj.com>.

MACKENBACH, J.P., KUNST, A.E. Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health: An overview of available measures illustrated with two examples from Europe. **Social Science & Medicine**, n. 44, p.757-771, 1997.

MARÍN-LEÓN, L., BARROS, M.B.A. Mortes por suicídio: diferenciais de gênero e nível socioeconômico. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.37, n.3, p.357-363, 2003.

MARTINS, C.M., ALMEIDA, M.F. Fecundidade e diferenciais intra-urbanos de desenvolvimento humano, São Paulo, Brasil, 1997. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.35, n.5, p. 421-427, 2001.

MARTINS, I.S., MARUCCI, M.F.N., VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G., COELHO, L.T., CERVATO, A.M. Doenças cardiovasculares ateroscleróticas, dislipidemias, hipertensão, obesidade e diabetes melito em população da área metropolitana da região Sudeste do Brasil.III – Hipertensão. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 31, n. 5, p. 466-471, 1997.

MELLO JORGE, M.H.P., GAWRYSZEWSKI, V.P., LATORRE, M.R..D.O. Acidentes e violências no Brasil. I - Análise dos dados de mortalidade. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.31, n.5, p. 25, 1997.

MENEZES, A.M.B., BARROS, F.C.,VICTORA, C.G., TOMASI, E., HALPERN, R., OLIVEIRA, A.L.B. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 32, n.3, p.209-216, 1998.

MICHELOZZI, P., PERUCCI, C. A, FORASTIERE, F., FUSCO, D., ANCONA, C., DELL'ORCO. Inequality in health: socioeconomic differentials in mortality in Rome, 1990-95. **Journal of Epidemiol Community Health**, v. 53, p. 687-693, 1999.

MIDDELKOOP, B.JC., STRUBEN, H.WA., BURGER, I., VROOM-JONGERDEN, JM. Urban cause-specific socioeconomic mortality differences. Which causes of death contribute most? **International Journal of Epidemiology**, v. 30:240-247, 2001.

MONTEIRO, C. A.; NAZARIO, C.L. Declínio da mortalidade infantil e equidade social: o caso da cidade de São Paulo entre 1973 e 1993, p.173-92. In: MONTEIRO, C. A (Org). **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil**. São Paulo: HUCITEC, 1995. 359p.

MOONEY, G., JAN, S. Vertical equity: weighting outcomes or establishing procedures? **Health Policy**, v. 39, n. 1, p. 79-87, 1997.

MORAIS NETO, O.L., BARROS, M.B.A. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro – Oeste do Brasil: *linkage* entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, n.2, p.477-485, 2000.

MORAIS NETO, O.L., BARROS, M.B.A., MARTELLI, C.M.T., SILVA, S.A. CAVENAGHI, S.M., SIQUEIRA Jr, J.B. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1241-1250, 2001.

MORGENSTERN, H. Ecologic Studies. In: ROTHMAN, K.J., GREENLAND, S. **Modern Epidemiology**. 2 ed. EUA: Lippincott-Raven, 1998. 737p. p.459-497.

_____. Uses of ecological analysis in epidemiologic research. **American Journal of Public Health**, Washington, v.72.n. 12, p.1336-1344, 1982.

MURRAY, C.J.L., GAKIDOU, E.E., FRENK, J. Desigualdades en salud y diferencias entre grupos sociales: qué debemos medir? **Boletín de la Organización Mundial de la Salud**, Washington, n.2, p. 10-15, 2000.

NAVARRO, V. Health and equity in the world in the era of “globalization”. **International Journal of Health Services**, v. 29, n. 2, p. 215-26, 1999.

NILSEN, T.I.L., JOHNSEN, R., VATTEN, L.J. Socio-economic and lifestyle factors associated with the risk of prostate cancer. **Br. J. Cancer**, v. 82, n. 7, p. 1358-1363, 2000.

NORVIS, M.J. **SPSS - For Windows: base system user's guide research 50**. Chicago: SPSS, 1992.

NUNES, A., SANTOS, J.R.S., BARATA, R.B., VIANNA, S.M. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil. Uma proposta de monitoramento**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001. 224p.

OLAYA-CONTRERAS, P., PIERRE, B., LAZCANO-PONCE, E., VILLAMIL-RODRIGUEZ J., POSSO-VALENCIA, H.J. Factores de riesgo reproductivo asociados al cáncer mamario, en mujeres colombianas. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 33, n.3, p.4-45, 1999.

ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD. Exclusión en salud en países de América Latina y el Caribe. Washington, D.C.:OPS, 2003. (Série Extensão de la Protección Social en Salud, nº.1. Capítulo 1. Marco Conceitual. Disponível em: <http://www.iseqh.org>.

PAES-SOUSA, R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n.5, p.1411-1421, set-out., 2002.

PAIM, J.S. Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: notas para reflexão e ação. In: BARATA, R.B. (Org.). **Condições de vida e situação de saúde**. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997. 276 p. p.7-25.

PAPPAS, G., QUEENS, S., HADDEN, W., FISHER, G. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. **The New England Journal of Medicine**, v. 329, n. 2, p.103-109, 1993.

PEREIRA, J.C.R. **Análise de dados qualitativos: Estratégias Metodológicas para as Ciências da Saúde, Humanas e Sociais**. 3.ed. São Paulo: EDUSP, 2001.156p.

PETO, R. et al. Mortality from tobacco in developed countries: indirect estimation from national vital statistics. **Lancet**, London, v. 339, p. 1268-1278, 1992.

PROGRAMA DE APRIMORAMENTO DAS INFORMAÇÕES DE MORTALIDADE NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO - PRO-AIM. Mortalidade na cidade de São Paulo no ano de 1999. **Boletim**, 2000.

_____. A queda da mortalidade infantil na cidade de São Paulo nos anos 90. **Boletim**, 2000a.

PUKKALA, E., WEIDERPASS, E. Socio-economic differences in incidence rates of cancers of the male genital organs in Finland, 1971-95. **Int. J. Cancer**, v. 20, p.102, n. 6, p. 643-648, Dec. 2002.

RAWLS, J. A. **Theory of Justice**. Cambridge Mass.: Belknap Press of Harvard University Press, 1999.

ROBBINS, A.S., WHITTEMORE, A.S., THOM, D.H. Differences in socioeconomic status and survival among white and black men with prostate cancer. **American Journal Epidemiol.**, v. 152, n. 5, p. 493-494, Sept. 2000.

SACKER, A., BARTLEY, M., FIRTH, D., FITZPATRICK, R.: Dimensions of social inequality in the health of women in England: occupational, material, and behavioral pathways. **Social Science and Medicine**, v. 52, p. 763-81, 2001.

SANTOS, M. **Espaço & Método**. 4.ed. São Paulo: Nobel, 1997. 88p.

SANTOS, S.M., BARCELLOS, C., CARVALHO, M.S., FLÔRES, R. Detecção de aglomerados espaciais de óbitos por causas violentas em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 1996. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.17, n.5, p. 1141-1151, 2001.

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

SASCO, A.J. Breast cancer and the environment. **Horm Res.** v. 60, Suppl , p. 50, 2003.

SCHNEIDER, M.C., CASTILLO-SALGADO, C., BACALLAO, J., LOYOLA, E., MUJICA, O.J., VIDAURRE, M., ROCA, A. Métodos de medición de las desigualdades de salud. **Revista Panamericana de Salud Publica**, v. 12, n.6, p. 398-415, 2002.

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

SEADE. FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISES DE DADOS, 2003. Disponível em: www.seade.gov.br.

SEADE. FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISES DE DADOS. SP Demográfico. Mortalidade por doenças do aparelho circulatório. **Estáticas vitais do Estado de São Paulo – Resenha Mensal**. Ano 4 – nº 2. 2003a. Disponível em: www.seade.gov.br.

_____. FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Banco de óbitos por distrito de São Paulo**. 1999. Banco em EPI- 6.

_____.FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Dados de população por distrito de São Paulo**. 1999a. (Banco de dados em formato Excell).

SEN, A. **Development as freedom**. USA: 1999.

SENN, M.C.M. Equity and health policy:some reflections on the family Health Program in Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, supl. 4, p. 203-211, 2002.

SHAW, M., DORLING, D., SMITH, G.D. Pobreza, social exclusion, and minorities. In: MARMOT, M., WILKINSON, R.G. **Social determinants of health**. New York, Oxford, 1999. p.211-233.

SHI, L., STARFIELD, B.: Primary care, income inequalities, and self-rated health in the United States: a mixed-level analysis. **International Journal of Health Services**, v. 30 n. 3, p. 541-555, 2000.

SHIMAKURA, S.E., CARVALHO, M.S., AERTS, D.R.G.,FLORES, R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.17, n.5, p.1251-1261, 2001.

SILVA, J.B.; BARROS, M.B.A. Epidemiologia e desigualdade: notas sobre a teoria e a história. **Revista Panamericana Salud Publica**, v.12, n. 6, p.375-383, 2002.

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

SOOMAN, A., MACINTYRE, S. Health and perceptions of the local environment in socially contrasting neighbourhoods in Glasgow. **Health Place**, v. 1, p. 15-26, 1995.

SOUSA-PAES, R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, n. 5, p.1411-1421, 2002.

SPOSATI, A. (Coord.). **O Mapa da Exclusão/Inclusão Social da Cidade de São Paulo**. São Paulo: EDUC, 1996. 126 p.

STARFIELD, B. Improving equity in health: A research agenda. **International Journal of Health Services**, v. 31, n.3, p.545-566, 2001.

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

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

SZWARCWALD, C.L.; BASTOS, F.I.; ANDRADE, C.L.T. Medidas de desigualdad em salud: la discusión de algunos aspectos metodológicos com uma aplicación para la mortalidad neonatal em el Município de Rio de Janeiro, 2000. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.18, supl. 4, p. 959-970, 2002.

SZWARCWALD, C.L., BASTOS, I.B., ESTEVES, M.P., ANDRADE, C.L., PAEZ, M.S., MEDICE, E.V., DERRICO, M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, p. 15-28, 1999.

SZWARCWALD, C.L.; BASTOS, F.I.; ESTEVES, M.A.P.; ANDRADE, C.L.T. A disseminação da epidemia da AIDS no Brasil, no período de 1987-1996: uma análise espacial. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, supl. 1. p:7-19, 2000.

SZWARCWALD, C.L.;CASTILHO, E.A. Estimativa do número de pessoas de 15 a 49 anos infectadas pelo HIV, Brasil, 1998. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, supl. 1, p:135-141, 2000.

TEIXEIRA, P. **Mortalidade infantil: fontes, metodologias e resultados**. Recife: Fundação Joaquim Nabuco. Editora Massangana, 1998. 165.p.

_____. Mortalidade na infância, relações produtivas e pobreza no nordeste: um estudo estatístico e sócio-econômico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 11. 1998a. p. 1803-1827.

TOVAR-GUZMÁN, V., HERNÁNDEZ-GIRÓN, C., LAZCANO-PONCE, E., ROMIEU, I., AVILA, M.H. Breast cancer in Mexican women: an epidemiological study with cervical cancer control. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 34, n.2, p. 113-119, 2000.

TOWNSEND, P., DAVIDSON, N. **Inequalities in Health**. The Black Report. London: Penguin, 1982. 240p.

TURRELL, G., MATHERS, C., Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997. **International Journal of Epidemiology**, v.29, p.231-239, 2000.

UNGLERT, C.V.S. Territorialização em sistemas de saúde. In: MENDES, E.V. Distrito Sanitário. **O processo social de mudança das práticas sanitárias do sistema único de saúde**. Rio de Janeiro: Hucitec/Abrasco, 1993. p.310. p.221-236.

UNICEF. **Situação Mundial da Infância**. Brasília, 2000.

_____. **Situação Mundial da Infância**. Brasília, 1997. p.107.

VAGERÕ, D., LUNDBERG, O. Health inequalities in Britain and Sweden. **Lancet**, London, v. 2, p. 35-36, 1989.

VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A., VAN der BURG, H., CHRISTIANSEN, T., CITONI, G., DI BIASE, R., GERDTHAM, U.G., et al: The redistributive effect of health care finance in twelve OECD countries. **Journal of Health Economics**, v. 18, n. 3, p. 291-313, 1999.

VEGA-LÓPEZ, M.G., GONZÁLEZ-PÉREZ, G.J., TORRE, A.M., BARBOSA, A.V., PIVARAL, C.C., QUINTERO-VEGA, P.P. Variaciones regionales de la mortalidad por homicidios en Jalisco, México. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.19, n.2, p.613-623, 2003.

VERMELHO, L.L., MELLO, M.H.P., Mortalidade de jovens: análise do período de 1930 a 1991 (a transição epidemiológica para a violência). **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 319-331, 1996.

WAGSTAFF, A., PACI, P., DOORSLAER, E. Van. On the measurement of inequalities in health. **Social Science & Medicine**, v. 33, p. 545-557, 1991.

WALDMAN, E. A.; BARATA, R.C.B.; MORAES, J.C.; GUIBU, I. A; TIMENETSKY, M.C.S.T. Gastroenterites e infecções respiratórias agudas em crianças menores de 5 anos, em área da região Sudeste do Brasil, 1986-1987. II - Diarréias. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 31, n. 1, p.62-70, 1997.

WALDVOGEL, B.; MORAIS, L. Mortalidade por AIDS em São Paulo: dezoito anos de história. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 11. 1998. p. 2131-2144.

WHITEHEAD, M. The concepts and principles of equity and health.**WHO/EURO Consultan, 1991.**

WHITEHEAD, M.The concepts and principles of equity and health. **International Journal of Health Services**, v.22, n. 3, p. 429-445, 1992.

WORLD BANK. **World Development Report 1993**. New York: Oxford University Press, 1993.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Equity in Health and health care: a WHO/SIDA initiative**. Geneva, 1996. 51p.

YUNES,J. Mortalidad por causas violentas en la región de las Américas. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana**, Washington, v. 114, n. 4, p. 302-316, 1993.

8 - ANEXOS

Variáveis Socioeconômicas Utilizadas para Conformar os Diferentes Conglomerados

DISTRITOS	ESCOLARIDADE CHEFES				HABITAÇÃO				RENDA CHEFES		
	PA (%) analfa	PPI (%) < 4 anos	PSS (%) >10anos	PU (%) >15anos	AGUA %	ESGOTO %	LIXO %	I Aglom razão	média em SM	SM 20 %	SM 1/2 %
001-AGUA RASA	8,11	19,69	27,05	9,73	99,77	93,71	99,97	0,64	6,33	4,99	6,53
002-ALTO de PINHEIROS	2,27	6,81	69,13	48,69	99,06	97,76	99,94	0,39	21,44	36,36	2,72
003-ANHANGUERA	14,67	32,25	9,22	1,87	79,98	7,85	82,92	0,97	4,05	1,11	11,90
004-ARICANDUVA	9,96	25,02	18,32	5,32	98,67	83,56	97,31	0,78	4,92	2,39	9,07
005-ARTUR ALVIM	8,84	21,23	18,13	3,81	99,51	91,65	98,10	0,79	4,41	0,95	5,43
006-BARRA FUNDA	5,30	12,07	56,64	31,12	95,44	88,14	98,47	0,49	10,98	13,69	4,10
007-BELA VISTA	2,77	8,14	61,32	34,31	97,7	93,70	99,95	0,46	12,25	16,74	4,57
008-BELEM	5,97	16,32	33,18	13,72	89,80	83,88	99,89	0,61	6,44	5,52	6,17
009-BOM RETIRO	4,75	14,20	35,85	14,28	92,00	83,32	99,72	0,63	6,20	4,84	7,09
010-BRAS	7,56	19,18	31,68	13,07	85,73	79,87	99,58	0,71	6,04	3,31	6,55
011-BRASILANDIA	15,22	32,70	9,93	2,2	96,54	73,88	98,78	1,03	3,55	0,67	10,09
012-BUTANTA	4,25	10,83	52,98	31,22	99,49	95,37	99,85	0,51	12,14	18,18	4,80
013-CACHOEIRINH	13,82	30,34	16,82	4,51	97,02	77,30	96,58	0,91	4,22	1,44	6,61
014-CAMBUCI	5,72	13,78	40,85	16,92	94,18	89,05	99,96	0,59	7,71	7,53	5,34
015-CAMPO BELO	5,62	11,22	63,17	39,65	98,89	92,34	96,47	0,44	15,52	26,34	2,96
016-CAMPO GRAND	5,33	13,79	43,15	21,17	99,31	91,02	99,68	0,59	11,01	15,44	5,77
017-CAMPO LIMPO	12,60	29,35	17,45	5,19	97,97	72,84	96,62	0,88	5,10	2,62	7,92
018-CANGAIBA	9,41	23,07	19,28	5,3	99,41	81,89	99,43	0,81	4,69	1,95	6,79
019-CAPAO REDON	14,58	33,36	11,04	2,83	97,7	64,93	97,46	0,95	4,09	1,79	11,08
020-CARRAO	8,34	19,52	26,93	9,55	99,7	91,9	99,92	0,66	5,95	4,04	7,61
021-CASA VERDE	6,11	17,73	27,57	10,42	99,69	95,08	99,9	0,70	6,36	5,32	5,41
022-CID ADEMAR	13,68	31,36	16,85	6,31	98,14	70,19	98,79	0,87	5,39	4,09	7,18
023-CID DUTRA	12,15	28,27	18,36	5,83	97,61	66,84	99,25	0,85	5,45	3,54	8,21
024-CID LIDER	11,29	27,61	13,15	2,93	99,39	80,63	98,73	0,90	4,49	1,25	5,90
025-CID TIRADEN	10,03	24,71	8,28	0,83	91,78	85,38	94,02	0,98	3,12	0,15	8,28
026-CONSOLACAO	1,58	4,91	72,95	45,34	98,61	98,27	99,87	0,37	16,60	26,02	5,16
027-CURSINO	7,27	18,45	34,4	15,39	99,24	88,84	99,84	0,66	8,00	8,70	5,98
028-ERM MATARAZ	11,31	27,07	14,9	3,25	97,71	75,10	99,42	0,91	4,09	1,19	8,74
029-FREG DO O	9,39	23,09	22,45	7,17	99,37	84,94	99,91	0,76	5,49	3,48	7,89
030-GRAJAU	14,10	34,69	7,54	1,03	86,73	42,44	95,84	1,00	3,75	0,60	8,15
031-GUAIANAZES	13,62	30,78	8,76	1,38	97,34	39,98	96,48	0,99	3,33	0,40	5,45
032-IGUATEMI	16,95	39,46	4,42	0,35	87,79	57,90	91,3	1,09	3,16	0,43	12,80
033-IPIRANGA	6,27	15,03	36,35	15,5	99,34	92,95	99,88	0,60	7,57	7,33	5,02
034-ITAIM-BIBI	4,40	8,62	67,17	44,1	97,78	94,51	98,66	0,41	17,00	29,10	5,52
035-ITAIM PAULI	16,49	36,24	7,73	1,38	96,12	78,46	97,03	1,05	2,99	0,34	9,15
036-ITAQUERA	11,27	26,94	14,77	3,40	98,57	78,53	99,02	0,90	4,03	0,97	5,93
037-JABAQUARA	9,35	21,82	30,59	14,04	98,79	86,06	98,60	0,73	6,84	6,50	5,78
038-JACANA	10,10	23,15	21,83	6,70	96,66	80,8	97,65	0,80	4,97	2,33	7,03
039-JAGUARA	8,74	21,55	21,03	6,12	99,43	86,79	99,88	0,72	5,28	2,67	6,48
040-JAGUARA	11,62	24,69	35,08	16,29	97,82	82,29	99,88	0,70	7,84	8,88	5,36
041-JARAGUA	11,11	27,17	12,36	2,00	96,77	56,77	98,00	0,92	4,38	1,20	6,97
042-JD ANGELA	17,06	40,25	4,81	0,76	92,69	51,52	91,28	1,07	3,41	0,57	9,16
043-JD HELENA	16,93	36,93	7,35	0,97	94,88	56,56	95,03	1,07	2,85	0,32	11,94
044-JD PAULISTA	1,22	3,22	78,83	54,19	99,02	92,30	99,93	0,33	22,53	38,39	2,79
045-JD SAO LUIS	13,38	32,37	11,51	2,87	98,43	69,78	98,22	0,94	4,58	1,84	8,01
046-JOSE BONIFA	7,10	20,91	14,69	2,09	97,17	72,63	97,45	0,80	4,01	0,39	3,91
047-LAJEADO	18,51	39,97	5	0,71	92,58	59,88	95	1,11	2,88	0,17	5,79
048-LAPA	3,58	10,77	49,21	24,54	99,54	96,65	99,98	0,50	9,75	11,99	4,12
049-LIBERDADE	3,89	10,24	55,02	29,22	92,82	87,76	99,94	0,54	10,46	12,94	4,95
050-LIMAO	9,57	22,53	24,69	7,79	98,07	85,88	99,93	0,78	5,34	2,91	6,91
051-MANDAQUI	7,43	18,16	34,16	13,24	99,37	92,81	99,89	0,69	6,81	5,42	4,56
052-MARSILAC	25,40	51,42	4,09	0,62	1,18	0,42	27,27	1,01	3,15	1,19	12,96
053-MOEMA	1,91	4,81	75,48	52,72	99,38	98,62	99,92	0,37	22,08	39,06	2,72
054-MOOCA	4,44	12,32	43,34	20,24	98,77	94,72	99,92	0,52	9,52	11,22	4,39
055-MORUMBI	9,82	17,29	60,37	43,33	98,77	81,17	94,46	0,42	28,82	43,87	5,09
056-PARELHEIROS	19,97	41,67	4,66	0,98	60,58	15,69	75,43	1,06	3,44	0,80	7,26
057-PARI	7,67	20,93	29,16	10,56	97,28	82,03	99,95	0,67	5,81	3,94	4,88
058-PQ DO CARMO	14,64	32,23	11,92	2,9	93,99	63,78	96,25	0,96	3,96	1,31	8,14
059-PEDREIRA	13,78	31,58	11,54	2,28	96,13	33,95	97,91	0,95	4,33	1,77	8,95
060-PENHA	7,63	18,78	24,67	8,31	98,47	91,82	98,96	0,69	5,60	3,52	7,08
061-PERDIZES	1,85	5,44	68,19	43,23	99,57	98,24	99,97	0,42	15,54	25,41	2,97
062-PERUS	14,25	31,45	9,95	1,56	94,67	27,13	95,62	0,93	3,54	0,71	9,35
063-PINHEIROS	1,87	5,3	70,24	46,8	99,45	98,70	99,96	0,38	18,23	29,07	3,73
064-PIRITUBA	10,40	23,31	22,25	6,66	99,16	81,46	99	0,78	5,43	3,23	7,89
065-PONTE RASA	10,18	24,46	18,6	5,05	99,17	84,17	99,06	0,82	4,83	2,03	6,59
066-RAPOSO TAVA	12,76	29,02	17,73	5,01	98,8	86,73	99,31	0,86	4,91	2,38	7,33
067-REPUBLICA	2,99	8,65	51,97	21,79	98,54	97,18	99,98	0,57	7,89	6,31	3,80
068-RIO PEQUENO	11,61	24,81	28,28	12,79	96,14	80,52	99,54	0,74	6,91	6,21	5,95
069-SACOMA	9,27	24,2	24,16	7,98	97,42	83,06	99,77	0,79	5,92	3,87	4,35
070-STA CECILIA	3,51	9,59	55,8	28,08	94,42	91,5	99,96	0,48	10,28	12,42	5,03
071-SANTANA	3,34	9,24	50,82	24,87	99,47	94,87	99,21	0,51	10,66	13,74	4,03
072-SANTO AMARO	2,44	6,87	63,43	38,07	99,58	97,04	99,87	0,43	17,95	27,59	3,71
073-SAO DOMINGO	9,42	21,83	25,01	9,16	98,73	81,77	99,78	0,73	6,36	5,05	5,73
074-SAO LUCAS	10,48	24,5	20,64	6,13	99,64	87,23	99,26	0,76	5,28	2,68	7,48
075-SAO MATEUS	11,94	29,2	12,62	2,55	98,51	78,97	103,69	0,91	4,08	1,01	9,75
076-SAO MIGUEL	13,31	30,4	14,82	3,74	97,6	80,85	99	0,89	3,88	1,34	8,36

077-SAO RAFAEL	12,76	30,84	8,03	0,89	97,4	84,85	97,97	0,96	3,91	0,61	11,89
078-SAPOPEMBA	13,57	31,34	10,21	1,76	98,16	76,42	98,61	0,92	3,94	0,80	11,21
079-SAUDE	3,34	8,64	58,05	33,42	99,4	97,1	99,94	0,49	12,03	17,44	4,73
080-SE	4,74	13,07	34,11	9,85	98,43	95,96	99,99	0,76	5,74	2,73	5,50
081-SOCORRO	5,80	16,39	38,89	17,17	98,3	89,26	99,44	0,59	9,09	10,08	6,12
082-TATUAPE	4,56	12,09	42,77	19,81	99,13	95,8	99,47	0,53	8,92	9,86	5,15
083-TREMEMBE	11,51	23,25	24,42	9,69	94,15	66,76	97,47	0,77	6,12	5,17	8,24
084-TUCURUVI	6,08	14,95	34,42	13,38	99,81	89,24	99,9	0,63	7,12	6,18	5,80
085-VL ANDRADE	17,29	31,22	38,58	27,07	96,97	55,41	87,12	0,60	17,94	26,19	5,51
086-VL CURUCA	14,32	34,29	8,42	1,27	98,19	78,94	96,68	1,03	3,48	0,53	4,37
087-VL FORMOSA	9,82	23,35	21,77	7,53	99,61	92,3	99,89	0,71	5,83	4,19	8,14
088-VL GUILHERM	6,86	17,21	27,46	10,03	98,93	90,45	99,79	0,68	6,09	3,97	6,06
089-VL JACUI	14,00	31,47	11,51	2,28	97,18	77,39	98,31	0,97	3,72	0,88	7,41
090-VL LEOPOLDI	7,62	17,88	42,21	21,67	97,56	93,64	97,53	0,54	9,60	12,62	5,68
091-VL MARIA	11,81	26,13	18,88	6,19	95,2	82,39	96,04	0,81	4,89	2,74	7,05
092-VL MARIANA	2,58	6,59	67,9	42,26	98,89	96,97	99,9	0,42	15,10	24,29	4,28
093-VL MATILDE	8,22	20,88	22,39	7,16	99,74	92,07	99,96	0,74	5,40	2,96	5,52
094-VL MEDEIROS	11,42	26,07	18,23	4,69	99,21	85,91	99,43	0,82	4,52	1,78	7,86
095-VL PRUDENTE	9,72	22,9	24,69	8,83	99,38	92,33	99,96	0,70	5,94	4,39	7,17
096-VL SONIA	7,79	17,91	42,15	23,84	96,67	80,14	98,62	0,57	11,92	16,86	5,39
SÃO PAULO (município)	9,52	22,45	28,39	12,97	97,31	81,19	98,43	0,69	7,60	7,16	6,71

Coeficientes De Correlação De Pearson

	AGUA	LIXO	ESGOTO	AGLO	PA	PPI	PSS	PU	SM 1/2	SM 20	SM
AGUA	1,000	0,958*	0,647*	-0,287*	-0,481*	-0,440*	0,248**	0,192	-0,388*	0,163	0,187
LIXO		1.00	0,674*	-0,306*	-0,550*	-0,493*	0,268*	0,189	-0,399*	0,115	0,138
ESGOTO			1.00	-0,675*	-0,790*	-0,770*	0,616*	0,520*	-0,614*	0,411*	0,430*
IAGLOM				1.00	0,889*	0,939*	-0,961*	-0,909*	0,753*	-0,825*	-0,839*
PA					1.00	0,986*	-0,849*	-0,752*	0,753*	-0,610*	-0,624*
PPI						1.00	-0,911*	-0,827*	0,773*	-0,699*	-0,713*
PSS							1.00	0,978*	-0,747*	0,896*	0,897*
PU								1.00	-0,694*	0,960*	0,951*
SM 1/2									1.00	-0,614*	-0,628*
SM 20										1.00	0,994*
SM											1.00

*Correlação significativa ao nível de 0.01

**Correlação significativa ao nível de 0.05

Em que:

AGUA =Proporção de domicílios ligados à rede geral de abastecimento de água, com canalização interna ;

LIXO =Proporção de domicílios com coleta de lixo realizada por serviço, empresa pública ou particular ;

ESGOTO = Proporção de domicílios com instalação sanitária ligada à rede geral de esgotamento sanitário ;

AGLO= Índice de aglomeração intradomiciliar, ou seja, a razão entre o número médio de pessoas por domicílio e o número médio de cômodos por domicílio

PA= Proporção de chefes de domicílios com menos de 1 ano de estudo, ou seja, analfabetos;

PPI= Proporção de chefes de domicílios com menos de 4 anos de escolaridade formal, ou seja, primário incompleto;

PSS= Proporção de chefes de domicílios com mais de 10 anos de escolaridade formal, ou seja, nível secundário ou superior;

PU =Proporção de chefes de domicílios com 15 anos ou mais de escolaridade formal, ou seja, nível universitário;

SM = Renda média mensal dos chefes de domicílios, em salários mínimos ;

SM 1/2 =Proporção de chefes de domicílios com renda média mensal de até ½ salário mínimo;

SM 20 =Proporção de chefes de domicílios com renda média mensal superior a 20 salários mínimos.

Outras Causas Externas

(W200-W640; W750-W990; X100-X390; X500-X590; Y100-Y890)

- Outras causas externas de traumatismos acidentais (W200 - W649; W750 - W999; X100 - X399; X500 - X599)
- Eventos cuja intenção é indeterminada (Y100 - Y349)
- Intervenções legais e operações de guerra (Y350 - Y369)
- Efeitos adversos de drogas, medicamentos e substâncias biológicas usadas com finalidades terapêuticas (Y400 - Y599)
- Acidentes ocorridos em pacientes durante a prestação de cuidados médicos e cirúrgicos (Y600 - Y690)
- Incidentes adversos durante atos diagnósticos ou terapêuticos associados ao uso de dispositivos médicos (Y700 - Y828)
- Reação anormal em paciente com complicação tardia causada por procedimentos cirúrgicos e outros procedimentos médicos sem menção de acidente ao tempo do procedimento (Y830 - Y849)
- Seqüelas de causas externas de morbidade e de mortalidade (Y850 - Y899)

Exemplo de Cálculo.Estrato I, da Técnica de Cluster com Padronização.

VALOR PONDERADO, DESVIO PADRÃO E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO, PARA A VARIÁVEL SOCIAL PROPORÇÃO DE CHEFES COM NÍVEL UNIVERSITÁRIO (PU%).

DISTRITO	*Número de chefes	Peso do distrito	chefes universit. PU (%)	valor ponderad	Desvios	
002-ALT PINHEIR	13388	4,78	48,69	2,33	0,02	
015-CAMPO BELO	21740	7,76	39,65	3,08	0,20	
026-CONSOLACAO	23806	8,49	45,34	3,85	0,00	
034-ITAIM-BIBI	33212	11,85	44,10	5,23	0,03	
044-JD PAULISTA	34548	12,33	54,19	6,68	1,16	
053-MOEMA	24156	8,62	52,72	4,54	0,39	
055-MORUMBI	9379	3,35	43,33	1,45	0,01	
061-PERDIZES	33053	11,79	43,23	5,10	0,07	
063-PINHEIROS	24929	8,89	46,80	4,16	0,01	
072-SANTO AMARO	20586	7,34	38,07	2,80	0,29	
092-VL MARIANA	41488	14,80	42,26	6,26	0,22	
ESTRATO I	280285	100,00		45,46	1,55	0,034
* denominador			Valor ponderado	DP	CV	

Valor (ponderado) no estrato = **45,46%**

Desvio padrão de PU no estrato = **1,55**

Coefficiente de variação de PU= **0,034**

Localização dos Distritos nos Estratos. Uma Comparação entre as Técnicas.

DISTRITO	TÉCNICAS				Nível de concordância
	CLUSTER COM padronização	PARTIÇÃO COM padronização	PARTIÇÃO	ESCORE 5	
053-MOEMA	I	I	I	I	CT
063-PINHEIROS	I	I	I	I	CT
061-PERDIZES	I	I	I	I	CT
002-ALT PINHEIR	I	I	I	I	CT
044-JD PAULISTA	I	I	I	I	CT
072-SANTO AMARO	I	I	I	I	CT
026-CONSOLACAO	I	I	I	I	CT
092-VL MARIANA	I	I	I	I	CT
034-ITAIM-BIBI	I	I	I	I	CT
015-CAMPO BELO	I	I	I	I	CT
055-MORUMBI	I	I	I	I	CT
090-VL LEOPOLDI	II	II	II	II	CT
096-VL SONIA	II	II	II	II	CT
079-SAUDE	II	II	II	I	CP
048-LAPA	II	II	II	I	CP
012-BUTANTA	II	II	II	I	CP
007-BELA VISTA	II	II	II	I	CP
067-REPUBLICA	II	II	II	I	CP
071-SANTANA	II	II	II	I	CP
054-MOOCA	II	II	II	I	CP
070-STÁ CECILIA	II	II	II	I	CP
082-TATUAPE	II	II	II	I	CP
049-LIBERDADE	II	II	II	I	CP
016-CAMPO GRAND	II	II	II	I	CP
006-BARRA FUNDA	II	II	II	I	CP
081-SOCORRO	II	II	III	II	CP
027-CURSINO	II	II	III	II	CP
033-IPIRANGA	II	II	III	I	I
084-TUCURUVI	II	II	III	I	I
005-ARTUR ALVIM	III	IV	III	III	CP
010-BRAS	III	III	III	II	CP
009-BOM RETIRO	III	III	III	II	CP
008-BELEM	III	III	III	II	CP
021-CASA VERDE	III	III	III	I	I
051-MANDAQUI	III	II	III	I	I
014-CAMBUCI	III	III	II	I	I
001-AGUA RASA	III	IV	III	II	I
080-SE	III	II	III	II	I
020-CARRAO	III	IV	III	II	I
088-VL GUILHERM	III	II	III	II	I
093-VL MATILDE	III	IV	III	II	I
095-VL PRUDENTE	III	IV	III	II	I
057-PARI	III	IV	III	II	I
040-JAGUARE	III	IV	III	II	I
037-JABAQUARA	III	IV	III	II	I
073-SAO DOMINGO	III	IV	III	II	I
087-VL FORMOSA	III	IV	III	II	I
060-PENHA	III	IV	III	II	I
069-SACOMA	III	IV	III	II	I
068-RIO PEQUENO	III	IV	III	II	I
046-JOSE BONIFA	III	IV	IV	III	I
085-VL ANDRADE	III	IV	III	II	I
017-CAMPO LIMPO	IV	IV	IV	IV	CT
028-ERM MATARAZ	IV	IV	IV	IV	CT
076-SAO MIGUEL	IV	IV	IV	IV	CT
013-CACHOEIRINH	IV	IV	IV	IV	CT
075-SAO MATEUS	IV	IV	IV	IV	CT
045-JD SAO LUIS	IV	IV	IV	IV	CT
089-VL JACUI	IV	IV	IV	IV	CT
018-CANGAIBA	IV	IV	IV	III	CP
065-PONTE RASA	IV	IV	IV	III	CP
094-VL MEDEIROS	IV	IV	IV	III	CP
066-RAPOSO TAVA	IV	IV	IV	III	CP
083-TREMEMBE	IV	IV	IV	III	CP
038-JACANA	IV	IV	IV	III	CP
004-ARICANDUVA	IV	IV	IV	III	CP
024-CID LIDER	IV	IV	IV	III	CP
023-CID DUTRA	IV	IV	IV	III	CP
022-CID ADEMAR	IV	IV	IV	III	CP
036-ITAQUERA	IV	IV	IV	III	CP
091-VL MARIA	IV	IV	IV	III	CP
041-JARAGUA	IV	IV	V	IV	CP
039-JAGUARA	IV	IV	III	II	I
029-FREG DO O	IV	IV	III	II	I
050-LIMAO	IV	IV	III	II	I
074-SAO LUCAS	IV	IV	III	II	I
064-PIRITUBA	IV	IV	III	III	I
025-CID TIRADEN	IV	V	IV	V	I
058-PQ DO CARMO	IV	V	IV	V	I
030-GRAJAU	V	V	V	V	CT
047-LAJEADO	V	V	V	V	CT
043-JD HELENA	V	V	V	V	CT
042-JD ANGELA	V	V	V	V	CT
032-IGUATEMI	V	V	V	V	CT
056-PARELHEIROS	V	V	V	V	CT
003-ANHANGUERA	V	V	V	V	CT
052-MARSILAC	V	V	V	V	CT
031-GUAIANAZES	V	V	V	V	CT
062-PERUS	V	V	V	V	CT
086-VL CURUCA	V	IV	IV	IV	CP
078-SAPOPEMBA	V	IV	IV	IV	CP
077-SAO RAFAEL	V	IV	IV	IV	CP
059-PEDREIRA	V	V	V	IV	CP
035-ITAIM PAULI	V	V	IV	V	CP
019-CAPAO REDON	V	V	IV	IV	I
011-BRASILANDIA	V	IV	IV	V	I

*CONCORDA TOTAL: LOCALIZA-SE NO MESMO ESTRATO NAS 4 TÉCNICAS

**CONCORDA PARCIAL: LOCALIZA-SE NO MESMO ESTRATO EM 3 TÉCNICAS.

***Instável; concorda em no máximo 2 técnicas

Calculo do Indice de Concentração Homicidio Masculino

ESTRATOS	Coef.Homici	Pop.Masc	Obitos OBS	CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO				observados	observados	X(i+1)-XI	observados
				Frequencia Relativa	POF	Frequencia ACM	POP	Obitos OBS	Frequencia ACM		
				X		Y					
E5	158,97	1221438	1942	0,256	0,256	0,351	0,352	0,352	0,256	0,090	
E4	129,09	1718040	2218	0,359	0,615	0,401	0,753	1,105	0,359	0,397	
E3	92,27	893502	824	0,187	0,802	0,149	0,902	1,655	0,187	0,309	
E2	67,16	594650	399	0,124	0,927	0,072	0,974	1,876	0,124	0,233	
E1	41,99	352528	148	0,074	1,000	0,027	1,000	1,974	0,074	0,146	
			4780158	5531							1,176

INDICE DE CONCENTRAÇÃO:

$$G=1-\text{SOMA}(Y_{i+1}+Y_i) \cdot (X_{i+1}+X_i) \quad \text{ou seja:} \quad -0,176$$

$$G=0,176$$

G=0,176 representa o índice de concentração, indicando a proporção da área delimitada pela curva de concentração.

As populações foram agrupadas pelo nível de condição de vida (do pior para o melhor), sendo o estrato V o de pior condição de vida

Exemplo da Aplicação do Índice de Dissimilaridade (ID%), para os Óbitos Masculinos por Homicídios. Estratos da Técnica de "Cluster" com Padronização

Estratos	POP (abs)	POP. %	TAXA	"RT"	RT-1	Parcela "ID"
I	352528	7,37	41,99	0,36	0,64	4,72
II	594650	12,44	67,16	0,58	0,42	5,22
III	893502	18,69	92,27	0,80	0,20	3,74
IV	1718040	35,94	129,09	1,11	0,11	4,05
V	1221438	25,55	158,97	1,37	0,37	9,46
	4780158	100,00	116,02	1	-	27,19

Índice dissimilaridade relativo-ID%	13,60
Índice dissimilaridade absoluto	1577,36

Em que:

POP (abs) = população do sexo masculino em cada estrato;

POP % = contribuição populacional percentual do estrato, na população masculina do município;

TAXA= taxa de mortalidade masculina por homicídio, em cada estrato;

"RT"=razão entre a taxa de mortalidade num estrato e a taxa de mortalidade do município de São Paulo;

Parcela "ID" = é o produto da multiplicação entre o "RT-1" e o POP%

ID% = somatória da parcela ID dividido por 2

ID absoluto = produto da multiplicação do ID% e a taxa masculina de mortalidade por homicídio, para o município de São Paulo.

Medidas Descritivas das Variáveis Sociais, para os Estratos da Técnica de Escore "5"

AGUA									ESGOTO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	98,57	0,32	0,003	98,55	99,09	99,46	92,82	99,81	I	94,65	0,65	0,007	91,45	94,8	97,16	81,17	99,3
II	98,09	0,41	0,004	97,20	98,45	99,39	85,73	99,77	II	86,75	1,05	0,012	82,22	86,43	91,95	55,41	95,96
III	98,07	0,39	0,004	97,17	98,67	99,21	94,15	99,51	III	78,76	2,03	0,026	72,62	81,46	84,18	66,76	91,65
IV	97,76	0,17	0,002	97,10	97,70	98,17	96,13	98,51	IV	72,15	2,54	0,035	67,35	76,42	78,95	33,95	84,85
V	91,36	1,80	0,020	85,04	92,64	95,19	1,18	97,34	V	57,38	5,10	0,089	24,27	54,04	66,30	0,42	85,38
LIXO									I. AGLOMERAÇÃO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	99,61	0,14	0,001	99,72	99,90	99,94	94,46	99,98	I	0,48	0,02	0,036	0,42	0,49	0,56	0,33	0,70
II	99,34	0,25	0,002	99,39	99,82	99,92	87,12	99,99	II	0,68	0,01	0,020	0,64	0,70	0,74	0,54	0,79
III	98,49	0,25	0,003	97,47	98,79	99,25	96,04	99,43	III	0,82	0,01	0,012	0,79	0,81	0,86	0,77	0,90
IV	98,37	0,52	0,005	97,07	98,00	98,81	96,58	99,42	IV	0,93	0,01	0,011	0,91	0,92	0,96	0,88	1,03
V	94,20	1,21	0,013	89,19	95,02	96,31	27,27	98,78	V	1,02	0,01	0,014	0,97	1,02	1,07	0,93	1,11
CHEFES ANALFABETOS									CHEFES COM PRIMARIO INCOMPLETO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	3,84	0,34	0,089	2,47	3,73	5,55	1,22	9,82	I	9,81	0,80	0,082	6,83	9,91	13,41	3,22	18,16
II	8,89	0,31	0,035	7,49	8,28	9,61	4,74	17,29	II	21,35	0,59	0,027	17,90	20,9	23,15	13,07	31,22
III	11,03	0,44	0,040	9,96	11,27	11,81	7,10	13,68	III	25,73	0,88	0,034	23,15	25,02	27,62	20,91	31,36
IV	13,22	0,27	0,020	12,27	13,38	13,91	11,11	14,58	IV	30,93	0,53	0,017	29,27	30,84	31,97	27,07	34,29
V	15,65	0,60	0,038	14,21	15,86	17,42	10,03	25,4	V	35,31	1,22	0,034	32,04	35,46	40,04	24,71	51,42
CHEFES COM SECUNDARIO COMPLETO									CHEFES COM NIVEL UNIVERSITARIO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	55,87	2,81	0,050	43,2	56,22	67,72	27,57	78,83	I	31,92	2,58	0,081	20,47	31,17	43,31	10,42	54,19
II	27,62	1,14	0,041	24,54	27,87	34,57	20,64	42,15	II	10,92	0,92	0,084	7,93	9,94	14,56	6,12	27,07
III	18,35	0,71	0,039	16,85	18,32	19,28	13,15	24,42	III	5,37	0,44	0,081	3,81	5,30	6,31	2,09	9,69
IV	12,33	0,77	0,063	10,63	11,54	14,86	8,03	17,45	IV	2,76	0,33	0,121	1,88	2,55	3,49	0,89	5,19
V	7,48	0,61	0,082	4,77	7,63	9,40	4,09	11,92	V	1,25	0,19	0,149	0,74	1,00	1,64	0,35	2,90
CHEFES C/ RENDA ATE 1/2 SM									CHEFES COM RENDA 20SM								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	4,40	0,18	0,042	3,74	4,56	5,14	2,72	5,80	I	18,77	2,02	0,108	10,20	16,09	27,28	5,32	43,87
II	6,34	0,27	0,042	5,52	6,09	7,08	4,35	8,14	II	5,54	0,69	0,124	3,43	4,29	7,05	2,67	26,19
III	7,03	0,29	0,041	5,93	7,04	7,89	3,91	9,07	III	2,49	0,35	0,142	1,25	2,33	3,23	0,39	5,17
IV	8,81	0,59	0,068	7,19	8,36	10,41	4,37	11,89	IV	1,35	0,18	0,131	0,84	1,20	1,78	0,53	2,62
V	8,93	0,50	0,056	7,92	9,15	11,91	5,45	12,96	V	0,51	0,06	0,125	0,33	0,59	0,88	0,15	1,31
RENDA MEDIASM																	
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX									
I	12,97	0,94	0,073	9,07	11,52	16,90	6,36	28,82									
II	6,61	0,34	0,051	5,70	6,07	7,14	5,28	17,94									
III	4,91	0,15	0,031	4,49	4,89	5,39	4,01	6,12									
IV	4,17	0,12	0,028	3,90	4,09	4,35	3,48	5,10									
V	3,33	0,10	0,030	3,09	3,37	3,60	2,85	4,05									

TABELA "E": Indicadores sociais para os distritos "diferenciados".

DISTRITOS "DIFERENCIADOS"					
	MARSILAC	PARELHEIROS	ANHANGUERA	V. SONIA	V. ANDRADE
ÁGUA	1,18	60,58	79,98	96,67	96,97
ESGOTO	0,42	15,69	7,85	80,14	55,41
LIXO	27,27	75,43	82,92	98,62	87,12
I. AGLOM	1,01	1,06	0,97	0,57	0,60
PA	25,40	19,97	14,67	7,79	17,29
PPI	51,42	41,67	32,25	17,91	31,22
PSS	4,09	4,66	9,22	42,15	38,58
PU	0,62	0,98	1,87	23,84	27,07
SM 1/2	12,96	7,26	11,90	5,39	5,51
SM 20	1,19	0,80	1,11	16,86	26,19
MÉDIA SM	3,15	3,44	4,05	11,92	17,94

Medidas Descritivas das Variáveis Sociais, para os Estratos da Técnica de Cluster

AGUA									ESGOTO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	98,98	0,18	0,002	98,77	99,02	99,45	97,78	99,58	I	96,68	0,82	0,008	94,51	97,77	98,62	81,17	99,30
II	97,63	0,86	0,009	94,93	98,54	99,48	92,82	99,54	II	94,16	1,05	0,011	89,82	94,87	96,88	87,76	97,18
III	98,71	0,34	0,003	97,75	98,95	99,33	94,18	99,81	III	90,90	1,23	0,013	89,10	91,92	94,45	80,14	95,96
IV	95,63	1,70	0,018	89,80	96,14	97,82	85,73	98,79	IV	83,60	1,23	0,015	80,52	82,28	83,89	79,87	86,07
V	98,78	0,25	0,003	98,52	99,19	99,58	95,20	99,77	V	86,46	1,02	0,012	82,56	86,32	91,78	55,41	93,71
VI	97,37	0,29	0,003	96,78	97,61	98,18	91,78	99,39	VI	74,38	1,20	0,016	69,99	76,42	78,96	63,78	85,38
VII	90,32	3,47	0,038	81,67	92,64	95,82	1,18	97,34	VII	45,96	3,32	0,072	18,55	41,21	56,71	0,42	59,88
LIXO									I. AGLOMERAÇÃO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	99,32	0,33	0,003	98,66	99,90	99,94	94,46	99,97	I	0,40	0,01	0,024	0,37	0,41	0,42	0,33	0,44
II	99,79	0,12	0,001	99,53	99,94	99,97	98,47	99,98	II	0,50	0,01	0,016	0,49	0,50	0,52	0,46	0,57
III	99,63	0,13	0,001	99,45	99,86	99,91	97,53	99,99	III	0,60	0,02	0,028	0,55	0,59	0,65	0,52	0,76
IV	99,24	0,30	0,003	99,54	99,72	99,89	98,60	99,95	IV	0,68	0,02	0,026	0,63	0,70	0,73	0,61	0,74
V	99,03	0,28	0,003	98,97	99,6	99,91	87,12	99,97	V	0,74	0,01	0,018	0,70	0,76	0,80	0,60	0,86
VI	98,24	0,36	0,004	96,85	98,22	98,89	94,02	99,93	VI	0,92	0,02	0,017	0,89	0,92	0,97	0,77	1,05
VII	93,43	1,35	0,014	85,01	95,02	96,32	27,27	98,00	VII	1,01	0,02	0,018	0,95	1,00	1,07	0,92	1,11
CHEFES ANALFABETOS									CHEFES COM PRIMARIO INCOMPLETO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	2,79	0,46	0,166	1,85	2,27	4,40	1,22	9,82	I	6,62	0,75	0,114	4,92	6,58	8,62	3,22	17,29
II	3,45	0,13	0,038	3,16	3,51	4,07	2,77	5,30	II	9,42	0,29	0,031	8,64	9,59	10,8	8,14	12,07
III	6,15	0,34	0,056	4,89	5,94	7,39	4,44	7,79	III	15,41	0,71	0,046	13,25	14,99	17,90	12,09	18,45
IV	9,03	0,74	0,081	5,97	7,67	11,61	4,75	11,62	IV	21,19	1,11	0,052	16,32	20,93	24,69	14,20	24,81
V	9,62	0,31	0,032	8,44	9,50	10,34	6,11	17,29	V	22,93	0,54	0,024	20,97	23,08	24,49	17,21	31,22
VI	13,03	0,38	0,030	11,41	13,30	14,16	7,10	16,49	VI	30,14	0,72	0,024	27,34	30,40	32,30	20,91	36,24
VII	15,59	0,73	0,047	13,86	15,8	18,15	11,11	25,40	VII	35,74	1,39	0,039	31,48	35,81	40,18	27,17	51,42
CHEFES COM SECUNDARIO COMPLETO									CHEFES COM NIVEL UNIVERSITARIO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	69,60	1,54	0,022	63,43	68,19	72,95	60,37	78,83	I	45,46	1,55	0,034	42,26	44,1	48,69	38,07	54,19
II	54,69	1,33	0,024	51,40	55,02	57,34	49,21	61,32	II	28,59	1,50	0,052	24,71	29,21	32,32	21,79	34,31
III	38,39	1,21	0,032	34,40	39,87	42,62	34,11	43,34	III	17,17	1,10	0,064	13,88	17,04	20,94	9,85	23,84
IV	31,22	0,81	0,026	29,16	31,68	35,08	28,28	35,85	IV	13,74	0,34	0,025	12,79	13,72	14,28	10,56	16,29
V	22,51	0,68	0,030	18,98	22,32	24,93	17,73	38,58	V	7,40	0,48	0,064	5,52	7,16	9,08	3,81	27,07
VI	13,27	0,89	0,067	10,07	12,62	15,86	7,73	24,42	VI	3,40	0,46	0,137	1,92	2,87	4,12	0,83	9,69
VII	7,45	0,82	0,110	4,70	7,44	9,77	4,09	12,36	VII	1,16	0,16	0,140	0,72	1,00	1,79	0,35	2,28
CHEFES C/ RENDA ATE 1/2 SM									CHEFES COM RENDA 20SM								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	3,78	0,32	0,085	2,79	3,71	5,09	2,72	5,52	I	30,10	1,78	0,059	26,02	29,07	38,39	24,29	43,87
II	4,49	0,15	0,034	4,06	4,56	4,88	3,80	5,03	II	13,78	1,14	0,083	12,2	13,69	17,09	6,31	18,18
III	5,34	0,17	0,032	5,06	5,44	5,79	4,39	6,12	III	9,39	1,11	0,119	6,47	9,28	12,27	2,73	16,86
IV	5,94	0,14	0,024	5,36	5,94	6,55	4,88	7,09	IV	6,05	0,39	0,065	3,94	5,52	6,50	3,31	8,88
V	6,80	0,28	0,041	5,81	6,97	7,58	4,35	9,07	V	3,54	0,41	0,117	2,38	3,10	4,15	0,95	26,19
VI	8,32	0,46	0,055	6,89	8,21	9,45	3,91	11,89	VI	1,65	0,31	0,189	0,64	1,19	1,82	0,15	5,17
VII	8,60	0,63	0,073	7,04	9,05	11,93	5,45	12,96	VII	0,67	0,13	0,191	0,40	0,65	1,17	0,17	1,77
RENDA MEDIASM																	
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX									
I	18,24	0,96	0,052	15,54	17,95	22,08	15,1	28,82									
II	10,73	0,44	0,041	10,01	10,66	12,08	7,89	12,25									
III	8,54	0,49	0,058	7,23	8,46	9,58	5,74	11,92									
IV	6,73	0,14	0,020	6,04	6,44	6,91	5,81	7,84									
V	5,60	0,22	0,040	4,91	5,41	5,94	4,41	17,94									
VI	4,27	0,18	0,042	3,80	4,02	4,53	2,99	6,12									
VII	3,51	0,15	0,044	3,15	3,43	3,97	2,85	4,38									

Medidas Descritivas das Variáveis Sociais, para os Estratos da Técnica de Cluster com Padronização

AGUA									LIXO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	98,98	0,18	0,002	98,77	99,02	99,45	97,78	99,58	I	99,32	0,33	0,003	98,66	99,90	99,94	94,46	99,97
II	98,22	0,5	0,005	97,34	98,94	99,42	92,82	99,81	II	99,68	0,10	0,001	99,38	99,87	99,94	97,53	99,98
III	97,96	0,45	0,005	96,97	98,47	99,51	85,73	99,77	III	99,20	0,29	0,003	99,54	99,88	99,95	87,12	99,99
IV	97,88	0,31	0,003	97,05	98,14	99,17	91,78	99,64	IV	98,62	0,33	0,003	97,47	99,00	99,42	94,02	99,93
V	93,73	1,47	0,016	87,26	94,88	97,37	1,18	98,19	V	95,56	0,93	0,010	91,29	95,83	97,68	27,27	98,78
ESGOTO									I. AGLOMERAÇÃO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	96,68	0,82	0,008	94,51	97,77	98,62	81,17	99,3	I	0,40	0,01	0,024	0,37	0,41	0,42	0,33	0,44
II	92,44	1,01	0,011	89,14	93,29	95,48	80,14	97,18	II	0,54	0,01	0,022	0,50	0,54	0,59	0,46	0,66
III	87,10	1,38	0,016	82,03	89,05	92,07	55,41	95,96	III	0,70	0,01	0,018	0,67	0,70	0,74	0,59	0,80
IV	77,87	1,49	0,019	72,84	80,80	84,94	56,77	87,23	IV	0,85	0,01	0,016	0,78	0,86	0,91	0,72	0,98
V	60,76	4,39	0,072	30,54	56,56	75,15	0,42	84,85	V	1,01	0,01	0,014	0,96	1,01	1,07	0,92	1,11
CHEFES ANALFABETOS									CHEFES COM PRIMARIO INCOMPLETO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	2,79	0,46	0,166	1,85	2,27	4,40	1,22	9,82	I	6,62	0,75	0,114	4,91	6,59	8,62	3,22	17,29
II	4,68	0,39	0,083	3,47	4,50	6,13	2,77	7,79	II	12,15	0,85	0,070	9,50	12,08	15,37	8,14	18,45
III	8,57	0,35	0,041	6,86	8,11	9,42	4,74	17,29	III	20,85	0,63	0,030	17,73	20,88	22,91	13,07	31,22
IV	11,61	0,30	0,026	10,1	11,31	12,76	8,74	14,64	IV	27,07	0,66	0,025	23,31	26,94	29,34	21,55	32,37
V	15,26	0,44	0,029	13,94	14,67	17,00	12,76	25,40	V	34,73	0,88	0,025	31,52	34,28	39,71	30,78	51,42
CHEFES COM SECUNDARIO COMPLETO									CHEFES COM NIVEL UNIVERSITARIO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	69,60	1,54	0,022	63,43	68,19	72,95	60,37	78,83	I	45,46	1,55	0,034	42,26	44,1	48,69	38,07	54,19
II	47,33	2,26	0,048	40,86	46,27	55,22	34,4	61,32	II	23,64	1,70	0,072	19,15	22,81	29,69	13,38	34,31
III	26,89	1,15	0,043	24,67	27,57	34,11	14,69	40,85	III	10,17	0,87	0,085	8,31	10,02	13,72	2,09	27,07
IV	17,28	0,78	0,045	13,15	17,73	20,65	8,28	24,69	IV	4,96	0,38	0,076	2,93	5,05	6,19	0,83	9,69
V	8,31	0,60	0,072	4,91	8,03	9,94	4,09	11,54	V	1,48	0,19	0,130	0,82	1,27	1,81	0,35	2,83
CHEFES C/ RENDA ATE 1/2 SM									CHEFES COM RENDA 20SM								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	3,78	0,32	0,085	2,78	3,71	5,09	2,72	5,52	I	30,10	1,78	0,059	26,02	29,07	38,39	24,29	43,87
II	4,94	0,17	0,034	4,32	4,99	5,71	3,80	6,12	II	12,16	0,98	0,081	9,57	12,52	15,77	6,18	18,18
III	5,87	0,27	0,046	5,36	5,73	6,55	3,91	8,14	III	4,80	0,58	0,120	3,52	4,39	5,52	0,39	26,19
IV	7,59	0,18	0,023	6,91	7,48	8,21	5,90	9,75	IV	2,30	0,24	0,103	1,25	2,03	2,74	0,15	5,17
V	9,36	0,57	0,061	7,70	9,35	11,89	4,37	12,96	V	0,74	0,13	0,176	0,41	0,61	0,96	0,17	1,79
RENDA MEDIASM																	
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX									
I	18,24	0,96	0,052	15,54	17,95	22,08	15,10	28,82									
II	9,89	0,43	0,044	8,69	10,01	11,24	7,12	12,25									
III	6,27	0,29	0,046	5,81	6,09	6,81	4,01	17,94									
IV	4,77	0,13	0,027	4,09	4,83	5,28	3,12	6,12									
V	3,56	0,11	0,032	3,16	3,48	3,93	2,85	4,33									

Medidas Descritivas das Variáveis Sociais, para os Estratos da Técnica de Partição

AGUA									ESGOTO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	98,98	0,18	0,002	98,77	99,02	99,45	97,78	99,58	I	96,68	0,82	0,008	94,51	97,77	98,62	81,17	99,30
II	97,75	0,61	0,006	95,44	98,54	99,40	92,82	99,54	II	93,02	1,18	0,013	89,05	93,70	95,8	80,14	97,18
III	98,47	0,33	0,003	97,72	99,05	99,53	85,73	99,81	III	87,62	0,98	0,011	82,87	88,03	91,95	55,41	95,96
IV	97,54	0,27	0,003	96,75	97,71	98,56	91,78	99,41	IV	76,34	1,23	0,016	72,68	78,50	82,26	63,78	86,73
V	90,32	2,12	0,023	81,67	92,64	98,81	1,18	97,34	V	45,96	3,32	0,072	18,55	41,21	56,72	0,42	59,88
LIXO									I. AGLOMERAÇÃO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	99,32	0,33	0,003	98,66	99,90	99,94	94,46	99,97	I	0,40	0,01	0,024	0,37	0,41	0,42	0,33	0,44
II	99,65	0,12	0,001	99,20	99,92	99,96	97,53	99,98	II	0,53	0,01	0,018	0,49	0,52	0,57	0,46	0,59
III	99,39	0,21	0,002	99,51	99,88	99,91	87,12	99,99	III	0,70	0,01	0,016	0,66	0,7	0,75	0,59	0,79
IV	98,26	0,30	0,003	97,10	98,27	99,05	94,02	99,43	IV	0,89	0,01	0,016	0,82	0,90	0,96	0,77	1,05
V	93,43	1,35	0,014	85,01	95,02	96,32	27,27	98,00	V	1,01	0,02	0,018	0,95	1,00	1,07	0,92	1,11
CHEFES ANALFABETOS									CHEFES COM PRIMÁRIO INCOMPLETO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	2,79	0,46	0,166	1,85	2,27	4,40	1,22	9,82	I	6,62	0,75	0,114	4,91	6,58	8,62	3,22	17,29
II	4,17	0,34	0,081	3,34	4,25	5,33	2,77	7,79	II	10,98	0,70	0,064	9,24	10,83	13,78	8,14	17,91
III	8,65	0,32	0,037	6,71	8,28	9,61	4,74	17,29	III	20,84	0,62	0,03	17,6	20,91	23,14	13,07	31,22
IV	12,56	0,36	0,029	11,28	12,38	13,78	7,10	16,49	IV	29,11	0,71	0,024	25,28	29,11	31,44	20,91	36,24
V	15,59	0,73	0,047	13,86	15,8	18,15	11,11	25,4	V	35,74	1,39	0,039	31,48	35,81	40,18	27,17	51,42
CHEFES COM SECUNDARIO COMPLETO									CHEFES COM NIVEL UNIVERSITARIO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	69,60	1,54	0,022	63,43	68,19	72,95	60,37	78,83	I	45,46	1,55	0,034	42,26	44,1	48,69	38,07	54,19
II	50,73	1,75	0,035	42,77	50,82	55,80	40,85	61,32	II	26,04	1,42	0,055	21,17	24,54	31,12	16,92	34,31
III	27,26	1,04	0,038	23,73	27,52	34,22	18,13	38,89	III	10,29	0,73	0,071	7,72	9,94	13,8	3,81	27,07
IV	14,45	0,83	0,057	11,16	14,80	18,30	7,73	24,42	IV	3,82	0,40	0,104	2,22	3,33	5,27	0,83	9,69
V	7,45	0,82	0,110	4,70	7,44	9,76	4,09	12,36	V	1,16	0,16	0,140	0,72	1,00	1,79	0,35	2,28
CHEFES C/ RENDA ATE 1/2 SM									CHEFES COM RENDA 20SM								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	3,78	0,32	0,085	2,78	3,71	5,09	2,72	5,52	I	30,10	1,78	0,059	26,02	29,07	38,39	24,29	43,87
II	4,73	0,15	0,032	4,12	4,80	5,34	3,80	5,77	II	13,39	0,90	0,067	11,22	12,94	16,74	6,31	18,18
III	6,25	0,25	0,039	5,48	6,02	7,08	4,35	8,14	III	4,94	0,47	0,095	3,29	4,29	6,19	0,95	26,19
IV	8,13	0,38	0,047	6,85	7,97	8,99	3,91	11,89	IV	1,77	0,25	0,141	0,82	1,39	2,37	0,15	5,17
V	8,60	0,63	0,073	7,04	9,05	11,93	5,45	12,96	V	0,67	0,13	0,191	0,40	0,65	1,17	0,17	1,77
RENDA MEDIASM																	
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX									
I	18,24	0,96	0,052	15,54	17,95	22,08	15,1	28,82									
II	10,23	0,37	0,036	9,52	10,46	11,92	7,71	12,25									
III	6,24	0,23	0,037	5,57	6,07	6,85	4,41	17,94									
IV	4,34	0,14	0,033	3,92	4,15	4,90	2,99	6,12									
V	3,49	0,15	0,044	3,15	3,43	3,97	2,85	4,38									

Medidas Descritivas das Variáveis Sociais, para os Estratos da Técnica de Partição com Padronização

AGUA									ESGOTO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	98,98	0,18	0,002	98,77	99,02	99,45	97,78	99,58	I	96,68	0,82	0,008	94,51	97,77	98,62	81,17	99,30
II	98,39	0,43	0,004	97,66	99,03	99,42	92,82	99,81	II	92,60	0,86	0,009	89,26	93,29	95,48	80,14	97,18
III	90,43	1,43	0,016	86,75	90,90	93,63	85,73	94,18	III	84,11	1,52	0,018	80,73	83,61	87,76	79,87	89,05
IV	98,18	0,19	0,002	97,31	98,31	99,33	94,15	99,77	IV	80,40	1,26	0,016	76,64	81,83	86,03	55,41	93,71
V	91,77	1,76	0,019	86,73	92,69	96,12	1,18	97,70	V	54,64	4,61	0,084	27,13	51,52	63,78	0,42	85,38
LIXO									I. AGLOMERAÇÃO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	99,32	0,33	0,003	98,66	99,9	99,94	94,46	99,97	I	0,40	0,01	0,024	0,37	0,41	0,42	0,33	0,44
II	99,71	0,08	0,001	99,46	99,89	99,94	97,53	99,99	II	0,57	0,02	0,027	0,51	0,55	0,64	0,46	0,76
III	99,80	0,07	0,001	99,61	99,8	99,94	99,58	99,96	III	0,63	0,02	0,033	0,59	0,62	0,69	0,59	0,71
IV	98,78	0,22	0,002	98,03	99,01	99,85	87,12	99,97	IV	0,81	0,02	0,02	0,74	0,80	0,90	0,6	1,03
V	94,22	1,06	0,011	91,28	95,03	96,48	27,27	97,91	V	1,01	0,01	0,014	0,96	0,99	1,07	0,93	1,11
CHEFES ANALFABETOS									CHEFES COM PRIMARIO INCOMPLETO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	2,79	0,46	0,166	1,85	2,27	4,40	1,22	9,82	I	6,62	0,75	0,114	4,91	6,58	8,62	3,22	17,29
II	4,98	0,37	0,075	3,56	5,02	6,42	2,77	7,79	II	12,97	0,85	0,066	10,08	12,69	17,34	8,14	18,45
III	5,99	0,45	0,075	4,99	5,85	7,16	4,75	7,56	III	15,88	0,97	0,061	13,88	15,26	18,46	13,78	19,18
IV	11,18	0,34	0,031	9,4	11,19	12,72	7,10	17,29	IV	26,17	0,69	0,027	22,62	24,75	29,31	18,78	34,29
V	15,45	0,59	0,038	14,10	14,67	17,06	10,03	25,40	V	35,18	1,14	0,033	31,58	34,69	39,97	24,71	51,42
CHEFES COM SECUNDARIO COMPLETO									CHEFES COM NIVEL UNIVERSITARIO								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	69,60	1,54	0,022	63,43	68,19	72,95	60,37	78,83	I	45,46	1,55	0,034	42,26	44,10	48,69	38,07	54,19
II	44,64	2,36	0,053	34,41	42,96	53,49	27,46	61,32	II	21,65	1,74	0,08	14,89	21,42	28,36	9,85	34,31
III	35,28	1,70	0,048	32,06	34,52	39,60	31,68	40,85	III	14,47	0,71	0,049	13,23	14,00	16,26	13,07	16,92
IV	18,96	1,02	0,054	14,78	18,74	24,61	8,03	38,58	IV	6,02	0,57	0,095	3,29	5,97	8,23	0,89	27,07
V	7,87	0,70	0,089	4,81	7,72	9,95	4,09	11,92	V	1,40	0,25	0,175	0,76	1,03	1,87	0,35	2,90
CHEFES C/ RENDA ATE 1/2 SM									CHEFES COM RENDA 20SM								
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX	ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX
I	3,78	0,32	0,085	2,78	3,71	5,09	2,72	5,52	I	30,10	1,78	0,059	26,02	29,07	38,39	24,29	43,87
II	4,99	0,15	0,030	4,52	5,02	5,71	3,8	6,12	II	10,97	1,00	0,091	6,27	11,60	14,16	2,73	18,18
III	6,26	0,29	0,047	5,55	6,36	6,96	5,34	7,09	III	5,36	0,70	0,131	3,69	5,18	7,02	3,31	7,53
IV	7,33	0,30	0,041	5,91	7,06	7,99	3,91	11,89	IV	2,89	0,33	0,114	1,21	2,64	4,01	0,39	26,19
V	9,06	0,53	0,058	8,14	9,15	11,90	5,45	12,96	V	0,74	0,18	0,243	0,33	0,60	1,19	0,15	1,79
RENDA MEDIASM																	
ESTRATO	VALOR	DP	CV	25	50	75	MIN	MAX									
I	18,24	0,96	0,052	15,54	17,95	22,08	15,1	28,82									
II	9,32	0,46	0,049	7,45	9,56	10,99	5,74	12,25									
III	6,6	0,31	0,047	6,08	6,32	7,39	6,04	7,71									
IV	5,12	0,18	0,035	4,26	5,04	5,83	3,48	17,94									
V	3,47	0,14	0,040	3,12	3,41	3,96	2,85	4,33									

Comparando as Razões entre os Diversos Estratos e o de Referência, nas Técnicas de Classificação

Estrato	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	Estrato	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR	RR			
	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	chefes PA	chefes PPI %	chefes PSS %	chefes PU %	chefes 1/2 SM	chefes 20 SM		chefes em SM	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	chefes analfa	chefes PPI %	chefes PSS %	chefes PU %	chefes 1/2 SM	chefes 20 SM	chefes em SM
I	1,13	1,09	2,00	1	1	1	10,76	46,09	1	47,56	4,56	I	1,10	1,06	2,10	1	1	1	9,34	39,19	1	44,93	5,20
II	1,11	1,08	1,89	1,24	2,13	1,88	7,80	28,32	1,29	27,55	3,16	II	1,08	1,07	2,05	1,27	1,24	1,42	7,34	24,64	1,19	20,57	3,06
III	1,12	1,08	1,83	1,52	3,18	2,80	5,17	15,34	1,58	13,27	2,11	III	1,09	1,07	1,98	1,51	2,21	2,33	5,15	14,80	1,41	14,01	2,43
IV	1,12	1,08	1,74	1,69	3,85	3,30	4,12	10,59	1,69	9,31	1,87	IV	1,06	1,06	1,82	1,72	3,24	3,20	4,19	11,85	1,57	9,02	1,92
V	1,12	1,07	1,69	1,88	4,16	3,43	3,39	6,99	1,86	5,11	1,51	V	1,09	1,06	1,88	1,86	3,45	3,46	3,02	6,38	1,80	5,28	1,60
VI	1,11	1,07	1,55	1,96	4,54	3,90	2,80	5,80	1,77	5,06	1,46	VI	1,08	1,05	1,62	2,31	4,67	4,55	1,78	2,93	2,20	2,47	1,22
VII	1,11	1,07	1,51	2,12	4,98	4,25	2,40	4,15	2,09	3,28	1,33	VII	1	1	1	2,54	5,59	5,40	1	1	2,27	1	1
VIII	1,11	1,06	1,46	2,25	5,48	4,59	1,72	2,33	2,47	2,20	1,18												
IX	1,08	1,05	1,38	2,30	5,70	4,57	1,54	2,03	2,28	1,11	1,02												
X	1	1	1	2,46	6,61	5,46	1	1	2,32	1	1												
ESCORE 5												PARTIÇÃO COM PADRONIZAÇÃO											
Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	20 SM	em SM	Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	20 SM	em SM
I	1,08	1,06	1,65	1	1	1	7,47	25,54	1	36,51	3,80	I	1,08	1,05	1,77	1	1	1	8,84	32,47	1	40,89	5,26
II	1,07	1,05	1,51	1,43	2,32	2,18	3,69	8,70	1,44	10,78	1,98	II	1,07	1,06	1,69	1,42	1,79	1,96	5,67	15,46	1,32	14,90	2,69
III	1,07	1,05	1,37	1,72	2,87	2,62	2,45	4,28	1,60	4,84	1,47	III	0,99	1,06	1,54	1,59	2,15	2,40	4,48	10,33	1,66	7,28	1,90
IV	1,07	1,04	1,26	1,96	3,45	3,15	1,65	2,20	2,00	2,63	1,25	IV	1,07	1,05	1,47	2,04	4,01	3,95	2,41	4,30	1,94	3,93	1,48
V	1	1	1	2,14	4,08	3,60	1	1	2,03	1	1	V	1	1	1	2,54	5,54	5,32	1	1	2,40	1	1
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO												PARTIÇÃO											
Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	20 SM	em SM	Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Aglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	20 SM	em SM
I	1,06	1,04	1,59	1	1	1	8,37	30,72	1	40,68	5,12	I	1,10	1,06	2,10	1	1	1	9,34	39,19	1	44,93	5,20
II	1,05	1,04	1,52	1,36	1,68	1,84	5,70	15,97	1,31	16,44	2,78	II	1,08	1,07	2,02	1,32	1,50	1,66	6,81	22,45	1,25	19,99	2,90
III	1,05	1,04	1,43	1,76	3,07	3,15	3,24	6,87	1,55	6,49	1,76	III	1,09	1,06	1,91	1,76	3,10	3,15	3,66	8,87	1,65	7,37	1,79
IV	1,04	1,03	1,28	2,14	4,16	4,09	2,08	3,35	2,01	3,11	1,34	IV	1,08	1,05	1,66	2,24	4,50	4,40	1,94	3,29	2,15	2,64	1,24
V	1	1	1	2,54	5,47	5,25	1	1	2,48	1	1	V	1	1	1	2,54	5,59	5,40	1	1	2,27	1	1

***o estrato de referencia é o mais desfavorável

Coeficientes de Variação das Variáveis Sociais nos Estratos, para as Técnicas de Classificação.

SCORE10												CLUSTER											
Estrato	COEFICIENTES DE VARIAÇÃO											Estrato	COEFICIENTES DE VARIAÇÃO										
	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	chefes PA	chefes PPI %	chefes PSS %	chefes PU %	chefes 1/2 SM	chefes em SM	chefes 20 SM		AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	chefes PA	chefes PPI %	chefes PSS %	chefes PU %	chefes 1/2 SM	chefes em SM	chefes 20 SM
I	0,001	0,001	0,004	0,038	0,086	0,085	0,041	0,072	0,053	0,078	0,108	I	0,002	0,003	0,008	0,024	0,166	0,114	0,022	0,034	0,085	0,052	0,059
II	0,007	0,003	0,008	0,047	0,067	0,069	0,079	0,135	0,038	0,107	0,183	II	0,009	0,001	0,011	0,016	0,038	0,031	0,024	0,052	0,034	0,041	0,083
III	0,006	0,002	0,013	0,024	0,049	0,036	0,049	0,093	0,033	0,062	0,142	III	0,003	0,001	0,013	0,028	0,056	0,046	0,032	0,064	0,032	0,058	0,119
IV	0,006	0,005	0,020	0,023	0,045	0,031	0,038	0,102	0,077	0,074	0,187	IV	0,018	0,003	0,015	0,026	0,081	0,052	0,026	0,025	0,024	0,020	0,065
V	0,006	0,003	0,030	0,011	0,036	0,028	0,042	0,106	0,044	0,040	0,176	V	0,003	0,003	0,012	0,018	0,032	0,024	0,030	0,064	0,041	0,040	0,117
VI	0,004	0,004	0,031	0,020	0,061	0,043	0,041	0,121	0,069	0,049	0,222	VI	0,003	0,004	0,016	0,017	0,030	0,024	0,067	0,137	0,055	0,042	0,189
VII	0,002	0,004	0,031	0,007	0,027	0,024	0,067	0,117	0,044	0,035	0,135	VII	0,038	0,014	0,072	0,018	0,047	0,039	0,110	0,140	0,073	0,044	0,191
VIII	0,002	0,003	0,067	0,014	0,017	0,016	0,043	0,134	0,106	0,022	0,203												
IX	0,008	0,009	0,095	0,015	0,059	0,047	0,055	0,140	0,067	0,037	0,203												
X	0,032	0,020	0,079	0,014	0,048	0,031	0,101	0,088	0,089	0,048	0,146												
SCORE 5												PARTIÇÃO COM PADRONIZAÇÃO											
Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	em SM	20 SM	Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	em SM	20 SM
I	0,003	0,001	0,007	0,036	0,089	0,082	0,050	0,081	0,042	0,073	0,108	I	0,002	0,003	0,01	0,024	0,166	0,114	0,022	0,034	0,085	0,052	0,059
II	0,004	0,002	0,012	0,020	0,035	0,027	0,041	0,084	0,042	0,051	0,124	II	0,004	0,001	0,01	0,027	0,075	0,066	0,053	0,080	0,030	0,049	0,091
III	0,004	0,003	0,026	0,012	0,040	0,034	0,039	0,081	0,041	0,031	0,142	III	0,016	0,001	0,02	0,033	0,075	0,061	0,048	0,049	0,047	0,047	0,131
IV	0,002	0,005	0,035	0,011	0,020	0,017	0,063	0,121	0,068	0,028	0,131	IV	0,002	0,002	0,016	0,020	0,031	0,027	0,054	0,095	0,041	0,035	0,114
V	0,020	0,013	0,089	0,014	0,038	0,034	0,082	0,149	0,056	0,030	0,125	V	0,019	0,011	0,084	0,014	0,038	0,033	0,089	0,175	0,058	0,040	0,243
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO												PARTIÇÃO											
Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	em SM	20 SM	Estrato	AGUA	LIXO	esgoto	Ind.Agglom	PA	PPI %	PSS %	PU %	1/2 SM	em SM	20 SM
I	0,002	0,003	0,008	0,024	0,166	0,114	0,022	0,034	0,085	0,052	0,059	I	0,002	0,003	0,008	0,024	0,166	0,114	0,022	0,034	0,085	0,052	0,059
II	0,005	0,001	0,011	0,022	0,083	0,070	0,048	0,072	0,034	0,044	0,081	II	0,006	0,001	0,013	0,018	0,081	0,064	0,035	0,055	0,032	0,036	0,067
III	0,005	0,003	0,016	0,018	0,041	0,030	0,043	0,085	0,046	0,046	0,120	III	0,003	0,002	0,011	0,016	0,037	0,030	0,038	0,071	0,039	0,037	0,095
IV	0,003	0,003	0,019	0,016	0,026	0,025	0,045	0,076	0,023	0,027	0,103	IV	0,003	0,003	0,016	0,016	0,029	0,024	0,057	0,104	0,047	0,033	0,141
V	0,016	0,010	0,072	0,014	0,029	0,025	0,072	0,130	0,061	0,032	0,176	V	0,023	0,014	0,072	0,018	0,047	0,039	0,110	0,140	0,073	0,044	0,191

Taxa de Mortalidade Geral, Padronizada por Idade (1000 hab.), Risco Relativo, Risco Atribuível e Índice de Dissimilaridade, nos Estratos, segundo Técnica de Agrupamento.

SCORE10										CLUSTER									
Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL			Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL		
	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
I	5,97	1	-	4,22	1	-	5,00	1	-	I	5,77	1	-	4,07	1	-	4,81	1,00	-
II	7,28	1,22	18,03	4,81	1,14	12,18	5,94	1,19	15,81	II	6,64	1,15	13,07	4,65	1,14	12,44	5,55	1,15	13,35
III	8,11	1,36	26,39	5,24	1,24	19,40	6,61	1,32	24,26	III	7,54	1,31	23,52	5,01	1,23	18,80	6,20	1,29	22,41
IV	7,90	1,32	24,40	5,42	1,28	22,13	6,63	1,33	24,54	IV	8,78	1,52	34,30	5,69	1,40	28,48	7,17	1,49	32,85
V	8,80	1,47	32,17	6,21	1,47	31,96	7,47	1,49	33,01	V	8,22	1,43	29,86	5,51	1,35	26,17	6,82	1,42	29,45
VI	8,96	1,50	33,37	6,17	1,46	31,61	7,54	1,51	33,65	VI	8,96	1,55	35,61	6,26	1,54	35,01	7,59	1,58	36,62
VII	8,80	1,47	32,16	6,28	1,49	32,75	7,53	1,50	33,51	VII	8,85	1,53	34,79	6,42	1,58	36,63	7,66	1,59	37,15
VIII	9,03	1,51	33,90	6,19	1,47	31,82	7,62	1,52	34,34	RAP%: 29,51 e ID: 4,46%			RAP%: 25,50 e ID: 5,81%			RAP%: 28,92 e ID: 5,28%			
IX	8,90	1,49	32,92	6,02	1,42	29,81	7,43	1,49	32,68										
X	9,00	1,51	33,68	6,62	1,57	36,17	7,84	1,57	36,15										
RAP%: 27,16 e ID: 4,82%			RAP%: 22,66 e ID: 6,36%			RAP%: 26,11 e ID: 5,67%													
SCORE 5										Partição com padronização									
Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL			Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL		
	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
I	6,58	1	-	4,49	-	-	5,44	1	-	I	5,77	1	-	4,07	1	-	4,81	1	-
II	8,01	1,22	17,84	5,31	1,18	15,45	6,61	1,22	17,77	II	7,20	1,25	19,86	4,87	1,20	16,47	5,96	1,24	19,18
III	8,90	1,35	26,05	6,20	1,38	27,54	7,52	1,38	27,68	III	9,15	1,59	36,93	5,86	1,44	30,55	7,39	1,54	34,88
IV	8,91	1,35	26,12	6,24	1,39	27,99	7,57	1,39	28,15	IV	8,62	1,49	33,08	5,87	1,44	30,68	7,22	1,50	33,31
V	8,91	1,35	26,19	6,27	1,40	28,39	7,60	1,40	28,43	V	8,90	1,54	35,18	6,35	1,56	35,94	7,63	1,59	36,92
RAP%: 19,60 e ID: 4,80%			RAP%: 17,70 e ID: 6,35%			RAP%: 19,68 e ID: 5,69%			RAP%: 29,51 e ID: 4,46%			RAP%: 25,50 e ID: 5,65%			RAP%: 28,92 e ID: 5,22%				
CLUSTER COM PADRONIZAÇÃO										PARTIÇÃO									
Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL			Estrato	MASCULINO			FEMININO			GERAL		
	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
I	5,77	1	-	4,07	1	-	4,81	1	-	I	5,77	1	-	4,07	1	-	4,81	1	-
II	7,01	1,21	17,69	4,79	1,18	15,14	5,82	1,21	17,32	II	6,78	1,18	14,95	4,63	1,14	12,10	5,62	1,17	14,41
III	8,22	1,43	29,83	5,35	1,31	23,95	6,73	1,40	28,43	III	8,15	1,41	29,21	5,42	1,33	24,92	6,73	1,40	28,47
IV	8,72	1,51	33,85	6,18	1,52	34,17	7,43	1,54	35,19	IV	8,91	1,55	35,29	6,20	1,52	34,35	7,54	1,57	36,13
V	8,98	1,56	35,79	6,17	1,52	34,10	7,59	1,58	36,62	V	8,85	1,53	34,79	6,42	1,58	36,63	7,66	1,59	37,15
RAP%: 29,51 e ID: 4,45%			RAP%: 25,50 e ID: 5,98%			RAP%: 28,92 e ID: 5,37%			RAP%: 29,51 e ID: 4,46%			RAP%: 25,50 e ID: 5,99%			RAP%: 28,92 e ID: 5,42%				
São Paulo	818,32			545,99			677,18												

Taxa de Mortalidade (por 1000) por Faixa Etária e Sexo e Risco Relativo, tendo o Estrato I como Referência. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore5.

TÉCNICA	SEXO	ESTRATO	FAIXAS ETÁRIAS																			
			0_4		5_9		10_14		15_24		25_34		35_44		45_54		55_64		65_74		75 e +	
			taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR
C L U S T E R	masculino	I	3,13	1	0,29	1	0,36	1	1,97	1	2,16	1	2,94	1	5,26	1	13,02	1	32,73	1	108,48	1
		II	3,98	1,27	0,17	0,59	0,22	0,61	2,24	1,14	3,54	1,64	4,36	1,48	8,05	1,53	15,62	1,20	38,16	1,17	110,26	1,02
		III	4,19	1,34	0,46	1,56	0,42	1,15	3,38	1,71	4,14	1,91	5,36	1,83	9,15	1,74	19,4	1,49	43,25	1,32	119,51	1,10
		IV	4,09	1,31	0,38	1,31	0,53	1,46	4,25	2,16	5,11	2,36	5,91	2,01	9,55	1,82	20,71	1,59	46,48	1,42	110,2	1,02
		V	4,70	1,50	0,26	0,89	0,55	1,51	4,92	2,50	5,67	2,62	6,17	2,10	10,09	1,92	21,17	1,63	48,29	1,48	96,63	0,89
COM																						
P A D R O	feminino	I	2,94	1	0,21	1	***	***	0,35	1	0,70	1	1,12	1	2,77	1	6,28	1	14,52	1	86,13	1
		II	3,33	1,13	0,16	0,76	0,15	1	0,69	1,96	1,04	1,48	1,67	1,49	3,49	1,26	7,98	1,27	17,82	1,23	91,36	1,06
		III	3,59	1,22	0,23	1,10	0,19	1,33	0,64	1,81	1,05	1,49	1,91	1,70	4,02	1,45	9,53	1,52	22,80	1,57	95,00	1,10
		IV	4,03	1,37	0,26	1,25	0,26	1,78	0,7	1,97	1,17	1,66	2,36	2,11	4,85	1,75	11,35	1,81	27,27	1,88	105,48	1,22
		V	4,22	1,43	0,25	1,18	0,28	1,87	0,80	2,27	1,24	1,76	2,40	2,14	5,00	1,81	12,64	2,01	31,17	2,15	89,89	1,04

TÉCNICA	SEXO	ESTRATO	FAIXAS ETÁRIAS																			
			0_4		5_9		10_14		15_24		25_34		35_44		45_54		55_64		65_74		75 e +	
			taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR	taxa	RR
E S C O R E	masculino	I	3,87	1	0,27	1	0,29	1	2,18	1	2,89	1	3,96	1	6,95	1	14,91	1	36,15	1	109,32	1
		II	4,08	1,05	0,42	1,59	0,45	1,57	3,22	1,48	4,09	1,42	5,21	1,32	9,09	1,31	18,66	1,25	41,73	1,15	117,49	1,07
		III	4,04	1,04	0,38	1,42	0,51	1,78	4,21	1,93	5,00	1,73	6,05	1,53	9,87	1,42	20,34	1,36	47,60	1,32	119,14	1,09
		IV	4,32	1,12	0,31	1,16	0,57	1,97	4,75	2,18	5,4	1,87	6,12	1,55	9,32	1,34	21,71	1,46	48,66	1,35	102,02	0,93
		V	4,67	1,21	0,29	1,11	0,5	1,73	4,82	2,21	5,96	2,07	5,93	1,50	10,16	1,46	21,53	1,44	48,67	1,35	90,01	0,82
5	feminino	I	3,09	1	0,16	1	0,15	1	0,56	1	0,86	1	1,46	1	3,30	1	7,45	1	16,47	1	88,63	1
		II	3,57	1,16	0,23	1,46	0,23	1,54	0,62	1,11	1,04	1,22	1,80	1,24	3,92	1,19	9,18	1,23	22,22	1,35	97,22	1,10
		III	4,16	1,35	0,24	1,49	0,23	1,58	0,68	1,22	1,21	1,41	2,33	1,60	4,76	1,44	10,95	1,47	27,66	1,68	107,09	1,21
		IV	4,03	1,30	0,22	1,40	0,22	1,45	0,74	1,32	1,22	1,42	2,46	1,69	5,05	1,53	12,47	1,67	29,67	1,80	97,64	1,10
		V	4,26	1,38	0,30	1,88	0,33	2,20	0,83	1,48	1,23	1,44	2,51	1,73	4,97	1,51	13,17	1,77	31,95	1,94	89,79	1,01

*** FEM 10 À 14
 COEF RR
 0,05 1,00
 0,28 5,97
 condensamos os estratos 1 + 2 , e usamos este coef como referência!

Inicialmente o RR nesta faixa foi muito alto, dando a impressão de que a desigualdade nesta faixa é muito alta, o que não é verdade. Isto ocorreu porque o coeficiente do estrato I é muito baixo e é ele que determina a estabilidade dos outros riscos, por isso, calculamos o coeficiente dos dois primeiros estratos juntos e usamos este valor como referência!

Taxa de Mortalidade por Causas Externas (por 100.000) segundo Sexo e Medidas de Desigualdades. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.

TÉCNICA	CATEGORIA	ESTRATO	HOMICIDIO			SUICIDIO			ACIDENTES TRANSITO			OUTRAS EXTERNAS		
			TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
C L U S T R O S	masculino	I	41,99	1	-	8,81	1,23	18,62	16,43	1	-	9,43	1	-
		II	67,16	1,60	37,478	7,81	1,09	8,19	18,35	1,12	10,463	12,68	1,34	25,63
		III	92,27	2,20	54,492	6,58	0,92	-8,97	26,74	1,63	38,556	14,17	1,5	33,45
		IV	129,09	3,07	67,472	7,48	1,04	4,14	29,48	1,79	44,267	15,85	1,68	40,50
		V	158,97	3,79	73,586	7,17	1	-	26,16	1,59	37,194	16,48	1,75	42,78
	feminino	I	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
		II	2,76	1	-	1,82	1,33	24,725	3,16	1	-	2,13	1	-
		III	5,23	1,89	47,228	3,97	2,90	65,491	5,17	1,64	38,878	2,9	1,36	26,55
		IV	8,92	3,23	69,006	1,54	1,12	11,039	7,45	2,36	57,584	5,03	2,36	57,65
		V	8,13	2,95	66,052	1,41	1,03	2,84	6,73	2,1297	53,046	4,23	1,99	49,65
	GERAL	I	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
		II	20,33	1	-	4,96	1,17	14,315	9,18	1	-	5,41	1	-
		III	35,00	1,72	41,914	5,78	1,36	26,471	11,47	1,25	19,965	7,53	1,39	28,15
		IV	49,16	2,42	58,65	3,97	0,93	-7,05	16,74	1,82	45,161	9,30	1,72	41,83
		V	66,68	3,2799	69,511	4,36	1,03	2,52	17,80	1,94	48,427	9,90	1,83	45,35
		V	83,27	4,10	75,585	4,25	1,00	-	16,17	1,76	43,23	10,64	1,97	49,15
E S C O R E	masculino	I	54,23	1	-	8,27	1,22	17,90	17,97	1	-	11,38	1	-
		II	91,59	1,69	40,79	6,42	0,95	-5,76	25,70	1,43	30,08	14,60	1,28	22,05
		III	124,76	2,30	56,533	8,66	1,28	21,594	28,28	1,57	36,46	16,49	1,45	30,99
		IV	146,73	2,71	63,041	6,81	1,00	0,29	29,68	1,65	39,45	15,69	1,38	27,47
		V	161,32	2,97	66,384	6,79	1	-	27,30	1,52	34,18	15,14	1,33	24,83
	feminino	I	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
		II	3,51	1	-	2,93	2,38	58,02	4,44	1	-	2,56	1	-
		III	9,32	2,66	62,339	1,59	1,29	22,642	7,51	1,69	40,88	4,95	1,93	48,28
		IV	7,36	2,10	52,31	1,3	1,06	5,38	5,64	1,27	21,28	4,35	1,70	41,15
		V	8,38	2,39	58,115	1,76	1,43	30,114	6,47	1,46	31,38	4,51	1,76	43,24
	GERAL	I	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
		II	27,23	1	-	5,41	1,36	26,433	10,75	1	-	6,66	1	-
		III	49,05	1,80	44,485	3,92	0,98	-1,53	16,29	1,52	34,01	9,10	1,37	26,81
		IV	64,07	2,35	57,50	4,86	1,22	18,107	16,61	1,55	35,28	10,23	1,54	34,9
		V	75,76	2,78	64,058	4,24	1,07	6,13	17,87	1,66	39,84	10,05	1,51	33,73
		V	85,32	3,13	68,085	3,98	1,00	-	17,22	1,60	37,57	10,10	1,52	34,06

Taxa de Mortalidade por Neoplasias (por 100.000) segundo Sexo e Medidas de Desigualdade. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.

TÉCNICA	CATEGORIA	ESTRATO	CA de MAMA			CA de ÚTERO			CA de PROSTATA			CA de ESTOMAGO			CA de TRAQUEIA			CA de COLON		
			TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
C	masculino	I							14,23	1,04	3,79	8,87	1	-	19,93	1,74	42,45	16,01	2,28	56,09
		II							13,77	1,01	0,58	12,40	1,4	28,47	21,94	1,91	47,72	11,15	1,59	36,95
		III							15,08	1,10	9,22	13,80	1,56	35,72	23,07	2,01	50,28	9,82	1,40	28,41
		IV							13,16	0,96	-4,03	14,87	1,68	40,35	18,31	1,60	37,36	8,29	1,18	15,20
		V							13,69	1	-	16,93	1,91	47,61	11,47	1	-	7,03	1	-
E	feminino	I	24,00	1,54	35,17	4,42	1	-				4,84	1	-	9,42	1,14	12,31	12,70	1,55	35,67
		II	20,87	1,34	25,44	5,03	1,14	12,13				7,27	1,50	33,43	8,50	1,03	2,82	11,63	1,42	29,75
		III	19,87	1,28	21,69	4,33	0,98	-2,08				7,11	1,47	31,93	7,43	0,90	-11,17	11,93	1,46	31,52
		IV	19,89	1,28	21,77	5,98	1,35	26,09				7,18	1,48	32,59	7,15	0,87	-15,52	8,60	1,05	5,00
		V	15,56	1	-	6,04	1,37	26,82				8,90	1,84	45,62	8,26	1	-	8,17	1	-
P	GERAL	I										6,63	1	-	14,15	1,42	29,68	14,14	1,86	46,11
		II										9,62	1,45	31,08	14,70	1,48	32,31	11,36	1,49	32,92
		III										10,31	1,56	35,69	14,92	1,50	33,31	10,91	1,43	30,16
		IV										11,02	1,66	39,84	12,72	1,28	21,78	8,47	1,11	10,04
		V										13,11	1,98	49,43	9,95	1,00	-	7,62	1	-
S	masculino	I							13,24	1,10	8,99	10,23	1	-	21,44	2,17	53,92	12,55	2,05	51,31
		II							14,93	1,24	19,29	14,49	1,42	29,4	21,99	2,23	55,07	10,66	1,74	42,68
		III							14,78	1,23	18,47	14,83	1,45	31,02	19,36	1,96	48,97	8,30	1,36	26,39
		IV							14,51	1,20	16,95	16,4	1,60	37,62	16,05	1,62	38,44	7,94	1,30	23,05
		V							12,05	1	-	16,94	1,66	39,61	9,88	1	-	6,11	1	-
O	feminino	I	23,33	1,45	31,25	5,02	1	-				5,95	1	-	8,76	1,28	21,69	12,60	2,18	54,13
		II	17,60	1,10	8,86	4,19	0,83	-19,81				7,38	1,24	19,38	7,47	1,09	8,17	11,19	1,94	48,35
		III	20,70	1,29	22,51	6,30	1,25	20,32				6,80	1,14	12,50	7,01	1,02	2,14	8,42	1,46	31,35
		IV	18,49	1,15	13,25	5,10	1,02	1,57				8,73	1,47	31,84	8,86	1,29	22,57	9,82	1,70	41,14
		V	16,04	1	-	6,94	1,38	27,67				8,58	1,44	30,65	6,86	1	-	5,78	1	-
5	GERAL	I										7,88	1	-	14,53	1,73	42,12	12,51	2,1	52,28
		II										10,82	1,37	27,17	14,50	1,72	42,00	10,92	1,83	45,33
		III										10,78	1,37	26,90	13,10	1,56	35,80	8,39	1,41	28,84
		IV										12,64	1,60	37,66	12,55	1,49	32,99	8,92	1,49	33,07
		V										12,91	1,64	38,96	8,41	1	-	5,97	1	-

Taxa de Mortalidade por Causas Cardiovasculares(Por 100.000) segundo Sexo e Medidas de Desigualdade. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.

TÉCNICA	CATEGORIA	ESTRATO	CEREBROVASCULARES			ISQUÊMICAS DO CORAÇÃO			
			TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	
C L U S T E R C O M P A D R O N S	masculino	I	40,18	1	–	93,97	1	–	
		II	49,52	1,23	18,86	107,18	1,14	12,33	
		III	59,41	1,48	32,37	107,02	1,14	12,19	
		IV	71,19	1,77	43,56	107,18	1,14	12,33	
		V	82,30	2,05	51,18	100,69	1,07	6,67	
				TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
	feminino	I	37,79	1	–	57,18	1	–	
		II	49,94	1,32	24,33	63,6	1,11	10,09	
		III	55,42	1,47	31,81	70,96	1,24	19,42	
		IV	75,31	1,99	49,82	84,52	1,48	32,35	
V		77,7	2,06	51,36	81,46	1,42	29,81		
			TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	
GERAL	I	38,62	1	–	73,47	1	–		
	II	49,52	1,28	22,01	83,54	1,14	12,05		
	III	57,29	1,48	32,59	88,15	1,20	16,65		
	IV	73,46	1,9	47,43	95,83	1,30	23,33		
	V	80,64	2,09	52,11	91,61	1,25	19,80		

	ESTRATO	CEREBROVASCULARES			ISQUÊMICAS DO CORAÇÃO			
		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	
E S C O R E 5	masculino	I	47,61	1	–	103,51	1,00	–
		II	55,06	1,16	13,53	105,13	1,02	1,54
		III	73,65	1,55	35,36	107,89	1,04	4,06
		IV	79,60	1,67	40,19	103,43	1,00	-0,08
		V	79,79	1,68	40,33	100,30	0,97	-3,20
		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	
feminino	I	45,08	1	–	62,35	1	–	
	II	55,69	1,24	19,05	69,89	1,12	10,79	
	III	73,74	1,64	38,87	81,78	1,31	23,76	
	IV	79,98	1,77	43,64	86,33	1,38	27,78	
	V	79,89	1,77	43,57	81,48	1,31	23,48	
		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	
GERAL	I	45,98	1	–	80,86	1,00	–	
	II	55,40	1,20	17,00	86,87	1,07	6,92	
	III	73,89	1,61	37,77	94,78	1,17	14,69	
	IV	80,19	1,45	30,91	95,10	1,18	14,97	
	V	80,26	1,75	42,71	91,35	1,13	11,48	

Taxa de Mortalidade por AIDS(por 100.000) segundo Sexo e Medidas de Desigualdade. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.

TÉCNICA	CATEGORIA	ESTRATO	AIDS		
			TAXA	RR	RA%
C L U S T E R C O M P A D R O	masculino	I	16,51	1	-
		II	24,92	1,51	33,75
		III	24,53	1,49	32,69
		IV	18,89	1,14	12,6
		V	17,85	1,08	7,51
	feminino	I	TAXA	RR	RA%
		II	4,65	1	-
		III	9,08	1,95	48,79
		IV	6,94	1,49	33,00
		V	7,95	1,71	41,51
	GERAL	I	TAXA	RR	RA%
		II	9,92	1	-
		III	16,59	1,67	40,2
		IV	15,36	1,55	35,42
		V	13,26	1,34	25,19
E S C O R E 5	masculino	I	TAXA	RR	RA%
		II	22,46	1	-
		III	24,02	1,07	6,49
		IV	18,78	0,84	-19,60
		V	17,29	0,77	-29,90
	feminino	I	TAXA	RR	RA%
		II	7,83	1	-
		III	6,20	0,79	-26,29
		IV	8,85	1,13	11,53
		V	7,50	0,96	-4,40
	GERAL	I	TAXA	RR	RA%
		II	8,87	1,13	11,72
		III	14,60	1	-
		IV	14,75	1,01	1,02
		V	13,64	0,93	-7,04
GERAL	IV	12,31	0,84	-18,60	
	V	13,86	0,95	-5,34	

Taxa de Mortalidade Infantil(por 1000 NV) e Medidas de Desigualdade. Técnicas de Cluster com Padronização e Escore 5.

TÉCNICA	ESTRATO	INFANTIL			NEONATAL			POS NEONATAL		
		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
C L U S T E R	I	10,02	1	–	6,07	1	–	3,95	1	–
	II	11,99	1,20	16,43	7,75	1,28	21,68	4,24	1,07	6,84
	III	14,12	1,41	29,00	9,66	1,59	37,12	4,46	1,13	11,42
	IV	16,39	1,64	38,85	10,81	1,78	43,83	5,58	1,41	29,21
	V	18,54	1,85	45,94	12,35	2,03	50,84	6,19	1,57	36,17

E S C O R E 5	ESTRATO	INFANTIL			NEONATAL			POS NEONATAL		
		TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%	TAXA	RR	RA%
	I	11,51	1	–	7,23	1	–	4,28	1	–
	II	14,15	1,23	18,62	9,56	1,32	24,37	4,58	1,07	6,62
	III	16,29	1,41	29,32	10,79	1,49	32,96	5,50	1,29	22,18
	IV	17,11	1,49	32,70	11,64	1,61	37,88	5,46	1,28	21,64
	V	18,49	1,61	37,73	12,07	1,67	40,10	6,41	1,50	33,27

Comparação entre os Valores de Algumas Variáveis Sociais para os Anos de 1991 e 2000, segundo os Estratos da Técnica de Cluster com Padronização.

Esgotamento sanitário adequado		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	96,68	98,53
RR	1,59	1,40
II	92,44	98,01
RR	1,52	1,39
III	87,10	93,01
RR	1,43	1,32
IV	77,87	88,35
RR	1,28	1,25
V	60,76	70,48
RR	1	1

Chefes analfabetos		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	2,79	0,87
RR	1	1
II	4,68	2,46
RR	1,68	2,83
III	8,57	5,12
RR	3,07	5,89
IV	11,61	7,02
RR	4,16	8,07
V	15,26	9,57
RR	5,47	11,00

*Índice de aglomeração		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	3,28	2,89
RR	1	1
II	3,29	3,00
RR	1,00	1,04
III	3,6	3,32
RR	1,10	1,15
IV	3,96	3,61
RR	1,21	1,25
V	4,22	3,81
RR	1,29	1,32

Chefes universitários		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	45,46	51,52
RR	30,72	23,63
II	23,64	30,03
RR	15,97	13,78
III	10,17	13,67
RR	6,87	6,27
IV	4,96	6,51
RR	3,35	2,99
V	1,48	2,18
RR	1	1

*Calculado como nº médio de pessoas por domicílios.

Chefes c/ renda até 1/2SM		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	3,78	4,69
RR	1	1
II	4,94	5,83
RR	1,31	1,24
III	5,87	8,50
RR	1,55	1,81
IV	7,59	11,07
RR	2,01	2,36
V	9,36	16,69
RR	2,48	3,56

Chefes c/ renda acima 20SM		
Estrato	Valor/Ano	
	1991	2000
	%	
I	30,1	41,94
RR	40,68	59,07
II	12,16	23,19
RR	16,43	32,66
III	4,80	8,51
RR	6,49	11,99
IV	2,30	3,32
RR	3,11	4,68
V	0,74	0,71
RR	1	1

A tendência foi de melhoria nestas variáveis sociais em todos os estratos. Observou-se ainda a manutenção de um gradiente de situação com permanência da seqüência já verificada com dados de 1991. No componente renda, identificou-se exceções, com a variável proporção de chefes com renda de até 1/2 SM apresentando piora em todos os estratos e a variável proporção de chefes com renda acima de 20 SM mostrando piora no estrato V.