

Maria de Jesus Mendes da Fonseca

Índice de massa corporal de funcionários públicos do Rio de Janeiro: validade da informação referida e associação com posição sócio-econômica no estudo pró-saúde

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Eduardo Faerstein
Co-orientadora: Dora Chor

Rio de Janeiro

2003

UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE MEDICINA SOCIAL

**ÍNDICE DE MASSA CORPORAL DE FUNCIONÁRIOS
PÚBLICOS DO RIO DE JANEIRO: VALIDADE DA
INFORMAÇÃO REFERIDA E ASSOCIAÇÃO COM
POSIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA NO ESTUDO PRÓ-
SAÚDE.**

MARIA DE JESUS MENDES DA FONSECA

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção
do grau de Doutor em Saúde Coletiva, Curso de Pós-
graduação em Saúde Coletiva - área de concentração
em Epidemiologia do Instituto de Medicina Social da
Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientadores:

Prof Eduardo Faerstein – Instituto de Medicina Social/UERJ

Profª Dóra Chor – Escola Nacional de Saúde Pública/FIOCRUZ

Rio de Janeiro, setembro de 2003.

Dedico esta tese em especial ao meu marido Carlos e às minhas filhas Erica e Carolina que com a minha relativa ausência tiveram que sacrificar momentos de suas vidas para que eu pudesse construir esta etapa da minha.

AGRADECIMENTOS

Ao Eduardo Faerstein, meu orientador, pelo apoio e incentivo durante o tempo do doutorado, pela tranquilidade com que soube clarear as minhas dúvidas. Obrigado por tudo.

À Dóra Chor, minha orientadora, pela partilha de idéias, pela dedicação e estímulo a cada passo. A quem, mais que orientadora, considero uma amiga que sempre esteve ao meu lado, fazendo com que eu nunca me sentisse caminhando sozinha.

À Célia Regina Andrade, que sempre me deu força, e que me acompanha, todos estes anos, nas alegrias e tristezas da vida.

À Rosane Harter Griep, pela troca de idéias e carinhoso incentivo ao longo deste estudo.

À Enirtes Caetano Prates Melo, que com suas palavras de carinho soube compartilhar comigo meus medos e ansiedade ao longo desta caminhada.

À minha mãe que sempre esteve disposta a me ajudar. Ao meu pai, que mesmo não estando mais aqui sei que esteve ao meu lado, e a todos da minha família que me apoiaram todos estes anos.

Aos professores Rosely Sichieri, Evandro Coutinho, Inês Ruggani, pelas contribuições e orientações valiosas apresentadas na qualificação do projeto de tese.

À Suely Rosenfeld, pelas leituras atenciosas de parte dos textos e pela disponibilidade e carinho que sempre teve comigo.

Ao Luis Antônio Bastos Camacho, pela porta que sempre esteve aberta para ouvir minhas perguntas e dúvidas com toda atenção e carinho.

À Márcia Lazaro de Carvalho, companheira de turma, com quem compartilhei fases importantes deste aprendizado.

À Sônia Bittencourt, com quem compartilhei minhas angústias e dúvidas durante o doutorado.

À Marília Sá Carvalho, pela ajuda, contribuições e “toques” no momento certo.

À Valeska Lima Andreozzi, pela paciência em apresentar-me ao “R”, e importantes contribuições para o desenvolvimento dessa tese. Obrigado pela nova amizade.

Ao Geraldo Marcelo da Cunha, pelo carinho, amizade e disponibilidade nos momentos que precisei.

Ao Antônio Carlos M. Ponce de Leon, pela disponibilidade em solucionar minhas dúvidas.

À toda equipe do Pró-Saúde que tornou possível o desenvolvimento desta pesquisa, em especial Elir, Débora e Luci.

RESUMO

A obesidade vem se tornando um dos maiores problemas contemporâneos de saúde pública. Essa condição é usualmente definida a partir de uma medida indireta de gordura corporal, o índice de massa corporal (IMC). Apesar de algumas limitações, esse índice é considerado uma medida adequada de obesidade. Os objetivos desta tese são avaliar a validade da informação referida, em relação às aferições de peso e estatura, e estimar a associação entre IMC e posição sócio-econômica, na coorte de funcionários de uma universidade pública (Estudo Pró-Saúde). Os resultados são apresentados em dois artigos, baseados em análises de 4030 participantes da Fase 1 do estudo.

No primeiro artigo apresenta-se a validade do peso, da estatura e do índice de massa corporal (IMC) informados. Para a avaliação das diferenças, entre os parâmetros aferidos e informados utilizou-se o teste t pareado de Student, os gráficos de Bland e Altman e o coeficiente de correlação intraclass. Estimou-se a sensibilidade e a especificidade das várias categorias do IMC, e a equação de predição para o peso e para a estatura. Os resultados evidenciaram que as informações relatadas apresentaram alta validade, e boa concordância com os dados aferidos de peso e estatura.

No segundo artigo apresenta-se os resultados da investigação da associação entre escolaridade e renda e o índice de massa corporal. As análises foram estratificadas por gênero, e para testar as diferenças entre os subgrupos utilizou-se a ANOVA e o teste de Wald. As hipóteses foram testadas através dos modelos lineares generalizados. Os resultados apontaram associação entre o baixo nível educacional e o aumento do IMC, nas mulheres. Portanto, a educação parece exercer um efeito protetor sobre a ocorrência da obesidade, principalmente entre as mulheres.

Conclui-se que são importantes tanto à identificação dos grupos mais expostos ao risco da obesidade, para que se possa planejar as intervenções, quanto o conhecimento da validade da informação referida do peso e estatura, para que estas características possam ser utilizadas com segurança em grandes estudos epidemiológicos.

Palavras chaves: Índice de massa corporal, validade, confiabilidade, peso, estatura, educação, renda, obesidade.

BODY MASS INDEX OF PUBLIC EMPLOYEES IN RIO DE JANEIRO: RELIABILITY OF REPORTED INFORMATION AND ITS ASSOCIATION WITH SOCIOECONOMIC STATUS IN THE PRÓ-SAÚDE STUDY.

ABSTRACT

Obesity is becoming one of the greatest and most recent problems of public health. It is generally defined from an indirect measurement of corporal fat, the Body Mass Index (BMI). Apart from its limitations, the Index is considered an appropriate measurement for obesity. The objectives of this thesis are to evaluate the association between BMI and socioeconomic status, in a cohort study among employees of a public university (the Pró-Saúde Study). The results are presented in two papers, based on analyses of the 4,030 employees from Phase 1 of the study.

In the first paper, the validity of the informed weight, height and body mass index (BMI) is presented. For the evaluation of the measured and reported parameters, it was utilized the paired test *t* of Student, Bland and Altman graphs and the intraclass correlation coefficient. Sensitivity and specificity for many categories of BMI and the equation of prediction for weight and height were estimated. The results showed that the reported information presented high validity, and agreed with the measured weight and height.

In the second paper, we present the investigation results of the association between education, income and body mass index. The analyses were stratified by gender, and ANOVA and Wald test were utilized to check the differences between subgroups. Hypotheses were tested by multiple linear regression. The results showed

that there was association between educational low levels and BMI increase among women. Therefore, education seems to prevent obesity, mainly among women.

As a conclusion, it is highlighted the importance of both the identification of groups susceptible to obesity, for planning interventions, and the knowledge of the validity of reported weight and height, for it can be securely utilized in epidemiological studies.

Keywords: Body Mass Index, validity, reliability, weight, height, education, income, obesity.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
1.1. OBESIDADE: RELEVÂNCIA DO PROBLEMA.....	12
1.2. MEDIDAS DE OBESIDADE: O ÍNDICE DE MASSA CORPORAL	18
1.3. AVALIAÇÃO DA QUALIDADE DA INFORMAÇÃO REFERIDA SOBRE PESO E ALTURA ATUAIS.....	21
1.3.1. Validade.....	21
1.3.2. Controvérsia sobre a validade das informações referidas de peso e estatura.....	22
1.3.3. Confiabilidade	26
1.4. MARCADORES DE POSIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA E OUTROS DETERMINANTES DE OBESIDADE.....	27
1.4.1. Marcadores de posição sócio-econômica	27
1.4.2. Associação entre posição sócio-econômica e obesidade.....	30
1.4.3. Outros determinantes.....	36
2. OBJETIVOS	38
3. METODOLOGIA.....	40
3.1. DESCRIÇÃO GERAL DO ESTUDO PRÓ-SAÚDE:	41
3.2. TRABALHO DE CAMPO	43
3.2.1. Questionário.....	43
3.2.2. Coleta de dados	43
3.2.3. Medidas diretas de peso e altura.....	44
3.3. APRESENTAÇÃO DOS ARTIGOS QUE COMPÕEM A TESE	45
4. ARTIGO 1	47
4.1. VALIDADE DE PESO, ESTATURA E ÍNDICE DE MASSA CORPORAL INFORMADOS POR FUNCIONÁRIOS PÚBLICOS DO RIO DE JANEIRO: ESTUDO PRÓ-SAÚDE.....	48
4.1.1. RESUMO	48
4.1.2. ABSTRACT	49
4.1.3. INTRODUÇÃO.....	50
4.1.4. METODOLOGIA.....	52
4.1.5. RESULTADOS	56
4.1.6. DISCUSSÃO	60
4.1.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69
5. ARTIGO 2.....	73

5.1. ASSOCIAÇÃO ENTRE ESCOLARIDADE, RENDA E ÍNDICE DE MASSA CORPORAL EM FUNCIONÁRIOS DE UMA UNIVERSIDADE DO RIO DE JANEIRO, BRASIL: ESTUDO PRÓ-SAÚDE..... 74

5.1.1. RESUMO 74

5.1.2. ABSTRACT 75

5.1.3. INTRODUÇÃO..... 76

5.1.4. METODOLOGIA..... 78

5.1.5. RESULTADOS 81

5.1.6. DISCUSSÃO 85

5.1.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... 94

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS..... 99

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 104

8. ANEXOS..... 124

8.1. ANEXO I (TABELA 1 – CARACTERÍSTICAS SÓCIO-DEMOGRÁFICAS DA POPULAÇÃO EM ESTUDO E DIFERENÇAS ENTRE PESO E ESTATURA AFERIDAS E INFORMADAS) 125

8.2. ANEXO II (MODELO DE REGRESSÃO GERAL PARA PESO) 126

8.3. ANEXO III (MODELO DE REGRESSÃO GERAL PARA ESTATURA) 138

8.4. ANEXO IV (MODELOS DE REGRESSÃO PARA ESTATURA ESPECÍFICOS POR SEXO) 148

8.5. ANEXO V (GRÁFICO DA MÉDIA DO IMC POR IDADE)..... 156

8.6. ANEXO VI (TABELA DA MÉDIA E INTERVALOS DE CONFIANÇA DO ÍNDICE DE MASSA CORPORAL AJUSTADO POR IDADE, ESCOLARIDADE E RENDA PER CAPITA)..... 157

8.7. ANEXO VII (HISTOGRAMA DO IMC E MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA COM ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS PELO MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS)..... 158

8.8. ANEXO VIII (MODELO DE REGRESSÃO LINEAR COM ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS PELO MÉTODO DE QUASE-VEROSSIMILHANÇA) 181

8.9. ANEXO IX (DIAGNÓSTICO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR COM ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS PELO MÉTODO DE QUASE-VEROSSIMILHANÇA)..... 191

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO.

1.1. OBESIDADE: RELEVÂNCIA DO PROBLEMA

A maioria dos estudos a respeito da obesidade a define como um aumento no peso corpóreo acima de um padrão arbitrário, definido com relação à altura, já que não existem padrões de normalidade para o peso (Lolio & Latorre, 1991). Outros autores a definem como um excesso de gordura corporal de mais de 25% do peso em mulheres e 18% em homens, e que freqüentemente se associa à desenlaces desfavoráveis para a saúde (Burton et al., 1985; Bray, 1998; PI-SUNYER, 1988).

Obesidade é também considerada uma complexa doença multifatorial que se desenvolve a partir da interação entre fatores genéticos, metabólicos, sociais, comportamentais, culturais, psicológicos e ambientais (National Institute of Health, 2000).

Segundo Sichieri (1998), entender a ocorrência da obesidade não é uma tarefa fácil. O melhor e mais simples é entendê-la como um desequilíbrio entre o consumo alimentar e o gasto energético. Nas últimas décadas, a obesidade vem representando um dos principais distúrbios nutricionais nos Estados Unidos e em muitos países em estágios variados de desenvolvimento. Estima-se que cerca de 250 milhões de pessoas são obesas, o que equivale a 7% da população adulta do mundo (WHO, 1998). A literatura sobre a fisiologia dos indivíduos obesos e sua propensão às doenças crônicas tem crescido nos últimos anos, indicando clara associação entre obesidade e ganho de peso na vida adulta e o aumento do risco de morrer (Simopoulos, 1987; Solomon & Manson, 1997). Dados do estudo de Framingham mostraram aumento de 1% no risco de morrer para cada 0,45kg de aumento no peso na faixa etária de 30-42 anos e de 2% para os indivíduos na faixa etária de 50-62 anos (Hubert, 1986). Jeffery (2001), em uma

revisão recente, aponta que a “epidemia” de obesidade é causada pelos fatores ambientais que promovem ingestão excessiva de alimentos e desencoraja a atividade física.

Assim, alguns autores apontam características nos padrões de alimentação e de atividade física da população que podem contribuir para o aumento da obesidade (Popkin, 1998; Peña & Bacallao, 2000; Jeffery, 2001).

Alimentação

Maior consumo de alimentos de alta densidade energética e baixo conteúdo de nutrientes; alto consumo de açúcar e carboidrato refinado; alto consumo de gordura; alto consumo de bebidas alcoólicas; pobre consumo de vegetais e frutas frescas; aumento na disponibilidade e marketing de alimentos; aumento no tamanho das porções dos alimentos, especialmente em restaurantes do tipo *fast food*.

Atividade física

Redução do trabalho físico devido aos adventos tecnológicos; o uso cada vez maior de transporte automotor; automatização dos veículos, redução do gasto energético na operação de máquinas; uso de elevadores e escadas rolantes; redução de atividade física nas escolas; redução do tempo dedicado ao lazer ao ar livre, dando preferência a jogos eletrônicos; maior utilização de computadores e aumento do tempo gasto em frente à televisão.

Além de causar doenças, muitas investigações têm indicado também que a obesidade afeta negativamente a qualidade de vida. Muitos obesos procuram assistência médica pelo impacto de seu excesso de peso sobre as atividades cotidianas e de lazer e não pela ocorrência de alguma doença (Fontaine et al. 1996; Mathias & Williamson, 1997; Richards et al. 2000). A redução de peso, mesmo quando é pequena ou moderada, está associada à percepção da melhoria da qualidade de vida (Kolotkin et al. 1995; McMahon et al., 2000). Além disso, estudos epidemiológicos têm demonstrado a participação da obesidade no aumento dos custos do sistema de saúde (Colditz, 1992; Kuczmarski et al., 1994; Rosenbaum et al., 1997). Em 1995, nos Estados Unidos, complicações relacionadas com a obesidade foram responsáveis por um gasto de 99 bilhões de dólares (Wolf & Colditz, 1998). No Canadá, em 1997, o custo direto total da obesidade foi estimado em 1,8 milhões de dólares (Birmingham et al., 1999). No Brasil, a estimativa de gasto anual com internações, consultas e remédios para tratamento do excesso de peso e de doenças relacionadas chega a 1,1 bilhões de reais (Sichieri et al., 2003). Além dos custos diretos, a obesidade está associada ainda à perda de produtividade devido ao aumento do número de dias de ausência ao trabalho (Thompson et al., 1999).

A prevalência da obesidade vem aumentando nas últimas décadas, em inúmeros países (Meisler & St. Jeor, 1996). Nos Estados Unidos, a prevalência de sobrepeso estimada foi de 25,4%, no National Health and Nutrition Examination Survey–1976-1980 (NHANES II) para a faixa etária de 20-74 anos de idade, enquanto que, no NHANES III (1988-1991) a estimativa foi de 32,0% (Kuczmarski et al., 1994). Em 1999, estimou-se que 61% dos adultos apresentavam algum grau de sobrepeso ou obesidade (índice de massa corporal (IMC) $\geq 25,0$), sendo 34% com sobrepeso e 27%

classificados como obesos (Wadden et al., 2002). De acordo com o NHANES (1999-2000) a prevalência de obesidade é 27,5% entre homens e 33,4% entre mulheres. Além disso, o aumento observado nesse período parece ocorrer entre homens e mulheres, em todos os grupos de idade, e em todos os grupos raciais (Flegal et al., 2002). No Canadá, uma investigação da tendência de sobrepeso e obesidade de 1981 a 1996, estimou aumento na prevalência de sobrepeso de 48% para 57% entre os homens e de 30% para 35% entre as mulheres, enquanto a prevalência de obesidade aumentou de 9% para 14% em homens e de 8% para 12% em mulheres (Tremblay et al., 2002).

Também em países europeus, a prevalência de obesidade vem aumentando nos últimos anos. Na Inglaterra a prevalência de obesidade entre 1980 e 1995, nos adultos de 16-64 anos de idade aumentou de 6% para 15% entre homens e de 8% para 16,5% entre mulheres (WHO, 1998). Na Inglaterra e país de Gales, inquéritos recentes confirmaram o aumento da prevalência de obesidade de 6% para 17% entre os homens e de 8% para 20% entre as mulheres, entre 1980 e 1997 (Prescott-Clarke & Primatesta, 1998). Na Holanda, apesar da população apresentar taxas menores, a prevalência de obesidade aumentou, de 3,7% em homens e 6% em mulheres em 1982-1984 para 5,1% em homens e 7,1% em mulheres em 1991-1993 entre os adultos de 20 anos ou mais de idade (Seidell, 1997). Segundo Guitiérrez-Fisac e colaboradores (2000), de 1987 para 1995/1997 a prevalência de sobrepeso na população espanhola, na faixa etária de 25 a 64 anos aumentou de 19% para 22,8% em homens e de 13% para 13,6% em mulheres, enquanto a prevalência de obesidade cresceu de 7,6% para 12,2% e de 8,9% para 12,1% respectivamente.

Na América Central, de acordo com o inquérito nacional de nutrição na Costa Rica, em 1996, estima-se que entre mulheres, de 1982 a 1996 houve aumento de 34,6% para 45,9% da prevalência de sobrepeso no grupo etário de 20-44anos de idade; na faixa etária de 45 a 59 anos o aumento foi de 56% para 75% (Costa Rica, Ministério da Saúde, 1996). Na Republica Dominicana, também entre mulheres, em 1996, a estimativa da prevalência de sobrepeso foi de 26% e a de obesidade de 12,1% para os grupos etários de 14 a 49 anos (Martorell et al., 1998).

Na América Latina, apesar da maioria dos estudos não fornecerem estimativas para o conjunto da população, os dados disponíveis demonstram um aumento evidente na prevalência da obesidade. Na maioria dos países, a prevalência de obesidade é maior nas áreas urbanas do que nas áreas rurais (com exceção da Colômbia) (Filozof et al., 2001). No México, uma investigação realizada em adultos residentes nas áreas urbanas apresentou uma prevalência de obesidade em torno de 20% e de sobrepeso de 40% (Arroyo et al., 2000). Na Guatemala, a prevalência de obesidade entre as mulheres tem aumentado rapidamente passando de 8,1% em 1995 para 16,2% em 2000 (Marini & Gragnolati, 2003). Um outro estudo realizado em uma cidade da Argentina (Venado Tuerto), verificou uma prevalência de obesidade de 26,9% e de sobrepeso de 34,1% (Braguinsky et al., 1998).

No Brasil, na Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN-1989), na população adulta, cerca de 32% apresentavam algum grau de excesso de peso ($IMC \geq 25kg/m^2$). Destes, aproximadamente 8,3% apresentavam obesidade ($IMC \geq 30,0kg/m^2$), sendo 4,8% entre os homens e 11,7% entre as mulheres. Além disso, a maior prevalência de excesso de peso foi estimada para o grupo etário entre 45 e 54 anos de

idade, no qual 37% dos homens e 55% das mulheres apresentaram peso acima dos limites normais. (Coitinho et al., 1991).

Cerca de dez anos depois, na Pesquisa de Padrão de Vida (PPV) realizada pelo IBGE, entre março de 1996 e março de 1997, estimou-se que cerca de 29% da população adulta estava acima do peso ideal ($IMC \geq 25\text{kg/m}^2$). Estimou-se que 12% das mulheres e 7% dos homens apresentavam obesidade (IBGE, 1998). Segundo Monteiro e colaboradores (2000a), a prevalência de obesidade, na população adulta que vive nas regiões nordeste e sudeste do Brasil, nos anos de 1989 a 1997 aumentou quase 50% entre os homens (4,7% para 6,9%); entre as mulheres, o aumento foi reduzido (12% para 12,5%).

No Rio de Janeiro, Pereira (1998) estimou que a prevalência de sobrepeso foi similar entre homens e mulheres, com exceção da faixa etária entre 26 e 45 anos de idade na qual 35% dos homens e 23% das mulheres foram classificados nesta categoria. Com relação à obesidade, a mesma autora estimou frequências sistematicamente mais elevadas entre as mulheres, com diferenças significativas somente entre 46 e 60 anos de idade — 13% dos homens e 20% das mulheres.

Em Pelotas em 1994, com uma amostra de 1.035 adultos com idade entre 20-69 anos de idade estimou-se prevalência de obesidade de 21%. Nessa investigação, estimou-se que cerca de 40% da população apresentavam sobrepeso. A proporção de obesidade entre as mulheres foi maior (25%) que a observada entre os homens (15%). Com relação à idade, a proporção de obesidade estimada foi cerca de quatro vezes mais elevada no grupo com mais de 40 anos de idade do que entre o grupo de 20 e 29 anos de idade (Gigante et al., 1997).

Os resultados acima descritos indicam um aumento progressivo na prevalência de sobrepeso e obesidade na maioria dos países. Entretanto, somente recentemente a obesidade passou a ser reconhecida como epidemia global (WHO, 1998). No mundo industrializado a inatividade física associada a alterações do consumo alimentar como o aumento no tamanho das porções parece ser um dos fatores principais para o aumento ocorrido nas últimas décadas. No Brasil, a mudança do perfil alimentar da população, caracterizada pela diminuição do consumo de carboidratos e aumento do consumo de lipídios, é apontada, por alguns autores como um dos fatores que vem contribuindo para o aumento da obesidade (Mondini & Monteiro, 1994; Monteiro et al., 1995). Assim, a transição nutricional no Brasil tem se caracterizado pela intensa redução das doenças carenciais e aparecimento de agravos como a obesidade, principalmente na população adulta. O êxodo rural e o rápido crescimento urbano contribuem para este padrão de transição. Ao longo das últimas décadas, a obesidade vem se tornando um problema mais importante nas populações mais pobres, acentuando ainda mais o risco de doenças crônicas nesses grupos (Sichieri et al., 1997, Filozof et al., 2001).

1.2.MEDIDAS DE OBESIDADE: O ÍNDICE DE MASSA CORPORAL

Medir a gordura corporal em seres humanos é uma tarefa complexa. Todos os métodos de mensuração da gordura corporal produzem estimativas indiretas nas quais a validade é afetada por erros de mensuração e pela variabilidade biológica (Marshall et al., 1991). Em estudos epidemiológicos que têm como objeto de investigação o excesso de peso em adultos, medidas antropométricas simples e que apresentem grande

reprodutibilidade têm sido recomendadas (Garrow & Webster, 1985; Heymsfield & Casper, 1987; Prentice & Jebb, 2001). Nesse sentido, o método que tem sido mais utilizado é o índice de massa corporal (IMC).

Contudo, existem algumas limitações do IMC como medida da gordura corporal: dependência da idade, pois o IMC falha em detectar a “conversão” de massa magra para tecido gorduroso que acompanha o envelhecimento, na mensuração da gordura corporal em atletas, e menor validade nos valores extremos de altura (Prentice & Jebb, 2001; Willett, 1998). No entanto, apesar destas limitações o IMC apresenta alta correlação com medidas de gordura corporal, sendo considerado uma medida confiável (Garrow & Webster, 1985). Assim, tem sido muito utilizado por sua facilidade de cálculo e também porque o significado de suas categorias não varia entre populações, nem ao longo do tempo, permitindo comparabilidade entre estudos (Willett, 1998). Entretanto, entre os vários índices de peso relativo, o IMC é o que apresenta maior independência da altura, o que é uma característica desejável em se tratando de um indicador de massa corporal, não sendo superado por outro índice quando o grau de correlação com medidas diretas de obesidade é considerado (Keys et al., 1972). Além disso, permite a comparação do status de peso dentro e entre populações, assim como a identificação de prioridades para intervenções em nível individual ou comunitário e a avaliação da eficácia das intervenções realizadas (Kopelman, 2000). Em função dessas vantagens, as faixas de classificação do IMC, propostas pela Organização Mundial da Saúde, têm sido utilizadas na maioria dos estudos.

Um alto valor do IMC individual pode representar grande concentração de massa muscular, indicando então uma medida de sobrepeso e não de obesidade. Quando

se trata de estudos populacionais, no entanto, altas prevalências de sobrepeso indicam excesso de gordura por existirem poucas variações na massa livre de gordura (Sichieri, 1998). A maioria dos estudos distingue obesidade e sobrepeso através do índice de massa corporal, cujos pontos de corte são independentes da idade e do sexo, entre os adultos (Anjos, 1992). O critério de obesidade ($\text{IMC} \geq 30\text{kg/m}^2$) foi selecionado devido a forte relação entre IMC e a mortalidade, sendo que neste ponto de corte o risco de mortalidade aumenta aproximadamente 30% e acima de 40kg/m^2 o aumento é de 100% (Manson et al., 1995).

A classificação utilizada Nesta tese será aquela sugerida pela Organização Mundial de Saúde (WHO, 1998).

Baixo peso: $\text{IMC} < 18,5$

Adequado: $18,5 \leq \text{IMC} \leq 24,9$

Pré-obesidade ou sobrepeso: $25,0 \leq \text{IMC} \leq 29,9$

Obesidade classe I: $30,0 \leq \text{IMC} \leq 34,9$

Obesidade classe II: $35,0 \leq \text{IMC} \leq 39,9$

Obesidade classe III: $\text{IMC} \geq 40,0$.

1.3.AVALIAÇÃO DA QUALIDADE DA INFORMAÇÃO REFERIDA SOBRE PESO E ALTURA ATUAIS.

1.3.1. Validade

A capacidade de interpretar e fazer inferências causais acertadas depende, entre outros fatores, da qualidade das mensurações (Morgenstern, 1989). O desempenho de qualquer instrumento de medida pode ser avaliado quanto a dois aspectos fundamentais: a validade e a confiabilidade. Assim, é sempre importante avaliar a qualidade da informação obtida em pesquisas epidemiológicas, seja por medição direta, questionário ou qualquer outro método. A validade, de uma forma geral, refere-se ao grau com que uma medida empírica reflete adequadamente o significado real do conceito considerado (Babbie, 1999). A maioria dos autores divide a validade em três grandes grupos.

Validade de conteúdo: refere-se ao grau que uma escala ou índice abrange os significados incluídos no conceito que tenta representar.

Validade de constructo: baseia-se na maneira como uma medida se relaciona com outras variáveis em um sistema de relações teóricas.

Validade de critério que pode ser definida pelo grau com que um instrumento de medida produz resultados semelhantes ou próximos ao verdadeiro valor chamado “*padrão ouro*” (Abramson, 1984).

Em estudos epidemiológicos, a validade de critério é geralmente analisada utilizando-se os indicadores de sensibilidade e especificidade, que indicam a proporção

de identificações corretas em relação a um padrão; são inerentes ao instrumento de medida e não sofrem influência da prevalência da condição. Nesta tese, a análise da validade de critério foi realizada, comparando as informações referidas de peso e estatura dos funcionários de uma universidade com peso e estatura aferidos (padrão-ouro).

1.3.2. Controvérsia sobre a validade das informações referidas de peso e estatura.

Em muitas circunstâncias, as informações do indivíduo sobre seu peso e estatura podem ser os únicos dados disponíveis em estudos epidemiológicos. Entre os pesquisadores, não há consenso sobre a validade desta informação especialmente quando é fornecida por determinados grupos (menor escolaridade, muito idosos).

Muitos autores afirmam que as informações referidas de peso e estatura são indicadores válidos (Schmidt et al., 1993; Weaver et al., 1996; Chor et al., 1999; Nakamura et al., 1999). Outros autores afirmam que, apesar de encontrarem alta correlação entre a informação referida e a medida, existe subestimação dos valores do peso e superestimação dos valores de estatura quando a fonte de informação é o indivíduo (Schlichting et al., 1981; Stunkard & Albaum, 1981; Le Marchand, 1988; Ramalle-Gómara et al., 1997). Assim haveria possibilidade de ocorrência de erros de classificação que afetam a distribuição populacional do IMC, principalmente, quando a informação referida é usada para definir categorias do IMC (Millar, 1986; Kuskowskawolk et al., 1989; Nieto-Garcia et al., 1990; Niedhammer, et al., 2000). Segundo

Stewart e colaboradores (1987), no entanto, a subestimação dos valores do IMC tem pouco efeito quando o mesmo é analisado como variável contínua.

Na tabela 1 apresentaremos algumas informações sobre estudos nacionais e internacionais que utilizaram a informação auto-referida de peso e estatura.

TABELA 1 - CARACTERÍSTICAS E CONCLUSÕES DE 12 ESTUDOS NACIONAIS E INTERNACIONAIS QUE UTILIZARAM A INFORMAÇÃO AUTO-REFERIDA DE PESO E ALTURA.

Autores (ano e local)	Tamanho da amostra	Faixa etária (anos)	Conclusões
Stewart A.L., 1982 (4 áreas dos Estados Unidos).	3373 indivíduos	14-61	As informações referidas de peso e altura são medidas muito acuradas do peso e altura aferidos. A informação é válida e confiável até mesmo nos obesos e naqueles com menor nível educacional.
Kuskowska-wolk et al., 1989 (Estocolmo Suécia)	119 homens 182 mulheres	16-84	A informação referida do peso e altura aumenta os valores do IMC em cerca de 30% dos indivíduos obesos, e em 13% daqueles classificados como IMC adequado. Esses resultados podem invalidar conclusões de pesquisas baseadas na informação referida.
Nieto-Garcia et al. , 1990 (Estados Unidos)	3.475 homens e 3980 mulheres	20-79	Viés de classificação pode ocorrer quando a informação auto-referida é usada para definir as categorias do IMC.
Rowland, M.L., 1990 (Estados Unidos)	11.284 adultos	20-74	Embora a informação referida de peso e altura não apresente grandes erros, não foi acurada em determinados subgrupos populacionais. Por exemplo, os erros foram diretamente relacionados com a magnitude do sobrepeso. Estes erros foram maiores entre as mulheres do que entre os homens.
Schmidt, et al 1993 (Porto Alegre)	659 adultos	15 a 64	A validade do peso é aceitável para inquéritos de prevalência realizados em populações urbanas adultas.
Álvarez-Torices et al. , 1993 (Leon, Espanha).	262 homens e 310 mulheres	≥ 18	A informação referida deve ser evitada em população idosa, podendo ser usada em população com alta proporção de jovens.

TABELA 1 - (continuação).

Autores (ano e Local)	Tamanho da amostra	Faixa etária	Conclusões
Jeffery, R.W., 1996 (Minneapolis- Estados Unidos).	2046 homens e 2393 mulheres		A informação referida do peso é uma excelente aproximação do peso real para vários subgrupos populacionais. O autor chama atenção para o fato de que a generalização dos resultados deve ser cuidadosa já que a população estudada era etnicamente homogênea e composta somente por pessoas empregadas.
Weaver et al., 1996 Áreas metropolitanas próximas à Universidade de Minnesota (Estados Unidos)	66 mulheres	40-81	As informações referidas do peso, altura, cintura, quadril, tórax e busto são altamente acuradas até mesmo quando usadas para definir índices como o IMC e a razão cintura/quadril, sendo então, apropriadas para estudos epidemiológicos.
Chor, et al., 1997 (Bancários - Rio de Janeiro).	322 adultos		As informações de peso e estatura são válidas em grupos populacionais com alto nível de escolaridade e acesso a serviços de saúde.
Niedhammer et al., 2000 (França).	5445 homens e 1905 mulheres	≥ 40	Os resultados sugerem que as informações referidas do peso e altura deveriam ser tratadas com cautela, em função de erros de classificação que podem conduzir a vieses.
Bolton-Smith et al., 2000 (região norte de Glasgow-Escócia).	865 homens e 971 mulheres	25-64	Os resultados sugerem que o peso e altura referidos são satisfatórios para o monitoramento da prevalência da obesidade na população adulta.
Kuczmarski et al., 2001 (Estados Unidos)	7772 homens e 8801 mulheres	≥ 20	As informações do peso e altura podem ser usadas em relação a adultos jovens, mas têm limitações para indivíduos com mais 60 anos de idade.

1.3.3. Confiabilidade

A confiabilidade é definida como a repetibilidade dos resultados fornecidos por instrumento específico, isto é, a consistência de resultados quando utilizado por diferentes observadores (confiabilidade inter-observador) ou quando replicada em distintos momentos de tempo, nos mesmos participantes (confiabilidade intra-observador) (Abramson, 1984; Carmines & Zeller, 1979). Assim, o que se deseja de um instrumento, em termos de confiabilidade, é a obtenção de uma medida precisa e estável, pouco influenciada por fatores do observador, dos participantes ou do ambiente.

A confiabilidade inter-observador mede o grau de concordância entre dois ou mais observadores na classificação de todos os indivíduos do grupo (Carmines & Zeller, 1979). Ela é testada através da comparação dos resultados de diferentes avaliadores de um mesmo exame sobre o mesmo indivíduo. É essencial que as avaliações sejam realizadas de forma independente, evitando qualquer tipo de contaminação das informações.

As medidas de concordância utilizadas nesta tese foram: **1)** o coeficiente de correlação intraclass (CCIC), utilizado para medidas contínuas, que estima a proporção da variabilidade total observada atribuível à variabilidade entre os indivíduos (Dunn, 1992), e apresenta equivalência matemática com o Kappa ponderado com sistema de pesos de erros quadráticos (Fleiss & Cohen, 1973); **2)** a metodologia proposta por Bland & Altman (1986) que consiste em apresentar graficamente as diferenças dos valores aferidos e referidos em relação à média dos mesmos e fornece uma visualização da existência de erro sistemático pela distribuição dos pontos acima ou abaixo da linha horizontal passando pelo valor zero do eixo de Y.

1.4.MARCADORES DE POSIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA E OUTROS DETERMINANTES DE OBESIDADE.

1.4.1. Marcadores de posição sócio-econômica

A mensuração de posição sócio-econômica é um elemento necessário para investigações das desigualdades em saúde (Fernández et al., 2000). No entanto, não existe consenso sobre a forma mais adequada de medir posição sócio-econômica em estudos epidemiológicos, embora diversos autores já tenham descrito detalhadamente diversas vantagens e desvantagens de cada característica (Liberatos et al., 1988; Krieger et al., 1997). As medidas de posição sócio-econômica geralmente classificam indivíduos em grupos de mesmo *status*, conhecimento e recursos (Liberatos et al., 1988). Escolaridade, renda e ocupação são as variáveis disponíveis com maior frequência para classificar a posição sócio-econômica associada às condições de saúde. Cada uma delas parece estar relacionada a diferentes aspectos da caracterização do nível sócio-econômico (Kunst & Mackenbach, 1994; Sorlie et al., 1995; Cairney & Arnold, 1998). Algumas investigações apontam que a correlação entre estes três indicadores, em países desenvolvidos, é relativamente fraca (0,3 a 0,6), o que sugere que cada um desses indicadores explica um componente distinto da posição sócio-econômica (Liberatos et al., 1988; Krieger et al., 1997; Geronimus & Bound, 1998).

A escolaridade pode representar a transição entre a situação sócio-econômica oriunda dos pais para a situação sócio-econômica alcançada na vida adulta. É um indicador muito útil por ser disponível, em geral, para ambos os sexos e por abranger a maioria da população. Entretanto, o nível educacional mais alto (3º grau completo) é,

para a maioria das pessoas, alcançado no começo da vida adulta; permanecendo no mesmo nível por toda a vida. Assim, muitas vezes a escolaridade não captura mudanças no status social ocorrida quando as pessoas completam o processo de escolaridade (Winkleby et al., 1992; Liberatos et al., 1998). Além disso, o nível educacional produz diferenças entre os indivíduos em termo de acesso a informação e na capacidade em beneficiar-se de novos conhecimentos (Bruin et al., 1996). Se por um lado, a escolaridade tem se apresentado como um bom marcador do nível sócio-econômico nos países em desenvolvimento (Lynch & Kaplan, 2000), nos países desenvolvidos (onde a maioria da população está concentrada nos níveis educacionais mais altos), a escolaridade tem menor poder de discriminação (Lynch et al., 1994).

A renda tem implicações importantes para uma gama de circunstâncias materiais que têm impacto direto nas condições de saúde como a qualidade de vida, moradia e lazer. Ela determina limitações nas condições materiais necessárias para satisfazer as necessidades básicas da vida, fazendo com que haja diferenças no acesso a bens de consumo de boa qualidade (Bruin et al., 1996). A renda tem sido apontada por alguns autores como o principal indicador de posição sócio-econômica (Robert, 1998; Ecob & Davey Smith, 1999). Segundo Blaxter (1990), renda foi o maior preditor da associação com condições de saúde após comparação realizada com as variáveis renda e classe social. Um outro estudo que investigou a associação entre educação, renda e ocupação com a doença cardiovascular observou o maior efeito da variável renda (Winkleby et al., 1992). Algumas investigações apontam que mudanças no padrão de vida de uma forma mais geral, incluindo alimentação saudável e acesso a alguns bens materiais, podem trazer benefícios imediatos e cumulativos ao longo da vida, e até mesmo

influenciar a posição social e condições de saúde das gerações futuras (Davey Smith et al., 1990; Macintyre et al., 1998).

A ocupação está fortemente relacionada com o nível educacional e a renda, pois a escolaridade na maioria das vezes é importante na determinação do tipo de emprego, que por sua vez, determina a renda do indivíduo. Segundo Geyer e Peter (2000) o nível educacional precede a primeira colocação da ocupação do indivíduo e pode também determinar as oportunidades de renda. Entretanto, a ocupação tem um potencial de capturar, em parte, a evolução do status social, pois pode ser mudada até o momento da aposentadoria (Galobardes et al., 2000). A ocupação tem sido descrita também como um bom indicador das condições sócio-econômicas especialmente entre grupos profissionais (Mackenbach et al., 1997).

Nesta tese utilizaremos como medida da posição sócio-econômica as variáveis educação e renda que se apresentam como bons preditores da obesidade e assim, devido ao exposto acima, devemos obter melhor medida de posição socio-econômica abrangendo mecanismos diferentes e períodos da vida que podem ser relevantes na determinação da obesidade.

1.4.2. Associação entre posição sócio-econômica e obesidade

O modo como a sociedade se organiza é um dos determinantes principais dos níveis de saúde/doença. Assim, diferenças na saúde de indivíduos refletem características inerentes à sociedade em que estes estão inseridos. A existência de diferenciais de risco, definidos pelos diversos estratos sócio-econômicos, vem sendo demonstrada (Marmot, 1999; Marmot, 2000).

A associação inversa entre posição sócio-econômica e obesidade em mulheres foi observada no primeiro estudo quantitativo sobre obesidade e posição sócio-econômica que estabeleceu a relação básica entre estas duas variáveis, realizado em Nova Iorque: mulheres com nível sócio-econômico mais baixo apresentaram prevalência de obesidade seis vezes maior do que as mulheres situadas nos estratos mais altos (Goldblatt et al., 1965).

Esta tendência é confirmada pelos resultados de vários estudos que identificaram, nos países desenvolvidos, associação inversa entre posição sócio-econômica e a prevalência da obesidade em mulheres. Entre os homens, no entanto, o padrão de resultados não foi consistente. Identificou-se associação direta (Sobal & Stunkard, 1989; Sarlio-Lähteenkorva & Lahelma, 1999; Molarius et al., 2000), associação inversa (Jeffery et al., 1984; Sundquist & Johansson, 1998; Molarius et al., 2000) ou ausência de associação (Bingham et al., 1981; Bahhage et al., 1988). Nos países em desenvolvimento, até 1980, havia relação direta entre posição sócio-econômica e obesidade tanto entre mulheres quanto entre os homens. Nos últimos anos,

entretanto, o resultados das investigações têm apontado, entre as mulheres, associação inversa entre escolaridade e prevalência de obesidade (Rozowski & Arteaga, 1997; Martorell et al., 1998; Monteiro et al., 2000b).

No Brasil, de acordo com os resultados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (1989), 16% dos homens de nível sócio-econômico mais baixo (renda domiciliar mensal per capita inferior a 0,5 salários mínimos) apresentavam sobrepeso ou obesidade. Esta prevalência chegava a 44% para os de nível sócio-econômico mais alto (>2 salários mínimos mensais per capita). Entre as mulheres, o resultado foi semelhante embora com menor intensidade, já que, no nível sócio econômico baixo, o excesso de peso é muito prevalente, 30% das mulheres nesta categoria apresentam sobrepeso ou obesidade (Coitinho et al., 1991).

A partir da década de 90, investigações realizadas em regiões específicas do país – Região Nordeste e Sudeste (Monteiro et al., 2000a), Porto Alegre (Ducan, 1991), Pelotas (Gigante et al., 1997), identificaram associações diversas daquelas encontradas na “média” nacional, já que para as mulheres, observou-se maior prevalência de obesidade nos estratos sócio-econômicos mais baixos. Segundo Monteiro et al., 2000a, essa redução pode ser o resultado de um intenso trabalho dos meios de comunicação de massa com ênfase no combate ao estilo de vida sedentário e mudanças dos hábitos alimentares.

Além disso, nos países desenvolvidos e também no Brasil, já está bem estabelecido o papel do sexo como efeito modificador da associação entre situação sócio-econômica e obesidade (Sobal & Stunkard, 1989; Monteiro et al., 2000). Os resultados de uma investigação sobre a tendência secular do IMC e fatores sócio-

econômicos realizada por Flegal et al (1988b) apontaram que, nos Estados Unidos, em um período de 20 anos (1960-1980), houve pequena mudança no IMC dos homens que tinham entre 18–34 anos de idade. No entanto, o IMC das mulheres aumentou significativamente devido ao aumento da prevalência de sobrepeso e obesidade entre mulheres de baixo nível sócio-econômico (Flegal et al., 1988a).

Na tabela 2 apresentaremos algumas informações sobre estudos nacionais e internacionais que estudaram a associação da posição sócio-econômica com IMC.

TABELA 2 - CARACTERÍSTICAS E RESULTADOS DE 14 ESTUDOS NACIONAIS E INTERNACIONAIS QUE ESTUDARAM A ASSOCIAÇÃO ENTRE POSIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA E IMC EM ADULTOS.

Autores (ano e local)	Método	Variável utilizada	Principais resultados e conclusões
Cairney, J, & Wade, T.J, 1998: Canadá.	Seccional, amostra (19.600), idade (20-64) IMC (≥ 25 e ≥ 27) regressão logística.	educação, renda e ocupação.	Para o ponto de corte ($\geq 27 \text{ kg/m}^2$): observou-se associação inversa entre escolaridade e IMC. Não houve associação com renda e apenas algumas categorias de ocupação foram estatisticamente significativas. No ponto de corte ($\geq 25 \text{ kg/m}^2$) a associação inversa é estatisticamente significativa apenas no nível educacional mais alto.
Sarlio-Lähteenkorva S. & Lahelma, E, 1999, Finlândia.	Seccional, amostra (6.016), idade (25-64) regressão logística.	Indicadores de desvantagens sociais e econômicas	Observou-se associação entre desemprego atual e mulheres com sobrepeso. E entre desemprego ao longo do tempo com mulheres obesas. Entre homens, desemprego ao longo do tempo foi associado com ser magro.
Sundquist, J & Johansson, S, 1998, Suécia	Longitudinal amostra (3.843), idade (25-74), regressão linear.	educação	No modelo final (ajustado) entre os homens, existiu um gradiente entre educação e IMC, enquanto entre as mulheres somente o nível de educacional mais baixo foi associado com IMC alto.
Ramos de Marins, V.M. et al 2001, Cidade do Rio de Janeiro.	Inquérito, amostragem em 2 estágios (3.361), idade (>20), regressão logística.	educação e renda. IMC (≥ 25)	A análise multivariada apontou uma associação significativa do sobrepeso com educação (OR = 1,7), não encontrou associação com renda.
Lahti-Koski, M. et al 2000, Finlândia.	4 Inquéritos, amostra (82-97 = 24.604), idade (25-64), Modelo log-linear e GENMOD do SAS.	Educação e ocupação.	Ficar em casa parece ser um determinante importante do IMC principalmente em homens. Entretanto, educação ainda é um forte determinante da obesidade, especialmente em mulheres.

TABELA 2 - Continuação

Autores (ano e local)	Método	Variável utilizada	Principais resultados e conclusões
Galobardes, B. et al 2000, Suíça	Inquérito, amostra (6.396), idade (35-74), regressão logística e linear.	Educação e ocupação. IMC (≥ 25)	Na Reg. Linear: entre os homens educação e ocupação foram associadas com IMC alto. Entre as mulheres, educação e ocupação foram associadas com o aumento do IMC, porém, no modelo final, somente a interação entre educação e ocupação foi significativa. Na logística, em homens, somente educação foi associada (OR=1,6) com o sobrepeso, enquanto entre as mulheres, as duas variáveis contribuíram ndependentemente para determinar o sobrepeso.
Monteiro, C. A et al., 2001 Região Nordeste e Sudeste, Brasil.	Inquérito, amostra (11.033), idade (>20), regressão logística.	educação e renda. IMC (≥ 30)	No nordeste: entre as mulheres, a obesidade aumenta com a renda e decresce com educação, e nos homens a obesidade somente foi associada com renda, aumentando do 1º para o 4º quartil. No sudeste: entre as mulheres a obesidade foi associada somente com educação (inversa) enquanto entre os homens a obesidade foi associada positivamente com renda.
Martorell, R. et al 1998, América Latina, Caribe e residentes no EUA descend. do México	Inquérito, amostra (mulheres no Brasil 3.158), idade (15-49), regressão logística.	educação e Índice sócio-econômico IMC (≥ 30 e $\geq 27,3$ kg/m ²)	No Brasil, na OR bruta encontramos associação positiva entre o índice socioeconômico e a obesidade, e associação inversa com educação. Na OR ajustada, associação com educação foi atenuada. Existiu uma tendência de aumento na prevalência de obesidade nas mulheres de menor nível educacional.
Doak, C.M. et al 2000, Brasil, China e Rússia.	Inquérito, amostra (13.023 famílias no Brasil), idade (≥ 18), regressão logística.	Renda.	No Brasil, a coexistência nas famílias de indivíduos com baixopeso/sobrepeso e indivíduos com padrão normal/normal foi mais prevalente nas famílias de baixa renda e os indivíduos do tipo sobrepeso/normal foi mais prevalente entre as famílias de alta renda.

TABELA 2- continuação

Autores (ano e local)	Método	Variável utilizada	Principais resultados e conclusões
Monteiro, C. A et al., 2000b Brasil.	Inquérito, amostra (mulheres 2.439), idade (20-49), regressão logística.	Educação, nº de bens no domicílio, ocupação e hábito de ler e ver programas educativos. IMC ($\geq 25 \geq$ 27,3 e ≥ 30).	Na área urbana o grupo com maior educação (4º quartil) tem quase a metade do risco de sobrepeso comparada com mães do 1º quartil. Na área rural, o risco de sobrepeso está associado com aquisição de bens, as mães pertencentes ao último quartil têm 3 vezes mais chance de apresentar obesidade quando comparadas àquelas pertencentes ao 1º quartil. As mães com maior nível educacional apresentaram menor risco de obesidade.
Monteiro, C. A et al 2000a Brasil.	3 Inquéritos, amostra (75=95.062; 89=15.585; 97=10.680), idade (>20), regressão logística.	renda IMC (≥ 30)	De 75 para 89, aumentou o risco de obesidade em todos os quartis de renda para homens urbanos e para as mulheres de ambas as áreas (urbana e rural). De 89-97, o aumento do risco foi restrito as mulheres urbanas de baixa renda, homens urbanos e mulheres rurais pertencentes à categoria intermediária de renda. Neste período na área urbana, observou-se uma redução significativa para mulheres da categoria de renda mais alta.
Sichieri, R. et al., 1994, Brasil.	2 Inquéritos, amostra (74/75=55.000 famílias 89=14.455), idade (> 18), regressão logística.	renda. IMC (≥ 25)	Entre os homens, a prevalência sobrepeso/obesidade foi mais alta nas áreas urbanas do que na rural, enquanto entre as mulheres, uma alta prevalência na área urbana ocorreu somente no nordeste e no sudeste. A prevalência aumentou com a renda em homens. Entre as mulheres, foi mais alta até o 3º quintil e levemente menor nos outros 2 quintis mais altos. Na logística, renda foi associada com uma OR de 1,07.

TABELA 2- continuação

Autores (ano e local)	Método	Variável utilizada	Principais resultados e conclusões
Molarius, A et al 2000, Projeto MONICA. 26 localidades em 17 países	Inquérito, idade (35-64), regressão linear.	educação.	No final do inquérito, entre mulheres, nenhuma população apresentou associação positiva. Em 22 das 26 localidades observou-se associação inversa, entre educação e IMC. Para os homens, a proporção de associação inversa aumentou de 23% (seis localidades) para 50% (treze localidades). Assim, o baixo nível educacional foi associado com IMC alto em cerca de metade da população masculina e em quase todas as populações femininas.
Wamala, S.P. et al 1997, Estocolmo	Inquérito, amostra (300 mulheres), idade (30-65) regressão logística.	Índice combinando educação e ocupação, IMC (sobrepeso 23,8-28,6 e obesidade >28,6).	Na regressão observou-se um gradiente social maior para as obesas do que para as de sobrepeso. O OR de obesas com baixa posição social foi de 2,74, para as de posição intermediária foi de 2,34. Para o sobrepeso o OR foi de 2,23 para as de baixa posição social e de 1,19 para as intermediárias

1.4.3. Outros determinantes

Várias investigações têm demonstrado a existência de associação entre variáveis como sedentarismo, hábito de fumar, hábitos alimentares, principalmente dieta rica em gordura saturada, e história reprodutiva (para as mulheres) com a prevalência de obesidade em diversas populações (Arroyo et al., 1995; Paeratakul et al., 1998; Bell et al., 2001). Destacam-se dois estudos de coorte recentes. Um deles, o de Bell e colaboradores

(2001), uma coorte de 2488 chineses na faixa etária de 20-45 anos de idade, no qual a baixa atividade física foi o mais importante preditor do ganho de peso. O outro, um estudo em homens britânicos na faixa etária de 40 a 59 anos, observou que a prevalência de obesidade ($\geq 28 \text{ Kg/m}^2$) aumentou significativamente com o aumento do consumo de bebida alcoólica, até mesmo após o ajuste dos outros fatores de confusão; além disso, eles concluíram que a ingestão de bebida alcoólica $\geq 30\text{g/d}$ contribui diretamente para o ganho de peso e obesidade, independente do tipo de bebida consumida (Wannamethee & Shaper, 2003).

Entretanto, as evidências da literatura cada vez mais têm valorizado a visão de que esses outros determinantes estão relacionados ao nível sócio-econômico.

CAPÍTULO II

2. OBJETIVOS

1. Estimar a prevalência de sobrepeso e obesidade na população de estudo.
2. Avaliar a validade das informações de peso e estatura, tendo como padrão ouro as aferições dessas características.
3. Investigar diferenças na validade da informação de peso e estatura de acordo com idade, escolaridade, renda per capita e estratos de índice de massa corporal.
4. Investigar a existência de associação entre marcadores de posição sócio-econômica (renda e escolaridade) e o índice de massa corporal nos funcionários da universidade.

CAPÍTULO III

3. METODOLOGIA

3.1.DESCRICÃO GERAL DO ESTUDO PRÓ-SAÚDE:

O Estudo Pró-Saúde tem como objetivo geral investigar o papel de ampla gama de determinantes sociais em desfechos relacionados à saúde física e mental e a comportamentos relacionados à saúde, em uma coorte de funcionários de uma universidade pública no Rio de Janeiro. Dentre os 4.614 funcionários em atividade nas carreiras técnico-administrativa do quadro efetivo, foram excluídos apenas os funcionários aposentados, cedidos a outras instituições ou afastados para estudo ou gozo de licenças prolongadas não relacionadas à saúde (166 funcionários), perfazendo um total de 4448 funcionários elegíveis. Duas coletas de dados já foram realizadas – 1999 e 2001. Nesta tese, a população alvo foi constituída pelos participantes da primeira fase de coleta de dados.

Na primeira fase de coleta de dados, participaram 4030 funcionários, representando cerca de 91% do total de indivíduos elegíveis (Quadro 1). Os dados coletados na primeira fase servirão como linha de base para o estudo de coorte.

QUADRO 1: DISTRIBUIÇÃO DOS FUNCIONÁRIOS ELEGÍVEIS POR SEXO.

BASE	Total		Participaram		Não participaram	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Homens	1982	44,56	1790	40,24	192	4,32
Mulheres	2466	55,44	2240	50,36	226	5,08
Total	4448	100,00	4030	90,60	418	9,40

Os motivo pelos quais os funcionários elegíveis não participaram deste estudo está apresentado no quadro abaixo.

QUADRO 2: DISTRIBUIÇÃO DOS MOTIVOS DAS PERDAS.

MOTIVOS	Nº	%
Recusa	239	5,4
Licença médica	57	1,3
Licença maternidade	33	0,7
Funcionários não localizados	89	2,0
Total	418	9,4

A pesquisa abordou, entre outros aspectos, as condições sócio-econômicas na vida adulta e na infância e outros aspectos da vida social (ex. experiência de violência, discriminação social e racial e integração a redes de suporte social); padrões de dieta, atividade física, exposição ao tabaco (ativa e passiva) e consumo de álcool; história de diagnósticos e tratamentos médicos; consumo de medicamentos, uso de serviços de saúde, uso de terapias não-convencionais, práticas de prevenção e outros comportamentos e exposições com repercussões sobre a saúde.

3.2. TRABALHO DE CAMPO

3.2.1. Questionário

Os dados foram obtidos utilizando-se um questionário autopreenchível composto por um total de 6 blocos e 149 perguntas, cuja elaboração foi precedida por ampla avaliação de instrumentos elaborados com objetivos semelhantes no Brasil e no exterior (Faerstein et al., 1999). O questionário foi testado previamente através de cinco etapas de pré-testes e de um estudo piloto (julho de 1999) repetido quinze dias após a 1ª aplicação para permitir a realização de estudos de confiabilidade teste-reteste. Nos pré-testes participaram cerca de 150 voluntários, com perfil social e funcional semelhante ao da população alvo — funcionários técnico-administrativos da Fundação Oswaldo Cruz, Universidade Federal do Rio de Janeiro e Secretaria de Saúde e Higiene do Estado do Rio de Janeiro —, que preencheram, em etapas sucessivas, quatro versões de todo o questionário. Após a aplicação dos pré-testes e estudo piloto, foram analisadas a compreensão das perguntas formuladas e a distribuição das respostas por categorias de sexo e escolaridade.

3.2.2. Coleta de dados

A coleta dos dados foi realizada no período de agosto a outubro de 1999 por meio da aplicação do questionário em salas e auditórios de cada uma das unidades da universidade (campus central, campi externos e hospital universitário), durante o horário de trabalho, com duração média de preenchimento em torno de 40 minutos. No

momento do preenchimento do questionário, os funcionários contaram com ajuda de uma equipe treinada composta por 47 aplicadores, 3 alunos de graduação, 4 alunos de pós-graduação, 5 supervisores e 1 coordenador de operações. Estes aplicadores foram treinados para a aplicação do instrumento e também para a aferição das medidas antropométricas. Antes dos funcionários responderem ao questionário, foi-lhes esclarecido que a adesão à pesquisa era voluntária em todas as fases do processo da pesquisa e que não haveria nenhum tipo de consequência funcional aos que se recusassem a participar. Após estes esclarecimentos solicitou-se a leitura e assinatura de Termo de Consentimento de Participação em Pesquisa, o qual registrava o compromisso dos pesquisadores envolvidos no Estudo Pró-saúde de não utilizar os resultados individuais para qualquer finalidade administrativa, e foram dadas as instruções necessárias ao melhor preenchimento do questionário.

Para um melhor treinamento e padronização da equipe envolvida na pesquisa foram elaborados diferentes manuais para os supervisores, aplicadores, revisores e digitadores. O estudo foi submetido e aprovado pelos comitês de ética da universidade e do hospital universitário.

3.2.3. Medidas diretas de peso e altura

O treinamento dos aplicadores para tomada das medidas de peso e altura, objetivando a redução de erros na aferição dos dados, foi realizado de acordo com a técnica descrita por Habicht (1974). Consistiu na realização de duas medidas de cada indivíduo, com intervalo mínimo de 15 minutos. No momento da execução da segunda medida, o observador não teve acesso ao registro da primeira e ambas foram

comparadas às medidas de um instrutor que serviram como padrão. No treinamento ocorreu também simulação de situações passíveis de ocorrerem no trabalho de campo e discussões de possíveis soluções para cada uma delas. Aos funcionários não era informado que ocorreria a aferição de peso e altura. Cada um teve seu peso e altura medidos após preenchimento do questionário. A descrição mais detalhada dessas aferições encontra-se na metodologia dos artigos.

3.3. APRESENTAÇÃO DOS ARTIGOS QUE COMPÕEM A TESE

Esta tese é composta por dois artigos. No primeiro artigo, intitulado **Validade de peso, estatura e índice de massa corporal informados por funcionários públicos do Rio de Janeiro: Estudo Pró-saúde** buscou-se avaliar a validade do peso, da estatura informados e do índice de massa corporal (IMC) calculado a partir de peso e estatura informados. Foram estudados 4030 funcionários públicos de uma universidade pública. As informações foram obtidas através de questionário autopreenchível; as aferições foram realizadas após sua aplicação. Para avaliar as diferenças entre os parâmetros aferidos e informados, utilizou-se o teste t pareado de Student, gráficos de Bland & Altman e o coeficiente de correlação intraclass. Estimou-se a sensibilidade e a especificidade das várias categorias do IMC, e a equação de predição para o peso e estatura aferidos.

No segundo artigo, intitulado **Associação entre escolaridade, renda e índice de massa corporal em funcionários de uma universidade do Rio de Janeiro, Brasil: Estudo Pró-saúde** investigou-se a associação independente de escolaridade e renda com o índice de massa corporal. Foram incluídos nesta análise 3963 participantes da fase 1 do Estudo Pró-saúde. As médias estratificadas por gênero, do IMC foram

comparadas utilizando-se a ANOVA para testar as diferenças entre os subgrupos estudados e para as variáveis ordinais foi realizado também o teste de Wald para verificar a tendência linear. Utilizaram-se os modelos lineares generalizados – modelo de regressão linear múltipla com estimação dos parâmetros pelo método de mínimos quadrados e modelo de regressão linear com estimação dos parâmetros com método de quase-verossimilhança, para avaliação da associação entre escolaridade e renda per capita com o IMC. Foi realizado também o diagnóstico do modelo final através de gráficos de resíduos e de resíduos padronizados com os valores preditos.

Nesta tese também são apresentados anexos referentes aos dois artigos que não serão incluídos nas versões que serão submetidas para publicação.

CAPÍTULO IV

4. ARTIGO 1

4.1.VALIDADE DE PESO, ESTATURA INFORMADOS E ÍNDICE DE MASSA CORPORAL EM FUNCIONÁRIOS PÚBLICOS DO RIO DE JANEIRO: Estudo Pró-Saúde.

4.1.1.RESUMO

Objetivo: Avaliar a validade do peso, da estatura e do índice de massa corporal (IMC) informados.

Métodos: Foram estudados 4030 funcionários públicos de uma universidade pública, participantes da Fase 1 de um estudo longitudinal. As informações foram obtidas através de questionário autopreenchível; as aferições foram realizadas após sua aplicação. Para avaliar as diferenças entre os parâmetros aferidos e informados, utilizou-se o teste t pareado de Student, gráficos de Bland & Altman e o coeficiente de correlação intraclass. Estimou-se a sensibilidade e a especificidade das várias categorias do IMC, e a equação de predição para o peso e estatura aferidos.

Resultados: Houve alta concordância entre a aferição e a informação do peso (CCIC=0,977) e da estatura (CCIC=0,943). A sensibilidade do IMC, em suas várias categorias, variou em torno de 80%, e a especificidade foi próxima de 92%. Os gráficos sugerem tendência leve e uniforme à subestimação do peso e à superestimação da estatura em ambos os sexos. A equação de predição confirmou a ausência de influência importante das características sócio-demográficas na acurácia da informação relatada.

Conclusões: As informações relatadas e aferidas de peso e estatura apresentaram boa validade; em populações similares, em que disponha de recursos escassos, é possível utilizar dados informados ao invés de valores aferidos.

Palavras chave: Validade, peso, estatura, índice de massa corporal, obesidade, estudo seccional.

4.1.2. ABSTRACT

Objective: Evaluate the validity of self-reported weight, height and body mass index (BMI).

Methods: Four-thousand and thirty (4,030) civil servants, from a public university, were surveyed, as participants of Phase 1 of a longitudinal study. Information was obtained through a self-administered questionnaire, and measurements were carried out after its application. Student's paired t-test; Bland & Altman's graphs and the intraclass correlation coefficient were used in order to evaluate the differences between the measured and the reported parameters. The sensitivity and specificity of the various BMI categories were estimated, and the weight and height prediction equation was estimated.

Results: There was high agreement between measured and reported weight (ICC=0.977) and height information (ICC=0.943). BMI's sensitivity, in its various categories, varied around 80%, and specificity was close to 92%. The graphs suggest a slight and uniform trend toward weight underestimation and toward height overestimation in both sexes. The prediction equation confirmed the lack of important of sociodemographic characteristics on the accuracy of the reported information.

Conclusions: Self-reported and measured weight and height information had good validity; in similar populations, when few resources are available, it is possible to use self-reported data instead of actual measurements.

Descriptive words: Validity, weight, height, body mass index, obesity, cross-sectional study.

4.1.3. INTRODUÇÃO

O peso e a estatura auto-referidos têm sido utilizados em estudos epidemiológicos, principalmente para favorecer a economia de recursos e a simplificação do trabalho de campo (Chor et al., 1999). De acordo com os resultados de alguns estudos, trata-se de indicadores com níveis aceitáveis de validade, até mesmo entre os obesos (que poderiam apresentar maior tendência à subestimação do peso) e entre grupos com baixa escolaridade (Stewart, 1982; Weaver et al., 1996; Nakamura et al., 1999). Segundo Bolton-Smith e colaboradores (2000), parecem ser adequados, também, para o monitoramento da prevalência da obesidade na população.

No entanto, peso e estatura auto-referidos apresentam limitações, como a maior parte das medidas. Le Marchand et al., (1988) e Ramalle-Gómara et al., (1997) ressaltaram que, apesar de encontrarem alta concordância entre a informação referida e a medida direta em suas populações de estudo, há uma tendência de subestimação dos valores do peso e superestimação dos valores de estatura. Além disso, a prevalência populacional de obesidade, estimada a partir da informação referida do peso e estatura, pode estar subestimada, principalmente entre mulheres e em indivíduos idosos (Alvarez-Torices et al., 1993; Roberts, 1995; Kuczmarski et al., 2001). Assim, a validade da informação auto-referida pode se alterar conforme o gênero ou a idade e também segundo as condições sócio-econômicas dos grupos estudados. De modo geral, observa-se subestimação do peso, de modo mais marcante entre as mulheres, e superestimação da estatura, entre os homens (Niedhammer et al., 2000; Villanueva, 2001). Com relação à idade, os estudos sugerem que os mais idosos apresentam, em

geral, as maiores diferenças entre os valores informados e a aferição (Ziebland et al., 1996; Kuczmarski et al., 2001). Segundo Jeffery (1996), os indivíduos com menor nível sócio-econômico têm, em geral, menor acesso à informação sobre seu próprio peso e, por isso, sua informação teria menor acurácia. Boström e Diderichsen (1997) em estudo realizado em Estocolmo observaram que, entre os homens de nível sócio-econômico mais baixo, a estimativa da prevalência de sobrepeso e obesidade apresentou maior grau de superestimação do que entre homens de nível sócio-econômico mais alto.

Além das características da população, a estratégia de coleta de dados também pode influenciar a validade da informação sobre o peso e a estatura. A coleta através de questionário autopreenchível implica em maior possibilidade de ocorrência da síndrome de “flat slope” — subestimação dos valores altos, e superestimação dos valores baixos de peso, — do que quando a informação é colhida na presença de entrevistadores (Kuskowska-Wolk et al., 1989; Kuskowska-Wolk et al., 1992).

No Brasil, a validade da informação relatada do peso e da estatura tem sido pouco estudada. Algumas investigações sugeriram sua alta validade, principalmente em grupos populacionais com alto nível de escolaridade e maior acesso a serviços de saúde, com valores de sensibilidade em torno de 80% e especificidade de 97% (Schmidt et al., 1993; Chor et al., 1999). Mesmo assim, no estudo de Schmidt et al., (1993), realizado na população urbana de Porto Alegre, os homens tenderam a superestimar o valor do peso, e as mulheres a subestimá-lo. Já no estudo realizado por Chor e colaboradores (1999), com funcionários de um banco estatal no Rio de Janeiro, os homens com peso igual ou maior do que 80 quilos tenderam a fornecer valores subestimados. Com relação à estatura, as diferenças encontradas entre informação e medida foram pouco relevantes.

Assim, devido à escassez de estudos na população adulta brasileira, este artigo tem como objetivo avaliar a validade da informação referida de peso, estatura e índice de massa corporal (IMC) entre funcionários de uma universidade no Rio de Janeiro.

4.1.4. METODOLOGIA

População de estudo

Trata-se de um estudo de validade inserido no estudo Pró-saúde que é uma investigação longitudinal com funcionários em atividade nas carreiras técnico-administrativas do quadro efetivo de uma universidade no Rio de Janeiro. A população deste estudo foi selecionada, na primeira fase da coleta de dados, a partir de um universo de 4.614 funcionários. Foram considerados inelegíveis os funcionários cedidos a outras instituições, ou em período prolongado de licença, não relacionada à saúde (166 funcionários). Assim, dentre os 4.448 elegíveis, 4.030 funcionários (91%) responderam ao questionário.

Para fins de análise desse artigo, foram excluídos quatro funcionários por apresentarem idade superior a 70 anos, seis funcionárias devido à gravidez e 307 por apresentarem valores faltantes seja no peso ou na estatura, seja mensurado ou informado. Sendo assim, a população desse estudo constou de 3713 funcionários (92%).

Coleta de dados

Os dados auto-referidos foram obtidos por meio de questionário autopreenchível, testado previamente através de cinco etapas de pré-testes e de um estudo piloto. A coleta de dados foi realizada entre agosto e outubro de 1999. A aplicação do questionário foi feita em auditórios da universidade, durante o horário de trabalho, com duração média de preenchimento em torno de 40 minutos, com ajuda de uma equipe de aplicadores treinados para a aplicação do instrumento e aferição das medidas antropométricas.

Peso e estatura medidos

Após o preenchimento do questionário, o peso dos funcionários foi aferido com balanças eletrônicas portáteis, da marca Kratos-Cas, modelo Linea, com capacidade de até 150 kg e com precisão de 50g. A balança foi colocada em local plano e o funcionário foi pesado sem sapatos, agasalhos e objetos nos bolsos. A medida foi registrada em quilogramas. A estatura foi determinada com fita métrica de material não elástico, com capacidade de até 150 cm, e precisão de 1 centímetro. A fita foi fixada com auxílio do prumo junto à parede sem rodapé, em um ponto 50 cm distante do chão. A estatura foi medida em posição ereta, com os braços estendidos para baixo, os pés unidos e encostados à parede. Para a aferição, utilizou-se um esquadro de madeira colocado rente à cabeça.

Análise de dados

Antes da digitação, procedeu-se à dupla revisão independente de todos os questionários. A digitação dos dados foi realizada de forma duplicada e independente, no programa Epi-Info versão 6.0. A crítica dos dados foi feita em duas etapas: conferência automática de dados inválidos e análise de consistência interna das respostas. Na análise dos dados utilizou-se o programa SPSS, versão 11.0.

Para a identificação de erros e padrões sistemáticos de diferenciação entre os valores aferidos e referidos, utilizamos a metodologia proposta por Bland e Altman (1986) que consiste em apresentar graficamente as diferenças dos valores aferidos e referidos em relação à média dos mesmos. Para obtenção de uma medida sumária de concordância entre as duas fontes de informação (aferição e auto-relato), utilizamos o coeficiente de correlação intraclass (CCIC), que estima a proporção da variabilidade total observada atribuível à variabilidade entre os indivíduos. Na comparação entre as médias da aferição e da informação de peso, estatura e IMC, as variáveis foram divididas em quartis, tendo como padrão os valores aferidos. A diferença entre a aferição e a informação foi estimada segundo gênero, dentro de cada quartil conforme definição acima. Assim, as diferenças negativas representam informação superestimada, e as diferenças positivas representam informação subestimada. Utilizou-se o teste t de Student pareado para testar as diferenças entre as médias (segundo aferição e informação) de peso, estatura e IMC, por quartis baseados na aferição.

Para estimar a sensibilidade e a especificidade do IMC, calculado a partir do peso e estatura informados, o mesmo foi classificado segundo as faixas sugeridas pela Organização Mundial de Saúde (WHO, 1998). Neste estudo, foram utilizadas as seguintes categorias: baixo peso/ adequado ($IMC < 25 \text{ kg/m}^2$, sendo apenas 1,5% com

IMC $<18,5 \text{ kg/m}^2$); sobrepeso ($25,0 \leq \text{IMC} \leq 29,9 \text{ kg/m}^2$) e obesidade ($\text{IMC} \geq 30,0 \text{ kg/m}^2$).

Além do gênero e idade, variações de sensibilidade e especificidade segundo marcadores de condições sócio-econômicas foram também analisadas. A idade foi dividida em cinco categorias (<30 anos; 30-39 anos; 40-49 anos; 50-59 anos; 60-70 anos). A renda per capita em salários mínimos foi calculada a partir do ponto médio da categoria da renda líquida informada dividida pelo número de pessoas dependentes dessa renda. O resultado foi dividido pelo valor do salário mínimo (S.M.) vigente à época da pesquisa (136 reais), e categorizado em quintis —1º quintil (0-1,83 S.M.); 2º quintil (1,84-3,22 S.M.); 3º quintil (3,23-5,06 S.M.); 4º quintil (5,07-6,74 S.M.) e 5º quintil ($\geq 6,75$ S.M.). A escolaridade foi classificada em até 1º grau completo, 2º grau completo e 3º grau completo ou maior.

Foram utilizados modelos de regressão linear para identificar características preditoras de peso e estatura aferidos. Assim, peso e estatura aferidos foram as variáveis dependentes em modelos separados e, como variáveis independentes, incluíram-se peso e estatura informados, gênero, idade, IMC com base na informação, escolaridade e renda; a equação de predição foi também modelada em separado para homens e mulheres com objetivo de verificar a existência de diferenças no ajuste. As variáveis cujos coeficientes de regressão (β) não apresentaram significância estatística ($p > 0,05$) após o ajuste por outras características foram retiradas do modelo. Na escolha do modelo final, levou-se em consideração o critério da parcimônia (consiste na escolha de um modelo com o menor número possível de coeficientes de regressão que sejam suficientes para fornecer a predição mais acurada dos dados de acordo com o coeficiente de determinação ajustado (R^2)). Além disso, entre os modelos com valores

altos de R^2 , escolheu-se aquele de menor valor da estatística de Mallow (Kleinbaum et al., 1988).

4.1.5. RESULTADOS

A idade dos funcionários variou entre 22 e 70 anos, e cerca de 74% da população concentrou-se na faixa etária entre 30 e 49 anos (apenas 2,4% entre 60 e 70 anos de idade). Em relação ao nível educacional, 40% dos funcionários apresentavam 3º grau completo ou mais e 23% até o 1º grau; 56% tinham uma renda domiciliar per capita acima de 3,2 salários mínimos.

Houve alta concordância entre o peso aferido e o peso informado, (CCIC= 0,977 IC 95%: 0,975-0,978). Houve maior concordância entre as mulheres (CCIC=0,975; IC 95%: 0,973–0,977) do que entre os homens (CCIC=0,969; IC 95%: 0,966–0,972). Não houve diferenças importantes na concordância entre os valores aferidos e informados de acordo com as outras características estudadas — idade, escolaridade, renda e categorias do IMC — CCIC variando entre 0,946 e 0,984. Quanto à estatura, observou-se também elevada concordância entre os valores aferidos e informados, CCIC=0,943 (IC 95%: 0,939-0,946). Encontramos diferenças estatisticamente significativas entre as faixas etárias: <30 anos (CCIC= 0,961; IC 95%: 0,953–0,968) e 60 a 70 anos (CCIC= 0,861; IC 95%: 0,794–0,906); entre o menor e os dois maiores níveis de escolaridade — até 1º grau (CCIC= 0,875; IC 95%: 0,857–0,889), 2º grau (CCIC= 0,954; IC 95%: 0,949–0,958) e 3º grau (CCIC= 0,972; IC 95%: 0,969–0,975). Não houve diferenças

importantes na concordância entre os valores aferidos e informados de acordo com as outras características estudadas — gênero, renda e categorias do IMC— CCIC variando entre 0,861 e 0,972 (Anexo I).

O gráfico 1 revela diferenças reduzidas entre o peso aferido e o informado, já que a maioria dos pontos situou-se próximos à linha horizontal (diferença=0). Comparando-se a concentração de pontos acima e abaixo da linha horizontal, observa-se tendência à subestimação do peso informado (maior concentração de pontos acima da linha horizontal). Não se identificou padrão diferente entre homens e mulheres, nem entre funcionários com menores ou maiores médias de peso. Com relação à estatura (Gráfico 2), observa-se um distanciamento ainda menor, do que o peso, dos pontos em relação à linha horizontal. A concentração de valores negativos indica superestimação dos valores informados de estatura entre homens e mulheres. Estas apresentaram frequência ligeiramente superior de valores com maior grau de superestimação, comparadas aos homens.

Na tabela 1 apresentamos diferenças entre as médias segundo aferição e informação para o peso, estatura e IMC segundo os quartis aferidos de cada uma destas medidas. As médias estimadas segundo o peso informado foram subestimadas em todos os quartis. Esta subestimação foi progressivamente maior de acordo com os quartis, chegando a 1,6 kg entre os homens e 2,4 kg entre as mulheres no 4º quartil. Da mesma forma, a proporção da diferença em relação ao peso aferido também foi progressivamente maior entre o 1º e o 4º quartis. Neste, a diferença entre as médias do peso aferido e do peso informado chegou a representar 2,5% da média do peso aferido, entre as mulheres, comparado a 0,94% no 1º quartil. Comparando-se as médias de estatura aferida e informada, houve pequena superestimação da informação entre

homens e mulheres, exceto entre os mais altos (4º quartil). Houve subestimação do IMC calculado de acordo com os valores informados, observando-se tendência semelhante àquela do peso: a diferença aumentou entre o 1º e o 4º quartil. Em termos percentuais, o grau de erro da informação fornecida pelas mulheres foi maior do que aquele estimado para os homens nas três medidas, embora, este grau tenha sido pequeno em todos os casos (entre -0,10% e 2,75%).

De forma geral, os valores de sensibilidade do IMC informado foram elevados (Tabela 2). A validade da informação diminuiu com o aumento do IMC, principalmente entre os homens. Com relação às faixas etárias, observamos uma tendência de redução da sensibilidade com o aumento da idade, principalmente nos classificados como obesos, o valor mais baixo de sensibilidade foi encontrado entre os maiores de 60 anos de idade. Considerando-se cada categoria de IMC, não houve diferenças importantes segundo categorias de renda per capita. Observa-se também uma redução dos valores de sensibilidade quando se comparam aqueles que se classificaram na categoria de “peso baixo/adequado”, com os das categorias “sobrepeso” e “obesidade”.

A tabela 3 apresenta os valores de especificidade de acordo com as categorias do IMC. Os valores variaram entre 86% e 98% e, em todos os subgrupos, houve aumento da especificidade com o aumento do IMC. Assim, a taxa de falsos positivos foi muito pequena entre os obesos (em torno de 2%). Além desse padrão geral, observou-se diminuição da especificidade com aumento da idade entre os pré-obesos, e aumento da especificidade nos níveis mais alto de escolaridade entre os pré-obesos e obesos. Na categoria “sobrepeso” observa-se declínio da especificidade com o aumento da idade, o que não é observado nas outras categorias.

Equações de predição geral e específica para homens e mulheres foram estimadas por meio de regressão linear. O modelo geral do peso aferido foi: **peso aferido (kg) = 1,51 + 0,99 (peso informado)** ($R^2=0,96$). Para as mulheres, o modelo final foi: **peso aferido (kg) = 0,891 + 1,01 (peso informado)** ($R^2=0,95$); e para os homens, a equação foi: **peso aferido (kg) = 2,175 + 0,99 (peso informado)** ($R^2=0,94$). Nestes modelos nenhuma outra variável ou termo de interação foi importante para predizer o peso aferido (Anexo II).

O modelo geral da equação de predição da estatura foi: **estatura aferida (cm) = 23,50 + 0,85 (estatura informada) + 2,67 (para os homens)** ($R^2=0,90$). Neste modelo, além do gênero, outras variáveis foram estatisticamente significativas (idade, escolaridade, IMC informado) e ainda o termo de interação entre gênero e idade. Mesmo assim, o modelo mais simples foi escolhido pelo critério da parcimônia e pelo resultado da estatística de Mallows — $C_{\text{simples}} = 4,22$ (R^2 de 0,90) e $C_{\text{completo}} = 8,97$ (R^2 de 0,91) — (Anexo III). Na modelagem específica por gênero, o modelo final para as mulheres foi: **estatura aferida (cm) = 23,00 + 0,85 (estatura informada)** ($R^2=0,81$); e nos homens, a equação de predição foi: **estatura aferida (cm) = 26,68 + 0,84 (estatura informada)** ($R^2=0,82$). Do mesmo modo que no modelo geral, nestes modelos, as variáveis idade e IMC informado apresentaram significância estatística. No entanto, pelos mesmos critérios utilizados anteriormente, optamos pelo modelo final apresentado acima (Anexo IV).

4.1.6. DISCUSSÃO

Esse estudo investigou a validade da informação do peso e da estatura registradas em questionário autopreenchível, comparada aos valores aferidos, em funcionários de uma universidade no Rio de Janeiro. Seus resultados indicam que a informação referida é válida tanto para o peso quanto para a estatura.

Uma das limitações deste estudo é a impossibilidade de extrapolação dos nossos resultados para a população em geral, pelo fato de incluir somente população empregada, selecionada através de concurso público. Nossa população de estudo pode, no entanto, indicar a qualidade de informação de grupos semelhantes (camadas de classe média de grandes centros urbanos).

Fontes de erro em potencial são representadas por altos percentuais de respostas em branco ou inválidas e o conhecimento, por parte da população, dos objetivos do estudo. No caso deste estudo, o percentual de omissão dos valores informados e mensurados foi de 8%, e os funcionários não sabiam do objetivo de comparação, no momento do preenchimento do questionário. Assim, acreditamos que esta fonte de erro não tenha sido importante.

A comparação gráfica entre as duas fontes de dados sugere leve tendência à subestimação do peso e à superestimação da estatura, tanto entre as mulheres quanto entre os homens, tendência que não se acentua entre os indivíduos com maior peso ou menor estatura. Esses resultados foram diferentes dos encontrados em outras investigações, que apontaram tendência à maior subestimação do peso entre os

indivíduos com maiores valores de peso e maior superestimação da estatura entre os mais baixos (Chor et al., 1999; Nakamura et al., 1999).

A concordância entre a informação e a medida de peso e estatura foi alta em nosso estudo, CCIC= 0,977 para o peso e CCIC=0,943 para a estatura, sendo a diferença média entre as duas fontes igual a 1,09 kg (DP= 3,20 kg) para o peso, e de 0,65 cm (DP= 3,10 cm) para a estatura. Além disso, apenas 13% da população apresentou diferença maior ou igual a 4 Kg entre a informação e a aferição. Esse resultado é igual ao observado por Schmidt et al., (1993), e pouco maior do que aquele encontrado por Jalkanen et al., (1987) na Finlândia (11%).

A tendência à subestimação do peso foi semelhante em homens e mulheres, resultado similar ao encontrado por Chor et al., (1999), e diferente de outros autores que observaram subestimação do peso somente entre as mulheres e superestimação entre os homens (Schmidt et al., 1993; Villanueva, 2001).

Com relação à estatura, a magnitude da superestimação também foi pequena (0,65 cm), sendo maior nas mulheres (1,05 cm) do que nos homens (0,17 cm). Esse resultado difere de outros estudos que encontraram superestimação de mesma magnitude para homens e mulheres (Niedhammer et al., 2000) ou superestimação maior entre os homens (Nieto-Garcia et al., 1990; Roberts, 1995). É possível que nesta população, com grande proporção de mulheres jovens, em cargos administrativos, o padrão de beleza exerça maior influência entre as mulheres do que entre os homens.

De acordo com as pequenas diferenças entre aferição e informação encontradas, o efeito da informação na estimação do IMC, embora estatisticamente significativa não muda a classificação dos indivíduos. Estes resultados são consistentes com aqueles

descritos por outros autores (Schmidt et al., 1993; Weaver et al., 1996; Chor et al., 1999; Bolton-Smith et al., 2000).

Na análise da validade do IMC informado, foram observados valores elevados de sensibilidade e especificidade. Os valores de sensibilidade em torno de 80%, e a especificidade próxima de 92%, indicam que as incorreções encontradas não foram de uma magnitude que alterasse a classificação do IMC. Para os indivíduos classificados como obesos segundo a aferição, os valores da especificidade da informação ficaram em torno de 98%, valor semelhante a outros estudos (Stewart, 1982; Nieto-Garcia et al., 1990; Schmidt et al., 1993; Bolton-Smith et al., 2000); os valores de sensibilidade situaram-se em torno de 75%, de forma similar aos valores encontrados nos Estados Unidos —74% (Nieto-Garcia et al., 1990) e bem mais alto se comparado ao valor encontrado na Espanha—57% (Alvarez-Torices, et al., 1993) e na Suécia—55-61% (Boström & Diderichsen, 1997). Entre aqueles classificados como obesos, as estimativas de sensibilidade situaram-se acima de 70% para todos os subgrupos estudados, com exceção dos funcionários com mais de 60 anos de idade (55%). No entanto esta estimativa foi pouco precisa devido ao pequeno número de pessoas nesta faixa etária (44 participantes). É também possível que ocorra uma mudança do padrão estético em idades mais velhas, fazendo com que esses indivíduos tendessem a relatar pesos mais baixos por apresentarem um menor preocupação com o peso e assim, disporem de informação menos atualizada de seu ganho de peso.

A sensibilidade e a especificidade variaram de forma marcante de acordo com o “status” de obesidade e foram menos influenciadas pelas outras características estudadas (gênero, idade e as condições sócio-econômicas). Mesmo assim, dentro das categorias do IMC, não encontramos grandes diferenças entre a aferição e a informação. Entre as

mulheres classificadas como obesas, 19,9% subestimaram seu peso, e entre os homens essa proporção foi igual a 21,1%. Da mesma forma, somente 3% das mulheres e 8% dos homens classificados com baixo peso superestimaram a informação referida. Estes resultados diferem dos encontrados por Rowland (1990), comparados aos nossos resultados. Esse autor relatou maior proporção de mulheres (31%) e menor proporção de homens (14%) obesos que subestimaram a informação de seu peso. Além disso, o mesmo autor encontrou proporção bem mais elevada (18%) de homens classificados como baixo peso que superestimaram a informação.

A equação de predição corroborou a ausência de influência das características sócio-demográficas na informação do peso e da estatura.

A partir desses resultados, podemos concluir que as informações referidas de peso e estatura apresentam boa concordância e validade quando comparadas a suas respectivas aferições. Assim, de acordo com o que foi sugerido por Chor et al., (1999) é possível utilizar a informação de peso e altura ao invés dos valores aferidos em populações semelhantes e quando a economia desses recursos for importante para a realização do estudo.

Tabela 1 – Médias de peso, estatura e IMC segundo os quartis aferidos e diferenças absolutas e relativas entre a aferição e a informação.

	N	Homem				Nº	Mulher				Total	DP*	DP*
		Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄		Total	DP*	Q ₁	Q ₂			
Peso (kg)	1699					2078							
Média da aferição (P _a)		56,5	66,0	74,9	92,2		54,7	65,1	74,2	92,6	66,25	13,58	
Média da Informação (P _i)		56,7	65,6	73,9	90,6		54,2	63,9	72,6	90,2	65,11	13,20	
Diferença(P _d = P _a - P _i)		-0,13	0,38 [#]	0,98 [#]	1,59 [#]		0,52 [#]	1,09 [#]	1,65 [#]	2,39 [#]	1,14 [#]	2,98	
%Diferença(100P _d /P _a)		-0,26	0,66	1,31	1,68		0,94	1,67	2,23	2,52	1,59	4,07	
Estatura (cm)	1721					2075							
Média da aferição (E _a)		156,2	162,9	169,1	178,0		154,7	162,2	168,2	175,5	160,14	6,39	
Média da Informação (E _i)		157,5	163,6	169,3	178,0		155,9	163,3	168,9	175,4	161,19	6,76	
Diferença (E _d =E _a -E _i)		-1,29 [#]	-0,59	-0,23	0		-1,21 [#]	-1,06 [#]	-0,80 [#]	0,12	-1,05 [#]	2,95	
%Diferença(100E _d /E _a)		-0,83	-0,32	-0,14	0		-0,79	-0,65	-0,48	0,06	-0,66	1,89	
IMC (kg/m²)	1682					2030							
Média da aferição (I _a)		21,0	24,1	26,8	31,6		20,9	24,1	26,8	33,1	25,79	5,11	
Média da Informação (I _i)		20,9	23,9	26,4	30,9		20,7	23,5	26,0	31,5	25,02	4,85	
Diferença(I _d = I _a - I _i)		0,04	0,20 [#]	0,39 [#]	0,75 [#]		0,31 [#]	0,56 [#]	0,82 [#]	1,55 [#]	0,77 [#]	1,61	
%Diferença(100I _d /I _a)		0,14	0,86	1,45	2,34		1,45	2,33	3,07	4,63	2,75	5,50	

*DP= desvio padrão

#diferenças significativas segundo o teste t pareado (p<0,05)

Q₁₋₄ = quartis definidos segundo a aferição

P_a, E_a, I_a = médias segundo a aferição.

P_i, E_i, I_i = médias segundo a informação.

P_d, E_d, I_d = diferenças entre a média segundo a aferição e a média segundo a informação.

Tabela 2 - Sensibilidade das categorias de IMC informado* comparadas ao IMC aferido (padrão ouro), segundo características sócio-demográficas.**

Características da população	Sensibilidade					
	Baixo peso/adequado		Pré-obeso		Obesidade	
	%	IC 95%	%	IC 95%	%	IC 95%
Sexo						
Masculino	94,4	(92,4–95,9)	81,8	(78,8–84,6)	78,5	(73,2–83,3)
Feminino	96,6	(95,3–97,6)	70,4	(66,6–73,9)	72,4	(67,3–77,1)
Faixa etária						
<30	97,8	(95,4–99,2)	72,5	(64,0–79,9)	82,5	(67,2–92,7)
30-39	96,1	(94,4–97,3)	79,4	(75,6–82,9)	79,4	(72,9–84,8)
40-49	94,0	(91,6–95,8)	76,0	(72,1–79,6)	73,6	(67,7–78,9)
50-59	95,4	(90,8–98,1)	74,4	(66,9–80,9)	72,2	(62,8–80,4)
60-70	100,0	(87,2–100,0)	72,2	(54,8–85,8)	55,0	(31,5–76,9)
Escolaridade						
Até 1º grau completo	92,6	(88,9–95,4)	72,7	(62,5–77,5)	73,5	(66,7–79,5)
2º grau completo	95,2	(93,1–96,7)	78,2	(74,3–81,7)	73,2	(66,9–78,8)
3º grau completo	97,2	(95,9–98,2)	77,4	(73,5–81,0)	79,0	(72,3–84,7)
Renda per capita						
1º quintil	95,3	(91,6–97,7)	77,9	(71,8–83,3)	78,8	(68,6–86,9)
2º quintil	94,4	(91,9–96,2)	75,9	(71,2–80,2)	71,5	(63,9–78,3)
3º quintil	96,7	(94,0–98,4)	75,5	(69,8–80,6)	78,0	(68,6–85,7)
4º quintil	96,3	(93,5–98,2)	77,6	(71,4–83,1)	78,5	(69,5–85,9)
5º quintil	96,9	(94,4–98,5)	77,8	(71,9–82,9)	78,3	(69,2–85,7)
Total	95,7	(94,7–96,6)	76,6	(74,3–78,8)	75,2	(71,5–78,5)

* IMC calculado a partir da informação do peso e estatura

** IMC calculado a partir da aferição do peso e estatura

Tabela 3 - Especificidade das categorias de IMC informado* comparadas ao IMC aferido (padrão ouro), segundo características sócio-demográficas.**

Características da população	Especificidade					
	Baixo peso/adequado		Pré-obeso		Obesidade	
	%	IC 95%	%	IC 95%	%	IC 95%
Sexo						
Masculino	89,6	(87,5–91,4)	90,1	(88,0–91,9)	97,8	(96,9–98,5)
Feminino	82,5	(79,6–84,5)	91,2	(89,6–92,7)	98,9	(98,3–99,4)
Faixa etária						
<30	80,7	(73,9–86,3)	95,9	(93,1–97,8)	99,3	(97,9–99,8)
30-39	86,8	(84,1–89,2)	92,9	(91,1–94,4)	98,9	(98,1–99,4)
40-49	86,3	(83,7–88,6)	87,8	(85,3–90,0)	97,8	(96,7–98,6)
50-59	86,2	(81,5–90,1)	87,4	(82,7–91,1)	97,4	(95,0–98,9)
60-70	85,7	(73,8–93,6)	80,9	(66,7–90,9)	96,8	(88,9–99,6)
Escolaridade						
Até 1º grau completo	86,2	(82,9–89,1)	85,6	(82,2–88,6)	96,6	(94,8–97,9)
2º grau completo	86,9	(84,2–89,2)	89,5	(87,2–91,5)	98,4	(97,4–99,0)
3º grau completo	84,7	(81,8–87,3)	94,1	(92,5–95,5)	99,3	(98,6–99,7)
Renda per capita						
1º quintil	85,2	(80,7–89,1)	91,0	(87,2–93,9)	99,1	(97,6–99,7)
2º quintil	86,1	(82,9–88,9)	88,9	(86,4–91,3)	98,1	(96,9–98,8)
3º quintil	85,2	(81,0–88,7)	92,3	(89,3–94,7)	98,0	(96,5–99,0)
4º quintil	87,1	(82,9–90,6)	92,1	(89,1–94,6)	98,4	(96,9–99,3)
5º quintil	86,2	(82,0–89,7)	92,8	(89,9–95,0)	98,7	(97,4–99,5)
Total	85,9	(84,3 87,5)	90,8	(89,5 91,9)	98,4	(97,9 98,8)

* IMC calculado a partir da informação do peso e estatura

** IMC calculado a partir da aferição do peso e estatura

GRÁFICO 1 - DIFERENÇAS ENTRE PESO AFERIDO E PESO INFORMADO SEGUNDO MÉDIAS DE PESO POR SEXO.

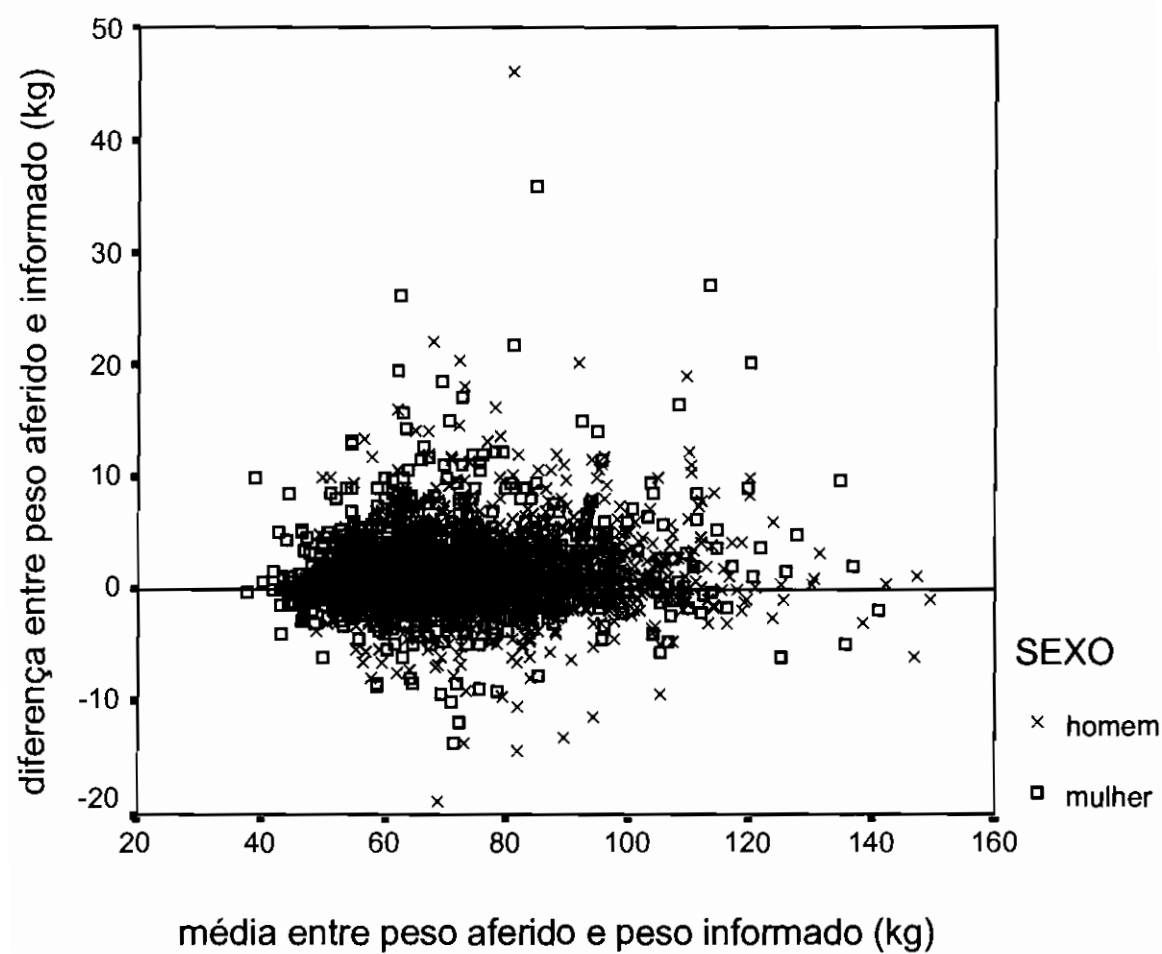
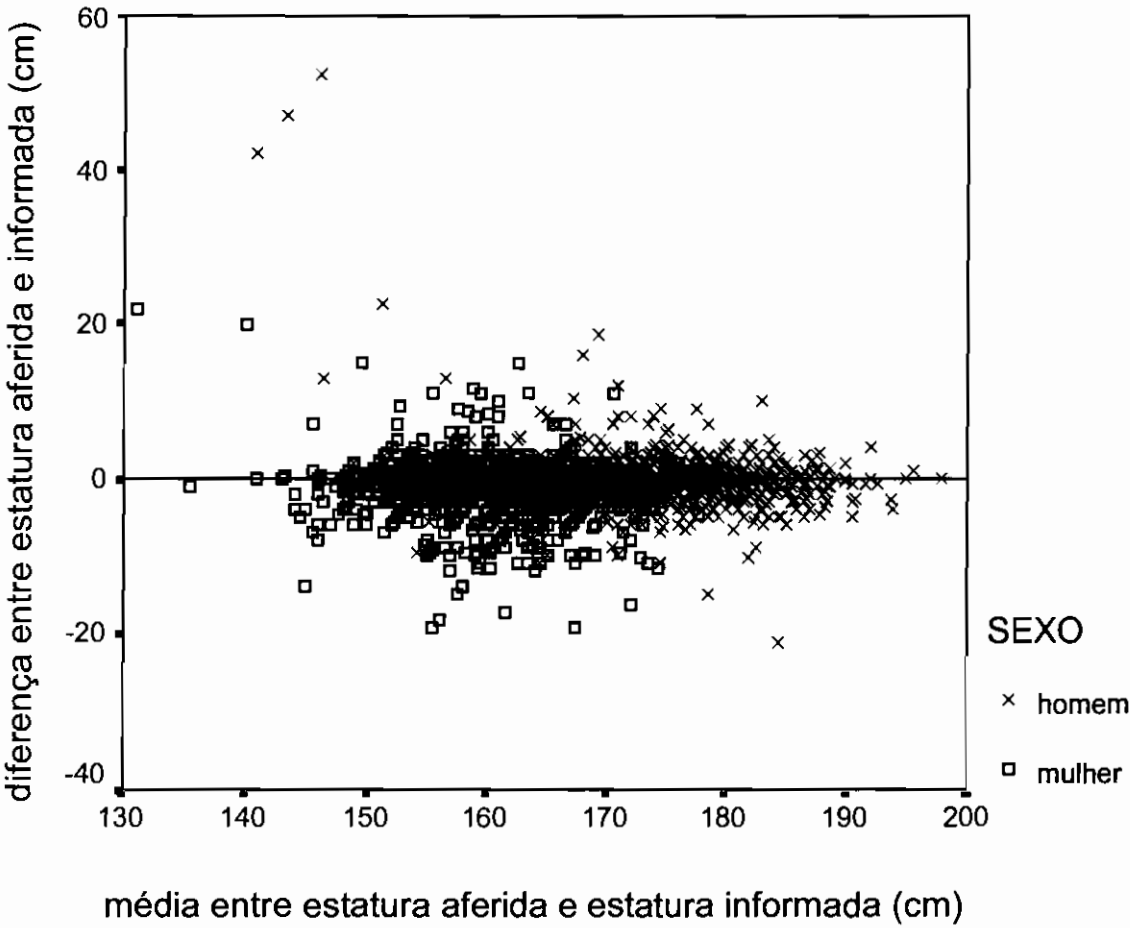


GRÁFICO 2 - DIFERENÇAS ENTRE ESTATURA AFERIDA E ESTATURA INFORMADA SEGUNDO MÉDIAS DE ESTATURA POR SEXO.



4.1.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVAREZ-TORICES, J. C.; FRANCH-NADAL, J.; ALVAREZ-GUISASOLA, F.; HERNANDEZ-MEJIA, R. & CUETO-ESPINAR, A., 1993. Self-reported height and weight and prevalence of obesity. Study in a Spanish population. *International Journal Obesity Related Metabolic Disorders*, 17(11):663-667.
- BLAND, J. M. & ALTMAN, D. G., 1986. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *The Lancet*, 8:307-310.
- BOLTON-SMITH, C.; WOODWARD, M.; TUNSTALL-PEDOE, H. & MORRISON, C., 2000. Accuracy of the estimated prevalence of obesity from self reported height and weight in an adult Scottish population. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54:143-148.
- BOSTRÖM, G. & DIDERICHSEN, F., 1997. Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data. *International Journal of Epidemiology*, 26(4):860-866.
- CHOR, D.; COUTINHO, E. S. F. & LAURENTI, R., 1999. Reliability of self-reported weight and among state bank employees in Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, 33(1):16-23.
- JALKANEN, L.; TUOMILEHTO, J.; TANSKANEN, A. & PUSKA, P., 1987. Accuracy of self-report body weight compared to measured body weight, a population survey. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 15:191-198.
- JEFFERY, R. W., 1996. Bias in reported body weight as a function of education, occupation, health and weight concern. *Addictive Behaviors*, 21(2):217-222.

- KLEINBAUM, D. G.; KUPPER, L. L. & MULLER, K. E., 1988. *Applied regression analysis and other multivariable*. PWS-KENT Publishing Company, Boston, 2ª edição.
- KUCZMARSKI, M. F.; KUCZMARSKI, R. J. & NAJAR, M., 2001. Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994. *Journal of the American Dietetic Association*, 101(1):28-34
- KUSKOWSKA-WOLK, A.; BERGSTRÖM, R. & BOSTRÖM, G., 1992. Relationship between questionnaire data and medical records of height, weight and body mass index. *International Journal of Obesity*, 16:1-9.
- KUSKOWSKA-WOLK, A.; KARLSSON, P.; STOLT, M. & RÖSSNER, S., 1989. The Predictive Validity of Body Mass Index Based on Self-Reported Weight and Height. *International Journal of Obesity*, 13:441-453.
- LE MARCHAND, L.; YOSHIZAWA, C. N. & NOMURA, A. M. Y., 1988. Validation of body size information on driver's licenses. *American Journal Epidemiology*, 128:874-877.
- NAKAMURA, K.; HOSHINO, Y.; KODAMA, K. & YAMAMOTO, M., 1999. Reliability of self-reported body height and weight of adult Japanese women. *Journal of Biosocial Science*, 31:555-558.
- NIEDHAMMER, I.; BUGEL, I.; BONENFANT, S. & LECLERE, A., 2000. Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort. *International Journal of Obesity*, 24:1111-1118.

- NIETO-GARCÍA, F. J.; BUSH, T. L. & KEYL, P. M., 1990. Body Mass definitions of obesity: sensitivity and specificity using self-reported weight and height. *Epidemiology*, vol.1(2):146-152.
- RAMALLE-GÓMARA, E.; LOZANO, D. M.; HERNANDO, A. B. & GÓMEZ-ALAMILLO, C., 1997. Validez de las medidas autodeclaradas de peso y talla en la estimación de la prevalencia de obesidad. *Medical Clinical Barcelona*, 108(18):716.
- ROBERTS, R. J., 1995. Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight?. *Public Health*, 109:275-284.
- ROWLAND, M. L., 1990. Self-reported weight and height. *American Journal of Clinical Nutrition*, 52:1125-1133.
- SCHMIDT, M. I.; DUNCAN, B. B.; TAVARES, M.; POLANCZYK, C. A.; PELLANDA, L. & ZIMMER, M. P., 1993. Validity of self-report weight - A study of urban Brazilian adults. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, 27(4):271-276.
- STEWART, A. L., 1982. The reliability and validity of self-reported Weight and height. *Journal Chronic Diseases*, 35(4):205-309.
- VILLANUEVA, E. V., 2001. The validity of self-report weight in US adults: a population based cross-sectional study. *BMC Public Health*, 1:11.<<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/1/11>>.
- WEAVER, T. W.; KUSHI, L. H.; MCGOVERN, P. G.; POTTER, I. D.; RICH, S. S.; KING, R. A.; WHITBECK, J.; GREENSTEIN, J. & SELLERS, T. A., 1996. Validation study of self-reported measures of fat distribution. *International Journal of Obesity*, 20:644-650.

WHO (WORLD HEALTH ORGANIZATION), 1998. Obesity: preventing and managing the global epidemic. *Report of a WHO Consultation on Obesity*, Geneva, Switzerland. World Health Organization, 276p.

ZIEBLAND, S.; THOROGOOD, M.; FULLER, A. & MUIR, J., 1996. Desire for the body normal: body image and discrepancies between self reported and measured height and weight in a British population. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(1):105-106.

CAPÍTULO V

5. ARTIGO 2.

5.1.ASSOCIAÇÃO ENTRE ESCOLARIDADE, RENDA E ÍNDICE DE MASSA CORPORAL EM FUNCIONÁRIOS DE UMA UNIVERSIDADE DO RIO DE JANEIRO, BRASIL: Estudo Pró-Saúde.

5.1.1.RESUMO

O objetivo deste estudo foi investigar a associação independente entre escolaridade e renda com o índice de massa corporal (IMC). Foram estudados 3963 funcionários de uma universidade pública, participantes da Fase 1 de um estudo longitudinal. Para testar as diferenças entre os subgrupos utilizou-se a ANOVA, teste de Wald e modelos lineares generalizados. A prevalência de obesidade variou inversamente com o nível educacional, especialmente entre as mulheres ($p<0,001$). Nas análises de regressão múltipla, observou-se que, entre os homens, a educação e a renda per capita não foram associadas com o aumento do IMC. Entre as mulheres, a educação, mas não a renda, foi significativa e inversamente associada com o aumento do IMC ($p<0,001$). De acordo com esses resultados, podemos considerar que a educação exerce um papel importante na determinação social da obesidade, principalmente entre mulheres.

Palavras chaves: Índice de massa corporal, educação, renda, obesidade.

RELATIONS BETWEEN EDUCATION, INCOME AND BODY MASS INDEX OF EMPLOYEES IN A UNIVERSITY IN RIO DE JANEIRO, BRASIL: the Pró-Saúde Study.

5.1.2. ABSTRACT

This study investigates the independent associations between education and income and body mass index (BMI). 3963 employees of a public university were examined, all from Phase 1 of a longitudinal study. ANOVA and Wald test, and generalized linear models were utilized to analyze the differences between subgroups. Obesity prevalence was inversely associated with education, especially among women ($p<0,001$). In regression analysis, education and per capita income were not associated with BMI among men. Regarding women, education, but not income, were significant and inversely associated to BMI ($p<0,001$). According to these results, we can conclude that education is an important social determinant of obesity, mainly among women.

Keywords: body mass index, education, income, obesity.

5.1.3. INTRODUÇÃO

Sobal & Stunkard (1989), em revisão de 144 estudos publicados até a década de 1980 observaram que, nos países desenvolvidos, marcadores diversos de posição sócio-econômica apresentavam associação inversa com a prevalência de obesidade entre mulheres. Ao contrário, em países menos desenvolvidos, observava-se nesse mesmo grupo, relação direta entre posição sócio-econômica e a obesidade. Entre os homens, esses autores observaram tendência à associação direta nos países menos desenvolvidos, e ausência de padrões consistentes nos países desenvolvidos.

Em período mais recente, outros estudos confirmaram estas associações nos países desenvolvidos (Sundquist & Johansson, 1998; Galobardes et al., 2000; Molarius et al., 2000). No entanto, nos países menos desenvolvidos algumas investigações revelaram, entre as mulheres, associação inversa entre o nível educacional e obesidade (Rozowski & Arteaga, 1997; Martorell et al., 1998; Monteiro et al., 2000b).

No Brasil, os resultados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN-1989) sugeriram relação direta entre a prevalência de excesso de peso e o poder aquisitivo, especialmente entre os homens (Coitinho et al., 1991). Entretanto, investigações realizadas em regiões específicas do país identificaram associações diversas daquelas encontradas na “média” nacional. Em Porto Alegre, no início da última década, observou-se também associação direta entre obesidade e posição sócio-econômica, nos homens; para as mulheres, observou-se maior prevalência de obesidade nos estratos sócio-econômicos mais baixos (Duncan, 1991). Gigante e colaboradores (1997) confirmaram esses resultados ao realizarem novo estudo em Pelotas, cerca de 10

anos depois. Monteiro e colaboradores (2000a) identificaram, entre os homens, aumento da obesidade no Brasil entre 1989 e 1997, de acordo com o aumento da renda, tanto nas áreas rurais quanto urbanas. Porém, entre as mulheres, o aumento restringiu-se aos grupos de média e baixa renda, e nas áreas urbanas, somente ao grupo de baixa renda. Além disso, observaram redução substancial (28%) na prevalência de obesidade entre mulheres com maior nível de renda, residentes nas áreas urbanas. Em outra investigação, o mesmo autor ressaltou que no Brasil, a escolaridade tem um papel importante na determinação da obesidade, principalmente entre as mulheres (Monteiro et al., 2001).

Em resumo, estudos mais recentes identificaram, no Brasil, associação inversa entre escolaridade e obesidade entre as mulheres, tendência que acompanha aquela observada nos países desenvolvidos. Entre os homens, observa-se tendência à associação direta entre prevalência de obesidade e a renda.

A importância do excesso de peso na determinação das doenças crônicas, de disfunções físicas e mentais e também na qualidade de vida da população é consensual. Seus determinantes distais, que irão moldar em última análise padrões de consumo e gasto energético, devem ser continuamente investigados. Pretende-se, neste artigo, investigar a associação entre marcadores de posição sócio-econômica e o *status* do IMC, no momento da pesquisa, e o efeito independente e combinado da renda e da escolaridade, em uma população de funcionários públicos do Rio de Janeiro.

5.1.4. METODOLOGIA

População

Conduziu-se a fase 1 de um estudo longitudinal –Estudo Pró-Saúde– cuja população foi constituída pelos 4.614 funcionários de uma universidade do Rio de Janeiro, em atividade nas carreiras técnico-administrativa do quadro efetivo. Foram considerados inelegíveis os funcionários cedidos a outras instituições, ou afastados por licenças prolongadas não relacionadas à saúde (166 funcionários). Assim, dos 4.448 indivíduos elegíveis, 4030 (91%) responderam ao questionário. Neste estudo foram incluídos 3963 funcionários (98,3%) que tiveram seu peso e estatura aferidos.

Coleta de dados

A coleta foi realizada entre agosto e outubro de 1999, por meio de um questionário autopreenchível, desenvolvido e testado em cinco etapas de pré-testes e de um estudo piloto (Faerstein et al., 1999). O questionário foi preenchido em auditórios, no horário de trabalho, com o auxílio de aplicadores treinados. A equipe foi também treinada para mensurar o peso e a estatura de acordo com a técnica descrita por Habitch (1974).

Os funcionários tiveram o seu peso aferido por meio de balanças eletrônicas portáteis, da marca KRATOS-Cas, modelo LINEA, com 150 kg de capacidade e 50g de precisão, sendo a medida registrada em quilogramas. A balança foi colocada em local plano, e os participantes tiveram seu peso mensurado sem o uso de sapatos e agasalhos, e com os bolsos vazios. A estatura foi aferida com o participante em posição ereta, com

os braços estendidos para baixo e os pés unidos, e encostado à parede. A estatura foi medida através de fita métrica de material não elástico, com 150 cm de capacidade e 1 cm de precisão, fixada com auxílio de prumo à parede sem rodapé, a um ponto distante 50 cm do chão. No momento da aferição foi utilizado um esquadro de madeira colocado rente à cabeça.

Variáveis de estudo

Como variável dependente foi utilizado o **índice de massa corporal (kg/m^2)** calculado a partir do peso e da estatura aferidos. As variáveis independentes estudadas foram definidas da seguinte forma: **Renda per capita em salários mínimos**: calculada a partir do ponto médio da categoria da renda líquida informada, dividida pelo número de pessoas dependentes dessa renda. Esse valor foi dividido pelo valor do salário mínimo vigente à época da pesquisa (136,00 reais), e dividido em 3 categorias: < 3 salários mínimos, de 3 a 6 salários mínimos, > 6 salários mínimos; **Escolaridade**: classificada em três categorias: Até 1º grau completo, 2º grau completo e 3º grau completo ou mais; **Idade**: calculada a partir da informação da data de nascimento menos a data da entrevista (para regressão linear) e estratificada em cinco categorias— 20-29 anos, 30-39 anos, 40-49 anos, 50-59 anos e 60-70 anos (para a análise bivariada); **Raça**: informada pelo funcionário a partir da classificação do IBGE (branca, parda, preta, amarela e indígena). Nesta variável foram considerados apenas os funcionários auto-classificados como brancos, pardos e negros, que representaram 97,5% das informações válidas.

Análise de dados

Após a revisão de todos os questionários procedeu-se à digitação dos dados de forma dupla e independente, utilizando-se o programa Epi-Info versão 6.0. A crítica dos dados foi feita em duas etapas: conferência automática de dados inválidos e análise de consistência interna das respostas.

Inicialmente foi feita uma análise estratificada, por gênero, da distribuição proporcional do IMC classificado segundo as faixas recomendadas pela Organização Mundial de Saúde (WHO, 1998). Para este estudo as faixas foram reagrupadas nas categorias: baixo peso somado ao peso adequado ($IMC < 25$); sobrepeso ($25,0 \leq IMC \leq 29,9$) e obesidade ($IMC \geq 30,0$). A influência da escolaridade e da renda no IMC foi investigada por meio de análise bivariada onde diferenças entre as proporções estimadas por gênero, nos grupos de escolaridade e renda foram testadas por meio do teste do χ^2 , considerando-se o nível de 5% de significância.

Além disso, na análise bivariada, as médias de IMC, estratificadas por gênero, foram comparadas utilizando-se a técnica de análise de variância (ANOVA) para testar as diferenças entre os subgrupos estudados segundo idade, escolaridade, renda e raça. Para as variáveis idade, escolaridade e renda foi realizado também o teste de Wald para verificar a tendência linear.

A análise ajustada, por meio dos modelos lineares generalizados – modelo de regressão linear múltipla com estimação dos parâmetros pelo método de mínimos quadrados e modelo de regressão linear com estimação dos parâmetros com método de quase-verossimilhança (McCullagh & Nelder, 1989) –, foi usada para avaliação da

associação entre escolaridade e renda per capita com o IMC, em separado para homens e mulheres. Na modelagem, as categorias de referência usadas foram o maior grau de escolaridade (3º grau ou mais) e a maior renda per capita (> 6 salários mínimos). Nos modelos finais, as co-variáveis idade e raça foram mantidas por implicarem em mudança superior a 10% na magnitude das associações de interesse. Foi realizado também o diagnóstico do modelo final através de gráficos de resíduos e de resíduos padronizados com os valores preditos.

Na análise da regressão linear múltipla estratificada por gênero, após a realização do diagnóstico do modelo, verificamos que o ajuste não foi adequado já que os resíduos não apresentaram distribuição normal (Anexo VII apresentamos o histograma da variável IMC, os modelos de regressão e a análise dos resíduos). Assim, procedemos a inúmeras transformações da variável dependente (IMC) com o objetivo de satisfazer ao pressuposto da normalidade dos resíduos, os diagnósticos permaneceram sugerindo inadequação dos modelos de ajuste. Optamos então por utilizar o modelo de regressão linear com estimação dos parâmetros com método de quase-verossimilhança, aquele que apresentou melhor ajuste e permitiu a interpretação dos coeficientes.

Para a análise dos dados foram utilizados os programas SPSS, versão 11.0 e R, versão 1.6.2.

5.1.5. RESULTADOS

Cerca de 36% dos funcionários foram classificados nas categorias de sobrepeso e 17% como obesos (Tabela 1). Houve diferenças estatisticamente significativas na

distribuição do índice de massa corporal (IMC) entre homens e mulheres ($p<0,0001$). As mulheres, comparadas aos homens, apresentaram maior proporção de peso adequado (51,4%), menor proporção de sobrepeso (30,9%), e proporção semelhante de obesidade (17,7%). Na análise do IMC por gênero, estratificada por escolaridade, observamos que a prevalência de obesidade varia de acordo com os níveis de educação para homens e mulheres, sendo mais alta no grupo de menor nível educacional, especialmente entre as mulheres. Assim, a prevalência estimada de obesidade foi cerca de quatro vezes maior entre as mulheres de baixa escolaridade (32,0%) do que entre as mulheres de nível educacional mais alto (9,4%); entre os homens, embora a diferença encontrada seja pequena (19% e 15,8% respectivamente), a prevalência de obesidade foi maior no nível educacional mais baixo. Entre os grupos estratificados de acordo com a renda, não encontramos grandes diferenças nas prevalências de obesidade tanto entre os homens como entre as mulheres.

A Tabela 2 apresenta as médias do IMC por gênero, segundo subgrupos da população. Observamos que nas faixas etárias mais jovens (20-29 e 30-39 anos), homens e mulheres apresentaram IMC médios mais baixos, sugerindo tendência linear já que observamos aumento dos valores do IMC médio de acordo com o aumento da idade. Cabe ressaltar que entre os homens, as diferenças encontradas, apesar de estatisticamente significativas, são muito pequenas. Além disso, o gráfico das médias com seus respectivos intervalos de confiança sugere que não há uma relação linear entre o IMC e a idade (gráfico apresentado no Anexo V), apesar do valor de p significativo estimado no teste de linearidade de Wald ($p=0,005$).

Com relação à escolaridade, apenas entre as mulheres as diferenças foram estatisticamente significativas. Existe um gradiente dose resposta ($p<0,001$), com a

média do IMC diminuindo de acordo com o aumento do nível educacional, indicando uma relação inversa entre IMC e educação. Com respeito à raça, somente entre as mulheres há diferenças importantes: as mulheres brancas apresentaram IMC médio menor do que as mulheres pardas e negras ($p < 0,001$). Não houve diferenças importantes entre os IMC médios estimados segundo categorias de renda per capita.

No gráfico 1, apresentamos as médias de IMC dos homens ajustadas por idade. Observamos que as médias não variam significativamente de acordo com a escolaridade nos dois estratos de menor renda per capita (< 3 SM e de 3-6 SM). No grupo de maior renda (> 6 SM) aqueles com maior escolaridade apresentam média de IMC mais baixa. Observando-se os indivíduos com nível educacional mais alto, verificamos uma leve tendência de diminuição do IMC com o aumento da renda per capita. Em função da precisão das estimativas, pode-se afirmar que o nível de escolaridade e a renda per capita não estão associados às médias de IMC (a tabela com as médias ajustadas é apresentada no Anexo VI).

Entre as mulheres (gráfico 2), as médias do IMC ajustadas por idade nos três estratos de renda variaram de acordo com a escolaridade. Observou-se tendência ao aumento das médias do IMC à medida que diminuiu o nível de escolaridade, sendo esta tendência mais marcante no primeiro e no último estratos de renda. No grupo intermediário de renda (3-6 SM), a diferença entre aquelas que tem até 1º grau completo e as de 2º grau completo foi bem pequena. Assim, as mulheres com menor nível de escolaridade apresentaram as maiores médias de IMC, de maneira independente das categorias de renda.

Na análise multivariada (Tabela 3), observamos que entre os homens, em todos os modelos estudados, educação e renda per capita não apresentaram associação com o IMC. Entre as mulheres, apenas a educação mostrou-se significativamente associada com o IMC. No modelo não ajustado (tabela 3, modelo 1) o valor médio do IMC entre as funcionárias de 3º grau (categoria de referência) 24,59 Kg/m² (Anexo VIII) foi menor do que o das funcionárias de nível educacional mais baixo, 28,32 Kg/m². Assim, as mulheres com escolaridade até 1º grau completo apresentaram, em média, IMC 3,73 Kg/m² maior do que aquelas da categoria de referência. A diferença média do IMC entre as funcionárias com escolaridade de 2º grau completo e aquelas com de 3º grau foi de 1,81 Kg/m².

Após o ajuste por idade (modelo 3), a diferença média do IMC foi de 2,38 Kg/m² entre as participantes com até 1º grau e a categoria de referência, e de 1,63 Kg/m² para aquelas com 2º grau. Não observamos grandes alterações na magnitude da associação após a inclusão de renda (modelo 5), sugerindo que a renda não é, nesta população, uma variável de confusão. No modelo final (modelo 6), observamos gradiente na associação entre educação e o aumento do IMC ($\beta = 1,91$ até 1º grau e $\beta = 1,40$ 2º grau), quando ajustado por outras variáveis (renda, idade, raça), indicando assim, uma associação inversa entre o nível educacional e o IMC para as mulheres.

Testamos também o efeito da interação entre escolaridade e renda (modelo 7, Anexo VIII). Verificamos que entre os homens, dentre os quatro termos de interação estudados, apenas um (renda média e escolaridade média) apresentou significância estatística ($p=0,0533$); no termo renda baixa e escolaridade média, a significância estatística foi limítrofe ($p=0,0769$). Apesar da significância destes dois termos, ao realizarmos a análise de quase-desvio (*quasi-deviance*), para a escolha do melhor

modelo, não encontramos diferença estatisticamente significativa entre o modelo sem interação (modelo 6) e o modelo com o termo de interação (modelo 7; $p=0,234$). Entre as mulheres, nenhum dos termos de interação foi estatisticamente significativo (Anexo VIII).

No diagnóstico do modelo final (modelo 6; Anexo IX), observamos que tanto para homens quanto para as mulheres o modelo se mostrou adequado, sem fuga da linearidade, aproximando mais da normalidade, apresentando homogeneidade de variância e independência.

5.1.6. DISCUSSÃO

Em nosso estudo, o nível baixo de escolaridade apresentou-se associado com os maiores valores do IMC, entre mulheres. Não encontramos associação entre renda per capita e IMC tanto entre os homens quanto entre as mulheres.

Os indicadores utilizados para mensurar a posição sócio-econômica apresentam diversas vantagens e desvantagens (Liberatos et al., 1988; Krieger et al., 1997). As variáveis utilizadas com maior frequência em inquéritos populacionais para classificar a situação sócio-econômica — escolaridade e renda — parecem estar relacionadas a diferentes aspectos dessa posição (Sorlie et al., 1995; Cairney & Arnold, 1998). A escolaridade pode representar a transição entre a posição sócio-econômica oriunda dos pais para a situação sócio-econômica alcançada na vida adulta. É um indicador útil por ser geralmente disponível para ambos os sexos e por abranger a maioria da população. Nos países menos desenvolvidos, em especial, a escolaridade tem se apresentado como um bom marcador da posição sócio-econômica (Lynch & Kaplan, 2000). Por sua vez, a

renda tem implicações importantes para uma gama de circunstâncias materiais que têm impactos diretos na saúde, como as condições de moradia, alimentação e lazer (Davey Smith et al., 1990; Macintyre et al., 1998).

Em nosso estudo, enquanto a educação apresentou forte associação com o IMC entre mulheres, o mesmo não aconteceu com a renda. Uma explicação possível é a relativa homogeneidade da população de estudo por se tratar de funcionários públicos de uma instituição. Apesar da carreira técnico administrativa englobar ampla gama de atividades (médico, enfermeiro, auxiliar de enfermagem, técnico administrativo etc...), as disparidades salariais são menores do que aquelas encontradas na população em geral.

Uma das limitações deste estudo é a impossibilidade de extrapolação dos nossos resultados para a população em geral, pelo fato de incluir somente população empregada, admitida por concurso público. Mas pode, no entanto, representar grupos de trabalhadores semelhantes (por ex: funcionários de estatais).

A prevalência estimada de obesidade em nossa população (16,1% e 17,7%) foi semelhante, exceto entre as mulheres, àquelas encontradas por Gigante e colaboradores (1997) que observaram, em residentes na área urbana de Pelotas, em 1989, uma prevalência de 21%, sendo 15% entre os homens e 25% entre as mulheres. No entanto, nossas estimativas são mais altas, especialmente entre os homens, se comparadas aos resultados de Monteiro e colaboradores (2000a) que relataram uma estimativa da prevalência de obesidade, para a região urbana do sudeste do Brasil em 1997, de 8% para os homens e 12,9 para as mulheres.

Em relação à associação entre escolaridade e IMC, encontramos diferença muito importante (quatro vezes maior) entre mulheres com nível educacional mais alto e mulheres com nível educacional mais baixo. Nos homens, o grau de escolaridade não apresentou grandes diferenças, o que ressalta a importância da escolaridade, principalmente entre as mulheres, no padrão da obesidade.

Identificamos apenas três estudos que, como nós, investigaram a associação independente da escolaridade e da renda com o IMC (Flegal et al., 1988a; Flegal et al., 1988b; Monteiro et al., 2001). No estudo realizado com a população adulta feminina dos E.U.A. (Flegal et al., 1988a), os autores observaram resultados semelhantes aos nossos, ou seja, o IMC apresentou-se inversamente associado com a escolaridade, mas não com a renda. Entre os homens, nossos resultados diferem já que naquela população o IMC apresentou-se diretamente associado com a renda, mas não com a escolaridade (Flegal et al., 1988b). Em estudo realizado em duas regiões do Brasil (Monteiro et al., 2001), os resultados observados entre as mulheres residentes na região sudeste foram similares. No entanto, entre os homens, o autor relata associação positiva com a renda e associação inversa, a partir do 3º quartil, com a escolaridade. Alguns estudos internacionais que investigaram a influência somente da escolaridade (Molarius et al., 2000) ou da escolaridade e da ocupação (Gabolardes et al., 2000), encontraram na população feminina, padrão de associação muito semelhante aos nossos resultados.

A associação inversa encontrada entre IMC e escolaridade, entre as mulheres é similar ao observado em vários países desenvolvidos. Isto pode ser explicado, em parte, pelas diferenças encontradas entre homens e mulheres com relação ao impacto da escolaridade na alimentação e na prática de atividade física (Wamala et al., 1997) e também na diferença da percepção negativa da obesidade (Feldman et al., 1988; Sobal,

1991). Vale notar que em estudo realizado por Veggi e colaboradores (2003) em nossa população, as mulheres classificadas como positivas para transtornos mentais comuns relatam mais frequentemente percepção de fracasso em alcançar um padrão estético desejável.

De acordo com esses resultados, a educação exerce um efeito no controle e prevenção da obesidade, principalmente entre as mulheres, o que está de acordo com os resultados de outros autores (Popkin et al., 1995; Martorell et al., 1998; Monteiro et al., 2001). Além disso, as mulheres, principalmente as que trabalham, são mais vulneráveis à valorização social da magreza estando mais motivadas a alcançar o estereótipo da figura esbelta (Jeffery & French, 1996, Stunkard, 1996; Wolfe et al., 1997; Fonseca et al., 1999). Elas também tendem a mudar seus padrões de dieta e de atividade física mais rapidamente do que os homens. No caso da atividade física, outro estudo realizado em nossa população corrobora esta afirmação ao estimar que a associação entre escolaridade e atividade física de lazer é mais forte nas mulheres do que nos homens (Costa et al., 2003).

Neste estudo, a escolaridade foi um importante preditor dos níveis do IMC, em mulheres, mesmo em uma população trabalhadora que apresenta melhores indicadores de posição sócio-econômica do que a população em geral. Esses resultados corroboram resultados de outros estudos brasileiros, reforçando a importância dos determinantes sócio-econômicos na determinação da obesidade.

É importante que, no âmbito das instituições de saúde e de ensino, sejam implementados programas de promoção da alimentação saudável e da atividade física regular, particularmente voltados para mulheres de menor escolaridade.

Tabela 1- Prevalência de sobrepeso e obesidade por escolaridade e renda segundo gênero.

	Categorias de IMC	Homens	Mulheres	Total
ESCOLARIDADE				
Até 1º grau completo*	Sobrepeso	45,1	37,1	41,3
	Obesidade	19,0	32,0	25,1
2º grau completo*	Sobrepeso	45,7	31,1	38,1
	Obesidade	14,2	20,2	17,4
3º grau completo ou mais*	Sobrepeso	40,3	28,0	32,5
	Obesidade	15,8	9,4	11,7
RENDA				
<3 salários mínimos*	Sobrepeso	44,8	32,5	38,1
	Obesidade	17,4	16,5	16,9
3-6 salários mínimos*	Sobrepeso	45,9	30,8	37,4
	Obesidade	14,6	18,0	16,5
>6 salários mínimos*	Sobrepeso	42,3	29,8	35,4
	Obesidade	15,5	17,9	16,8
TOTAL*	Sobrepeso	43,6	30,9	36,6
	Obesidade	16,1	17,7	17,0

* $p < 0,0001$ diferença de proporções das categorias de IMC e sexo.

TABELA 2 - Médias do índice de massa corporal por sexo, segundo idade, educação, renda per capita e raça.

Categorias	Homem		Mulher	
	N	Média (DP*)	N	Média (DP*)
Idade				
20-29	252	25,25 (4,38)	209	23,55 (3,78)
30-39	684	26,33 (4,24)	841	24,87 (4,81)
40-49	595	26,56 (3,96)	817	26,74 (5,27)
50-59	191	26,29 (4,02)	277	28,53 (5,47)
60-70	44	26,33 (3,36)	53	27,66 (5,04)
P-valor**		0,005		<0,001
Escolaridade				
Até 1º g. completo	495	26,58 (4,14)	437	28,33 (5,80)
2º g completo	681	26,13 (4,04)	731	26,40 (5,29)
3º g completo/pós	576	26,10 (4,20)	1007	24,59 (4,32)
P-valor**		0,066		<0,001
Renda per capita#				
< 3 Salários mínimos	574	26,47 (4,08)	677	25,94 (5,12)
3-6 Salários mínimos	584	26,18 (4,08)	762	25,90 (5,06)
>6 Salários mínimos	504	26,10 (4,27)	621	25,95 (5,21)
P-valor**		0,146		0,954
Raça				
Branca	920	26,19 (4,17)	1125	25,11 (4,68)
Parda	551	26,31 (4,15)	595	26,72 (5,49)
Preta	216	26,64 (4,19)	401	27,23 (5,60)
P-valor***		0,367		<0,001
Todas	1766	26,25 (4,14)	2197	25,97 (5,20)

*Desvio padrão
** Teste de linearidade de Wald.
*** ANOVA
renda per capita em salários mínimos.

GRÁFICO 1- Médias e intervalos de confiança do índice de massa corporal (IMC) ajustado por idade por escolaridade e renda per capita –homens.

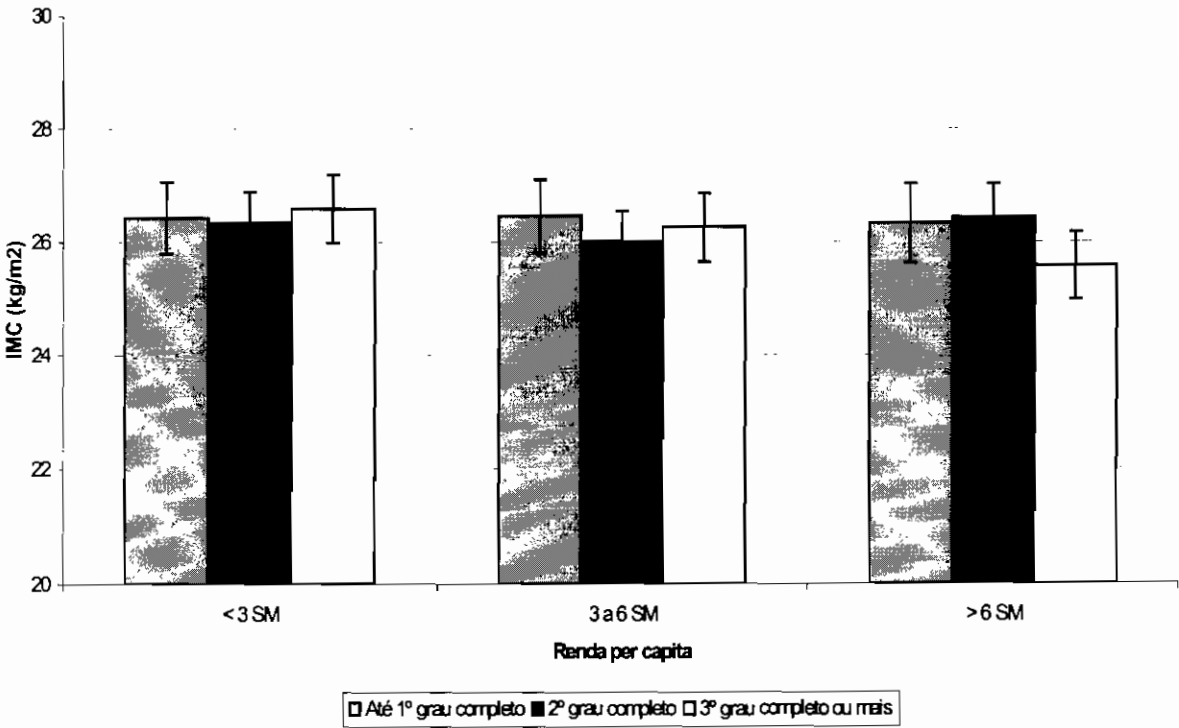


GRÁFICO 2 - Médias e intervalos de confiança do índice de massa corporal (IMC) ajustado por idade por escolaridade e renda per capita –mulheres.

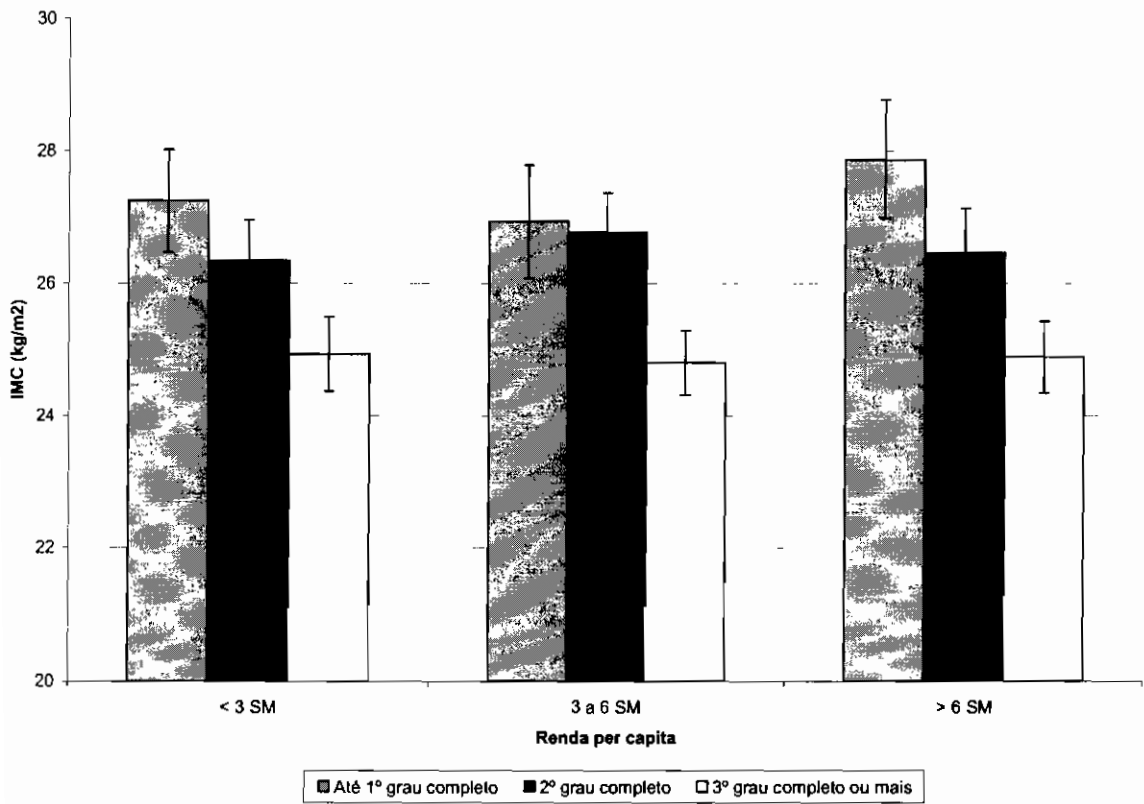


TABELA 3- Regressão linear pelo método de estimação por quase-verossimilhança para avaliar associação entre escolaridade e renda com IMC em homens e mulheres

Sexo	Escolaridade*		Renda*	
	Até 1º g completo (β)	2º g completo (β)	<3 salários mínimos (β)	3-6 salários mínimos (β)
Homens				
Modelo 1	0,476	0,029	—	—
Modelo 2	—	—	0,363	0,086
Modelo 3	0,221	0,007	—	—
Modelo 4	—	—	0,395	0,124
Modelo 5	0,263	0,086	0,358	0,135
Modelo 6	0,289	0,042	0,363	0,152
Mulheres				
Modelo 1	3,733**	1,810**	—	—
Modelo 2	—	—	-0,018	-0,046
Modelo 3	2,378**	1,626**	—	—
Modelo 4	—	—	0,127	0,053
Modelo 5	2,432**	1,631**	-0,052	0,001
Modelo 6	1,910**	1,401**	-0,032	-0,045

*referência: 3º grau completo ou mais e > 6 salários mínimos
modelo 1 - escolaridade (3 categorias)
modelo 2 - renda (3 categorias)
modelo 3 - escolaridade (3 categorias) + idade (continua)
modelo 4 - renda (3 categorias) + idade (continua)
modelo 5 - escolaridade + renda + idade
modelo 6 - escolaridade + renda + idade + raça (3 categorias)
** p<0,0001

5.1.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CAIRNEY, J. & ARNOLD, R., 1998. Socioeconomic position, lifestyle and health among Canadians aged 18 to 64: A multi-condition approach. *Canadian Journal of Public Health*, 89:208-212.
- COITINHO, D. C.; LEÃO, M. M.; RECINE, E. & SICHIERI, R., 1991. Condições nutricionais da população brasileira: adultos e idosos. *Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição*. Ministério da Saúde - INAN, Brasília.
- COSTA, R. S.; WERNECK, G. L.; LOPES, C. S. & FAERSTEIN, E., 2003. Associação entre fatores sócio-demográficos e prática de atividade física de lazer no Estudo Pró-Saúde. *Cadernos de Saúde Pública* 19() 109-118.
- DAVEY SMITH, G.; SHIPLEY, M. J. & ROSE, G., 1990. Magnitude and causes of socioeconomic differentials in mortality: further evidence from the Whitehall study. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 44:265-270.
- DUNCAN, B. B., 1991. *As desigualdades sociais na distribuição de fatores de risco para doenças não transmissíveis*. Porto Alegre. Tese de Doutorado – Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- FAERSTEIN, E.; LOPES, C. S.; VALENTE, K.; PLÁ, M. A. S. & FERREIRA, M. B., 1999. Pré-testes de um questionário multidimensional autopreenchível: A experiência do Estudo Pró-Saúde. *PHYSIS – Revista de Saúde Coletiva*, 9(2):117-130.
- FELDMAN, W.; FELDMAN, E. & GOODMAN, J. T., 1988. Culture versus biology: Children's attitudes toward thinness and fatness. *Pediatrics*, 81:190-194.

- FLEGAL, K. M.; HARLAN, W. R. & LANDIS, J. R., 1988a. Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult women. *American Journal of Clinical Nutrition*, Sep. 48(3):35-543.
- FLEGAL, K. M.; HARLAN, W. R. & LANDIS, J. R., 1988b. Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult men. *American Journal of Clinical Nutrition*, Sep. 48(3):544-551.
- FONSECA, M. J. M.; CHOR, D. & VALENTE J. G., 1999. Hábitos alimentares entre funcionários de banco estatal: padrão de consumo alimentar. *Cadernos de Saúde Pública*, 15(1):29-39.
- GALOBARDES, B.; MORABIA, A. & BERNSTEIN, M. S., 2000. The differential effect of education and occupation on body mass and overweight in a sample of working people of the general population. *Annals of Epidemiology*, 10:532-537.
- GIGANTE, P. D.; BARROS, C. F.; POST, C. L. A. & OLINTO M. T. A., 1997. Prevalência de obesidade em adultos e seus fatores de risco. *Revista de Saúde Pública*, 31 (3):236-246.
- HABICHT, J., 1974. Estandarización de métodos epidemiológicos cuantitativos sobre el terreno. *Boletín de La Oficina Sanitaria Panamericana*, 76:375-384.
- JEFFERY, R. W. & FRENCH, S. A., 1996. Socioeconomic status and weight control practices among 20- to 45- year old women. *American Journal Public Health*, 86(7):1005-1010.
- KRIEGER, N.; WILLIAMS, D. R. & MOSS, N. E., 1997. Measuring social class in U.S. public health research: concepts, methodologies and guidelines. *Annual Review of Public Health*, 18:341-378.

- LIBERATOS, P.; LINK, B. G. & KELSEY, J. L., 1988. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiologic Reviews*, 10:87-121.
- LYNCH, J. & KAPLAN, G., 2000. *Socioeconomic position* In: Lisa Beckman & Ichiro Kawachi. Social Epidemiology. New York, Oxford University Press,. cap. 2 pp 13-35.
- MACINTYRE, S.; ELLAWAN, A.; DER, G.; FORD, G. & HUNT, K., 1998. Do housing tenure and car access predict health because they are simply markers of income or self-esteem a Scottish study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52:657-664
- MARTORELL, R.; KHAN, L. K.; HUGHES, M. L. & GRUMMER-STRAWN, L. M., 1998. Obesity in Latin American women and children. *Journal Nutrition*. 128:1464-1473.
- McCULLAGH, P. & NELDER, J. A., 1989. *Generalized Linear Models*. Cap. 9 e 10 Chapman & Hall. London, New York, Tokyo, Melbourne, Madras.
- MOLARIUS, A.; SEIDELL, J. C.; SANS, S.; TUOMILEHTO, J. & KUULASMAA, K., 2000. Educational level, relative body weight, and changes in their association over 10 years: an international perspective from the WHO MONICA project. *American Journal of Public Health*, 90:1260-1268.
- MONTEIRO, C. A.; BENICIO, M. H. D'A. & POPKIN, B. M., 2000b. Economic and cultural-educational predictors of overweight in urban and rural Brazilian women. *Revista Brasileira de Nutrição Clínica*, 15:253-260.
- MONTEIRO, C. A.; BENICIO, M. H. D'A.; CONDE, W. L. & POPKIN, B. M., 2000a. Shifting obesity trends in Brazil. *European Journal of Clinical Nutrition*, 54:342-346.

- MONTEIRO, C. A.; CONDE, W. L. & POPKIN, B. M., 2001. Independent effects of income and education on the risk of obesity in the Brazilian adult population. *Journal Nutrition*, 131:881S-886S.
- POPKIN, B. M.; PAERATAKUL, S. & GE, K., 1995. A review of dietary and environmental correlates of obesity with emphasis on developing countries. *Obesity Research*, 3:145S-153S.
- ROZOWSKI, J. N. & ARTEAGA, A. L. I., 1997. El problema de la obesidad y sus características alarmantes en Chile. *Revista Médica de Chile*, 125:1217-1224.
- SOBAL, J. & STUNKARD, A. J., 1989. Socioeconomic status and obesity: a review of the literature. *Psychological Bulletin*, 105:260-275.
- SOBAL, J., 1991. Obesity and Socioeconomic status: a framework for examining relationships between physical and social variables. *Medical Anthropology* 13:231-247.
- SORLIE, P. D.; BACKLUND, E. & KELLER, J. B., 1995. US mortality by economic, demographic, and social characteristics: The national Longitudinal Mortality Study. *American Journal of Public Health*, 85:949-956.
- STUNKARD, A. J., 1996. Socioeconomic status and obesity. *Ciba Foundation Symposium*, 201:174-187.
- SUNDQUIST, J. & JOHANSSOM, S., 1998. The influence of socioeconomic status, ethnicity and lifestyle on body mass index in a longitudinal study. *International Journal of Epidemiology*, 27:57-63.
- VEGGI, A. B.; LOPES, C. S.; FAERSTEIN, E. & SICHERI, R., 2003. Body mass index, body weight perception and minor psychiatric morbidity among employees of

a brazilian university: the pró-saúde study. *International Journal of Obesity* (submetido)

WAMALA, S. P.; WOLK, A. & ORTH-GOMÉR, K., 1997. Determinants of obesity in relation to socioeconomic status among middle-aged Swedish women. *Preventive Medicine*, 26:734-744.

WHO (WORLD HEALTH ORGANIZATION), 1998. Obesity: preventing and managing the global epidemic. *Report of a WHO Consultation on Obesity*, Geneva, Switzerland. World Health Organization, 276p.

WOLFE, W.S.; SOBAL, J.; OLSON, C. M.; FRONGILO, E. A. & WILLIAMSON, D. F., 1997. Parity-associated weight gain and its modification by socio-demographic and behavioral factors: a prospective analysis in US women. *International Journal Obesity Related Metabolic Disorders*, 21:802-810.

CAPÍTULO VI

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

De acordo com o exposto, a alta prevalência de obesidade nos países industrializados e também nos países menos desenvolvidos, observadas nas últimas décadas, faz com que este seja um dos maiores problemas atuais de saúde pública. A obesidade causa grande impacto na capacidade funcional, na qualidade de vida do indivíduo, e no risco de mortalidade geral, e em particular, para as doenças cardiovasculares (Sarlio-Lahteenkorva, et al., 1995; Rexrode et al., 1996; Han et al., 1997; Fontaine & Barofsky, 2001).

Embora seja do conhecimento da maioria dos profissionais de saúde que até uma modesta perda de peso, em torno de 5% a 10%, melhora significativamente a saúde e a qualidade de vida, o tratamento da obesidade apresenta uma série de barreiras, sendo talvez a maior delas a falta de organização dos sistemas de saúde para fornecer estímulo para o controle do peso. Até mesmo os médicos que trabalham nesta área, que entendem a importância desse cuidado, têm dificuldades de incentivar e acompanhar a perda de peso (Hill & Billington, 2002). Por exemplo, em um estudo norte americano cujo objetivo era estudar a percepção do status de peso por pacientes e médicos, cerca de 20% dos pacientes com sobrepeso se percebiam como tendo peso normal, e cerca de 26% foram considerados por seus médicos como tendo IMC adequado. Assim, muitos médicos não podem aconselhar pacientes sobre sua condição de sobrepeso porque não a reconhecem, e muitos pacientes podem não seguir os aconselhamentos do médico por não se reconhecerem com sobrepeso (Caccamese et al., 2002).

Assim, a prevenção com adoção de políticas públicas parece ser o caminho mais razoável para tentar mudar o padrão desta verdadeira pandemia (Wadden et al., 2002).

Vários autores apontam caminhos nas mudanças no padrão de dieta e de atividades físicas como principal estratégia para a redução do peso (Nestle & Jacobson, 2000; Sherwood & Jeffery, 2000). O grande problema enfrentado é a manutenção do peso perdido, já que alguns estudos indicam que o peso perdido é recuperado dentro de cinco anos (Douketis et al., 1999). A estratégia mais freqüente para que os indivíduos consigam manter a perda de peso inclui, de acordo com Wing e Hill (2001), dieta com baixa ingestão de gordura, aferição freqüente de seu próprio peso e atividade física regular de moderada intensidade.

Willett e Leibel (2002), por outro lado, afirmam que a dieta com alto teor de gordura não é a principal causa da alta prevalência do excesso de peso na sociedade americana e que sua redução não é a solução para o decréscimo da prevalência de obesidade. Outro caminho seria necessário para reduzir substancialmente a mesma, como a redução dos níveis calóricos totais. Sichieri (2000), baseando-se em dados brasileiros, também concorda com a hipótese de que a dieta com alto teor de gordura não tem o papel mais importante no desenvolvimento da obesidade. Outros autores continuam a creditar à dieta com alto teor de gordura como o principal determinante para o desenvolvimento da obesidade (Bray & Popkin, 1998; Jéquier & Bray, 2002). Apesar desta controvérsia, há consenso sobre o papel do aumento do consumo calórico para o crescimento significativo da prevalência de obesidade. Alguns investigadores atribuem parte deste problema à grande freqüência de alimentação fora de casa particularmente em restaurantes do tipo *fast food* (McCrory et al., 1999; McCrory et al., 2000; Binkley et al., 2000).

O controle da obesidade requer também estratégias populacionais para promover a alimentação saudável, e para isso são necessárias políticas com medidas mais rigorosas na regulação da produção, comercialização e a publicidade de alimentos, principalmente do tipo *fast food*, incluindo a proibição de comercialização em escolas, subsídios para a produção e comercialização de alimentos “saudáveis” e aumento da taxação de alimentos “não saudáveis” (Horgen & Brownel, 2002; Stockley, 2002). No Brasil, já existem dois municípios – Rio de Janeiro (Rio de Janeiro, 2002) e Florianópolis (Florianópolis, 2001) – com legislação que proíbe, no âmbito das unidades escolares da rede municipal, a comercialização de alimentos e bebidas “não saudáveis”. Além disso, proíbem a comercialização de alimentos sem rotulagem, composição nutricional e prazo de validade, e também a divulgação de propaganda de quaisquer destes produtos nas dependências das escolas. Incentivam ainda a confecção de material de caráter educacional, sobre assuntos ligados a área de nutrição e alimentação. Atualmente, estas estratégias vêm sendo adotadas em outros municípios do país.

De acordo com o relatório da OMS (WHO, 2003), a prevenção e controle da obesidade devem ser consideradas prioritárias, com suas estratégias sendo iniciadas desde da infância.

Assim, cada vez mais, é essencial o acompanhamento da tendência da obesidade para que se possa traçar estratégias de prevenção e controle, e a identificação de grupos mais expostos ao risco de obesidade para o planejamento de intervenções, que no nosso caso parecem ser os das camadas de nível educacional mais baixo, especialmente as mulheres. Entre os homens, seria necessário encontrar explicações para a complexa

associação entre posição sócio-econômica e níveis de IMC. Finalmente, seria importante a continuidade de estudos que determinem a validade do peso e estatura referidos em outras amostras populacionais, para que estas características possam ser utilizadas com segurança em grandes estudos epidemiológicos. Isso proporcionaria economia de recursos e simplificação da coleta de dados, permitindo assim, o melhor conhecimento da tendência da obesidade em nosso país.

CAPÍTULO VII

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ABRANSOM, J. H., 1984. Survey Methods in community medicine. Londres, Churchill. Livingstone.
- ALVAREZ-TORICES, J. C.; FRANCH-NADAL, J.; ALVAREZ-GUISASOLA, F.; HERNANDEZ-MEJIA, R. & CUETO-ESPINAR, A., 1993. Self-reported height and weight and prevalence of obesity. Study in a Spanish population. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 17(11):663-667.
- ANJOS, L. A., 1992. Índice de massa corporal (massa corporal. estatura²) como indicador do estado nutricional de adultos: revisão da literatura. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, 26(6):431-436.
- ARROYO, P.; AVIL-RORAS, H.; FERNANDEZ, V.; CASANUEVA, E. & GALVAN, D., 1995. Parity and the prevalence of overweight. *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, 48:269-272.
- ARROYO, P.; LORIA, A.; FERNANDEZ, V.; FLEGAL, K.; KURI-MORALES, P.; OLAIZ, G. & TAPIA-CONYER, R., 2000. Prevalence of pre-obesity and obesity in urban adult Mexicans in comparison with other large surveys. *Obesity Research*, 8:179-185.
- BABBIE, E., 1999. *Métodos de Pesquisa de Survey*; tradução de Guilherme Cezarino – Belo Horizonte: Ed. UFMG. 519p.
- BAHHAGE, F. S.; MUELLER, W. H.; HANIS, C. L.; BARTON, S. A. & SCHULL, W. J., 1988. Socioeconomic status, obesity and non-insulin dependent diabetes in Mexican Americans in Star Country, Texas. *Ecology of Food and Nutrition*, 20:163-170.

- BELL, A. C.; GE, K. & POPKIN, B. M., 2001. Weight gain and its predictors in Chinese adults. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 25(7):1079-1086.
- BINGHAM, S.; McNEIL, N. I. & CUMMINGS, J. H., 1981. The diet of individuals: A study of a randomly chosen cross-section of British adults in a Cambridgeshire village. *British Journal of Nutrition*, 45:23-35.
- BINKLEY, J. K.; EALES, J. & JEKANOWSKI, M., 2000. The relation between dietary change and rising US obesity. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24:1032-1039.
- BIRMINGHAM, C. L.; MULLER J. L.; PALEPU, A.; SPINELLI, J. J. & ANIS, A. H., 1999. The cost of obesity in Canada. *Canadian Medical Association Journal*, 160(4):483-488.
- BLAND, J. M. & ALTMAN, D. G., 1986. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *The Lancet*, 8: 307-310.
- BLAXTER, M., 1990. *Health and Lifestyles*. London: Routledge.
- BOLTON-SMITH, C.; WOODWARD, M.; TUNSTALL-PEDOE, H. & MORRISON, C., 2000. Accuracy of the estimated prevalence of obesity from self reported height and weight in an adult Scottish population. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54: 143-148.
- BRAGUINSKY, J.; SEREDAY, M.; COBEÑAS, C.; LIBMAN, L.; GONZALEZ, C.; BATKIS, E. & FOX, D., 1998. Unexpected prevalence of obesity and associated metabolic risk factors in a medium size city (Venado Tuerto) of Argentina. . *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 22(Suppl.3): 215.

- BRAY, G. A. & POPKIN, B. M., 1998. Dietary fat intake does affect obesity. *American Journal of Clinical Nutrition*, 68:1157-1173.
- BRAY, G. A., 1998, apud Wadden, T. A.; Brownell, K. D. & Foste, D. G. In: Obesity: Responding to the global epidemic. pp 510 *Journal of Consulting and Clinical psychology* 70(3): 510-525.
- BRUIN, A.; PICAUVET, H. S. J. & NOSSIKOV A., 1996. apud Belek, I. In: social class, income, education, area of residence and psychological distress: does social class have an independent effect on psychological distress in Antalya, Turkey? pp. 94: *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35: 94-101.
- BURTON, B.T.; FOSTER, W. R.; HIRSCH, J. & VAN ITALLIE, T. B., 1985. Health implications of obesity: An NIH consensus development conference. *International Journal of Obesity*, 9:155-169.
- CACCAMESE, S. M.; KOLODNER, K. & WRIGHT, S. M., 2002. Comparing patient and physician perception of weight status with body mass index. *The American Journal of Medicine*, 112:662-666.
- CAIRNEY, J. & ARNOLD, R., 1998. Socioeconomic position, lifestyle and health among Canadians aged 18 to 64: A multi-condition approach. *Canadian Journal of Public Health*, 89:208-212.
- CAIRNEY, J. & WADE, T. J., 1998. Correlates of body weight in the 1994 National Population Health Survey. *International Journal of Obesity*, 22:584-591.
- CARMINES, E. G. & ZELLER, R. A., 1979. *Reliability and validity assessment*. California, Sage Publications.

- CHOR, D., 1997. *Perfil de risco cardiovascular de funcionários de banco estatal*. São Paulo. [Tese de Doutorado – Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo].
- CHOR, D.; COUTINHO, E. S. F. & LAURENTI, R., 1999. Reliability of self-reported weight and among state bank employees in Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, 33(1):16-23.
- COITINHO, D. C.; LEÃO, M. M.; RECINE, E. & SICHIERI, R., 1991. Condições nutricionais da população brasileira: adultos e idosos. *Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição*. Ministério da Saúde-INAN, Brasília.
- COLDITZ, G. A., 1992. Economic costs of obesity. *American Journal of Clinical Nutrition*, 55: 503S-507S.
- COSTA RICA, MINISTÉRIO DA SAÚDE, 1996, apud Peña, M.& Bacallao J, In: La obesidad y sus tendencias en la región, *Revista Panamericana Salud Publica*, 10(2):75-78, 2001.
- DAVEY SMITH, G.; SHIPLEY, M. J. & ROSE, G., 1990. Magnitude and causes of socioeconomic differentials in mortality: further evidence from the Whitehall study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 44:265-270.
- DOAK, C. M.; ADAIR, L. S.; MONTEIRO, C. A. & POPKIN, B. M., 2000. Overweight and underweight coexist within households in Brazil, China and Russia. *Journal Nutrition*, 130:2965-2971.
- DOUKETIS, J. D.; FEIGHTNER, J. W.; ATTIA, J. & FELDMAN, W. F., 1999. Periodic health examination 199 update: 1. detection, prevention and treatment of obesity. *Canadian Medical Association*, 160(4):513-525.

- DUNCAN, B. B., 1991. *As desigualdades sociais na distribuição de fatores de risco para doenças não transmissíveis*. Porto Alegre. Tese de Doutorado – Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- DUNN, G., 1992. *Design and Analysis of Reliability Studies- the Statistical evaluation of measurement errors*. John Wiley & Sons Inc. New York.
- ECOB. R. & DAVEY-SMITH, G., 1999. Income and health: what is the nature of the relationship? *Social Science Medicine*, 48: 693-705.
- FAERSTEIN, E.; LOPES, C. S.; VALENTE, K.; PLÁ, M. A. S. & FERREIRA, M. B., 1999. Pré-testes de um questionário multidimensional autoperenchível: A experiência do Estudo Pró-Saúde. *PHYSIS – Revista de Saúde Coletiva*, 9(2):117-130.
- FERNÁNDEZ, E.; ALONSO, R. M.; QUER, A.; BORELL, C.; BENACH, J.; ALONSO, J. & GÓMEZ, G., 2000. El autopericionamento social como indicador de posición socioeconómica. *Gaceta Sanitária*, vol 14 (3):218-225.
- FILOZOF, C.; GONZALEZ, C.; SEREDAY, M.; MAZZA, C. & BRAGUINSKY, J., 2001. Obesity prevalence and trends in Latin-American countries. *Obesity reviews*, 2:99-106.
- FLEGAL, K. M.; CARROLL, M. D.; OGDEN, C. L. & JOHNSON, F. L., 2002. Prevalence and trends in obesity among US adults, 1999-2000. *Journal of the American Medical Association*, 288(14) 1723-1727.
- FLEGAL, K. M.; HARLAN, W. R. & LANDIS, J. R., 1988a. Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult women. *American Journal of Clinical Nutrition*, Sep. 48(3):535-543.

- FLEGAL, K. M.; HARLAN, W. R. & LANDIS, J. R., 1988b. Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult men. *American Journal of Clinical Nutrition*, Sep. 48(3):544-551.
- FLEISS, J. L. & COHEN, J., 1973. The equivalence of weighted kappa and the intra-class correlation coefficient as measures of reliability. *Education Psychology Measuring*, 33: 613-619.
- FLORIANÓPOLIS, 2001. Lei nº 5 853, de 04 de junho de 2001. Dispõe sobre os critérios de concessão de serviços de lanches e bebidas nas unidades educacionais, localizadas no município de Florianópolis. Florianópolis: Diário Oficial da Cidade de Florianópolis.
- FONTAINE, K. R. & BAROFSKY, I., 2001. Obesity and health-relates quality of life. *Obesity Reviews*, 2:173-182.
- FONTAINE, K. R.; CHESKIN, L. J. & BAROFSKY, I., 1996. Health-related quality of life in obese persons seeking treatments, *Journal of Family Practice*, 43:265-270.
- GALOBARDES, B.; MORABIA, A. & BERNSTEIN, M. S., 2000. The differential effects of education and occupation on body mass and overweight in a sample of working people of the general population. *Annals of Epidemiology*, 10:532-537.
- GAROW, J. S. & WEBSTER, Y., 1985. Quetelet's index (W/H²) as a measure of fatness. *International Journal of Obesity*, 9:147-153.
- GERONIMUS, A. T. & BOUND, J., 1998. Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples. *American Journal Epidemiology*, 148:475-486.

- GEYER, S. & PETER, R., 2000. Income, occupational position, qualification and health inequalities –competing risks? (Comparing indicators of social status). *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54:299-305.
- GIGANTE, P. D.; BARROS, C. F.; POST, C. L. A. & OLINTO, M. T. A., 1997. Prevalência de obesidade em adultos e seus fatores de risco. *Revista de Saúde Pública*, 31(3):236-246.
- GOLDBLATT, P. B.; MOORE, M. E. & STUNKARD, A. J., 1965. Social factors in obesity. *Journal of the American Medical Association*, 192:1039-1044.
- GUTIÉRREZ-FISAC, J. L.; BANEGAS BANEGAS, J. R.; RODRÍGUEZ ARTALEJO, F. & REGIDOR, E., 2000. Increasing prevalence of overweight and obesity among Spanish adults, 1987-1997. *International Journal of Obesity*, 24:1677-1682.
- HABICHT, J., 1974. Estandarización de métodos epidemiológicos cuantitativos sobre el terreno. *Boletín de La Oficina Sanitaria Panamericana*, 76: 375-384.
- HAN, T. S.; RICHMOND, P.; AVENELL, A. & LEAN, M. E., 1997. Waist circumference reduction and cardiovascular benefits during weight loss in women. . *International Journal Obesity and Related Metabolic Disorders*, Feb; 21(2):127-134.
- HEYMSFIELD, S. B. & CASPER, K., 1987. Anthropometrics assessment of the adult hospitalized patient. *Journal of Parenteral and Enteral Nutrition*, 11(Suppl):36S-41S.
- HILL, J. O. & BILLINGTON, C. J., 2002. Obesity: Its time has come. *American Journal of hypertension*, 15: 655-656.
- HORGEN, K. B. & BROWNELL, K. D., 2002. Confronting the toxic environment: Environmental, public health actions in a world crisis. In: Wadden, T. A. &

- Stunkard, A. J. (eds), *Handbook of obesity treatment* (pp. 95-106). New York: Guilford Press.
- HUBERT, H. B., 1986. The importance of obesity in the development of coronary risk factors and disease: the epidemiological evidence. *Annual Review of Public Health*, 7:493-502.
- IBGE, 1998. *Pesquisa de padrão de vida*. Disponível em <http://www.ibge.gov.br> acesso em 01 de outubro de 1999.
- JEFFERY, R. W., 1996. Bias in reported body weight as a function of education, occupation, health and weight concern. *Addictive Behaviors*, 21(2):217-222.
- JEFFERY, R. W., 2001. Public health strategies for obesity treatment and prevention. *American Journal of Health Behavior*, 25:252-259.
- JEFFERY, R. W.; FOLSON, A. R.; LEUPKER, R. V.; JACOBS, D. R.; GILLUM, R. F.; TAYLOR, H. L. & BLACKBURN, H., 1984. Prevalence of overweight and weight loss behavior in a metropolitan adult population: The Minnesota Heart survey experience. *American Journal of Public Health*, 74:349-352.
- JÉQUIER, E. & BRAY, G. A., 2002. Low-fat diets are preferred. *American Journal of Medicine*, 113(Suppl 9B):41S-46S.
- KEYS, A.; FIDANZA, F.; KARVONEN, M. J.; KIMURA, N. & TAYLOR, H. L., 1972. Indices of relative weight and obesity. *Journal of Chronic Diseases*, Vol 25:329-343.
- KOLOTKIN, R. L.; HEAD, S.; HAMILTON, M. & TSE, C. T. J., 1995. Assessing impact of weight on quality of life. *Obesity Research*, 3:49-56.
- KOPELMAN, P. G., 2000. Obesity as a medical problem. *Nature*, 404(6):635-643.

- KRIEGER, N.; WILLIAMS, D. R. & MOSS, N. E., 1997. Measuring social class in U.S. public health research: concepts, methodologies and guidelines. *Annual Review of Public Health*, 18:341-378.
- KUCZMARSKI, M. F.; KUCZMARSKI, R. J. & NAJAR, M., 2001. Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994. *Journal of American Dietetic Association*, 101(1):28-34.
- KUCZMARSKI, R. J.; FLEGAL, K. M.; CAMPBELL, S. M. & JOHNSON, C. L., 1994. Increasing prevalence of overweight among US adults: The National Health and Nutrition Examination Surveys, 1960 to 1991. *Journal of the American Medical Association*, July 20, 272(3):205-211.
- KUNST, A. E. & MACKENBACH, J. P., 1994. The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries. *American Journal of Public Health*, 84:932-937.
- KUSKOWSKA-WOLK, A.; KARLSSON, P.; STOLT, M. & RÖSSNER, S., 1989. The Predictive Validity of Body Mass Index Based on Self-Reported Weight and Height. *International Journal of Obesity*, 13:441-453.
- LAHTI-KOSKI, M.; VARTIAIMEN, E.; MÄNNISTÖ, S. & PIETINEN, P., 2000. Age, education and occupation as determinants of trends in body mass index in Finland from 1982 to 1997. *International Journal of Obesity*, 24:1669-1676.
- LE MARCHAND, L.; YOSHIKAWA, C. N. & NOMURA, A. M. Y., 1988. Validation of body size information on driver's licenses. *American Journal of Epidemiology*, 128:874-877.

- LIBERATOS, P.; LINK, B. G. & KELSEY, J. L., 1988. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiologic Reviews*, 10:87-121.
- LOLIO, C. A. & LATORRE, M. R. D., 1991. Prevalência de obesidade em localidade do Estado de São Paulo, Brasil, 1987. *Revista de Saúde Pública*, S.Paulo, 25:33-36.
- LYNCH, J. & KAPLAN, G., 2000. *Socioeconomic position* In: Lisa Beckman & Ichiro Kawachi. *Social Epidemiology*. New York, Oxford University Press,. cap. 2 pp 13-35.
- LYNCH, J.; KAPLAN, G. A.; COHEN, R. D.; KAUHANEN, J.; WILSON, T. W.; SMITH, N. I. & ALONEN, J. T., 1994. Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland. *The Lancet*, 343:524-527.
- MACINTYRE, S.; ELLAWAN, A.; DER, G.; FORD, G. & HUNT, K., 1998. Do housing tenure and car access predicts health because they are simply markers of income or self-esteem a Scottish study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52:657-664
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E.; CAVELARS, A. E .J. M.; GROENHOF, E. & GEURTS, J. J., The EU working group on socioeconomic inequalities in health, 1997. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *The Lancet*, 349:1655-1659.
- MANSON, J. E.; WILLETT, W. C.; STAMPFER, M. J.; COLDITZ, G. A.; HUNTER, D. J.; HANKINSON, S. E.; HENNEKENS, C. H. & SPEIZER, F. E., 1995. Body weight and mortality among women. *New England Journal of Medicine*, 333(11):677-685.

- MARINI, A. & GRAGNOLATI, M. (wordbank), 2003. *Malnutrition and poverty in Guatemala*. PAPER 2967, January, 2003 disponível em <
<http://econ.worldbank.org>> acesso em 21 de junho de 2003.
- MARMOT, M. G., 1999. Epidemiology of socioeconomic status and health: are determinants within countries the same as between countries? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 896:16-29.
- MARMOT, M. G., 2000. Social determinants of health: from observation to policy. *Medical Journal of Australia*, Apr 17; 172(8):379-382.
- MARSHALL, J. D.; HAZLETT, C. B.; SPADY, D. W.; CONGER, P. R.; QUINNEY, H. A., 1991, Validity of convenient indicators of obesity. *Human Biology*, 63(2):137-153.
- MARTORELL, R.; KHAN, L. K.; HUGHES, M. L.; GRUMMER-STRAWN, L. M., 1998. Obesity in Latin American women and children. *Journal Nutrition*, 128:1464-1473.
- MATHIAS, S. & WILLIAMSON, C., 1997. Assessing health-related quality of life and health state preferences in persons with obesity. *Quality of Life Research*, 6(4):311-322.
- MCCRORY, M. A.; FUSS, P. J.; HAYS, N. P.; VINKEN, A. G.; GREENBERG, A. S. & ROBERTS, S. B., 1999. Overeating in America: association between restaurant food consumption and body fatness in healthy adult men and women ages 19 to 80. *Obesity Research*, 7:564-571.
- MCCRORY, M. A.; FUSS, P. J.; SALTZMAN, E. & ROBERTS, S. B., 2000. Dietary determinants of energy intake and weight regulation in healthy adults. *Journal Nutrition*, 130:276S-279S.

- MCMAHON, F. G.; FUJIOKA, K.; SINGH, B. N.; MENDEL, C. M.; WOE, E.; ROLSTON, K.; JOLNISON, F. & MOORADIAN, A. D., 2000. Efficacy and safety of sibutramine in obese white and African American patients with hypertension: a 1-year, double blind, placebo-controlled, multicenter trial. *Archives of Internal Medicine*, 160:2185-2191.
- MEISLER, J. G. & ST. JEOR, S., 1996. Foreword. *American Journal of Clinical Nutrition*, 63(Suppl.):4095-115.
- MILLAR, W. J., 1986. Distribution of body weight and height: Comparison of estimates based on self-reported and observed measures. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 40:319-323.
- MOLARIUS, A.; SEIDELL, J. C.; SANS, S.; TUOMILEHTO, J. & KUULASMAA, K., 2000. Educational level, relative body weight, and changes in their association over 10 years: an international perspective from the WHO MONICA project. *American Journal of Public Health*, 90:1260-1268.
- MONDINI, L. & MONTEIRO C. A., 1994. Mudanças no padrão de alimentação da população urbana brasileira (1962-1988). *Revista de Saúde Pública*, 28(6):433-439.
- MONTEIRO, C. A.; BENICIO, M. H. D'A. & POPKIN, B. M., 2000b. Economic and cultural-educational predictors of overweight in urban and rural Brazilian women. *Revista Brasileira de Nutrição Clinica*, 15:253-260.
- MONTEIRO, C. A.; CONDE, W. L. & POPKIN, B. M., 2001. Independent effects of income and education on the risk of obesity in the Brazilian adult population. *Journal Nutrition*, 131:881S-886S.

- MONTEIRO, C. A.; D'A BENICIO, M. H.; CONDE, W. L. & POPKIN, B. M., 2000a. Shifting obesity trends in Brazil. *European Journal of Clinical Nutrition*, 54:342-346.
- MONTEIRO, C. A.; MONDINI, L.; MEDEIROS DE SOUZA, A. L. & POPKIN, B. M., 1995; The nutrition transition in Brazil. *European Journal of Clinical Nutrition*, 49:105-113.
- MORGENSTERN, H., 1989. *Class Notes -Epidemiologic Methods I*. Winter: PH 211A.
- NAKAMURA, K.; HOCINO, Y.; KODAMA, K. & YAMAMOTO, M., 1999. Reliability of self-reported body height and weight of adult Japanese women. *Journal of Biosocial Science*, 31:555-558.
- NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH., 2000. *The practical guide: Identification, evaluation, and treatment of overweight and obesity in adults*. Publication number 00-4084. National Institute Of Health: october.
- NESTLE, M. & JACOBSON, M. F., 2000. Halting the obesity epidemic: A public health policy approach, *Public Health Reports*, 115:12-24.
- NIEDHAMMER, I.; BUGEL, I.; BONENFANT, S. & LECLERE, A., 2000. Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort. *International Journal of Obesity*, 24:1111-1118.
- NIETO-GARCÍA, F. J.; BUSH, T. L. & KEYL, P. M., 1990. Body Mass definitions of obesity: sensitivity and specificity using self-reported weight and height. *Epidemiology*, vol 1(2):146-152.
- PAERATAKUL, S.; POPKIN, B. M.; KEYOU, G.; ADAIR, L. S. & STEVENS, J., 1998. Changes in diet and physical activity affect the body mass index of Chinese

- adults. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, may; 22(5):424-431.
- PEÑA, M. & BACALLAO, J., 2000. La obesidad en la pobreza: un problema emergente en las Américas. In: Peña M, Bacallao J, eds. La obesidad en la pobreza: un nuevo reto para la salud pública. Washington, D.C.: *Organización Panamericana de la Salud*; pp3-11. (*Publicación Científica N° 576*).
- PEREIRA, R. A., 1998. Avaliação antropométrica do estado nutricional. In: *Epidemiologia da obesidade* EdUERJ. Rio de Janeiro, pp 44-64.
- PI-SUNYER, F. X., 1988. Obesity. In: Shils, M.E. & Young, V.R., ed. *Modern nutrition in health and disease*. 7th ed. Philadelphia, Lea & Febiger, 1988. P. 795-816. Pub, 1986.
- POPKIN, B. M., 1998. The nutrition transition and its implications in lower-income countries. *Public Health Nutrition*, 1(1):5-21.
- PRENTICE, A. M. & JEBB S. A., 2001. Beyond body mass index. *Obesity Reviews*, 2:141-147.
- PRESCOTT-CLARKE, P. & PRIMATESTA, P., 1998. apud Kopelman, P. G. In: Obesity as a medical problem. pp 636 *Nature*, 404(6): 635-643.
- RAMALLE-GÓMARA, E.; LOZANO, D. M.; HERNANDO, A. B. & GÓMEZ-ALAMILLO, C., 1997. Validez de las medidas autodeclaradas de peso y talla en la estimación de la prevalencia de obesidad. *Medical Clinical Barcelona*, 108(18):716.
- RAMOS de MARINS, V. M.; VARNIER ALMEIDA, R. M. R.; PEREIRA, R. A. & BARROS, M. B. A., 2001. Factors associated with overweight and central body fat in the city of Rio de Janeiro: results of a two-stage random sampling survey. *Public Health*, 115:236-242

- REXRODE, K. M.; MANSON, J. E. & HENNEKENS, C. H., 1996. Obesity and cardiovascular disease. *Current Opinion in Cardiology*, Sep; 11(5):490-495.
- RICHARDS, M. M.; ADAMS, T. D. & HUNT, S. C., 2000. Functional status and emotional well being, dietary intake, and physical activity of severely obese subjects. *Journal of the American Medical Association*, 100:67-75.
- RIO DE JANEIRO (Cidade), 2002. Decreto nº21.217 de 01 de abril de 2002. Proíbe no âmbito das unidades escolares da rede municipal adquirir, confeccionar, distribuir e consumir os produtos que menciona. Rio de Janeiro: Diário Oficial da Cidade do Rio de Janeiro.
- ROBERTS, S. A., 1998. Community level socioeconomic status effects on adult health. *Journal of Health and Social Behavior*, 39:18-37.
- ROSENBAUM, M.; LEIBEL, R. L. & HIRSCH, J., 1997. Obesity. *The New England Journal of medicine*, August 7:396-407.
- ROWLAND, M. L., 1990. Self-reported weight and height. *American Journal of Clinical Nutrition*, 52:1125-1153.
- ROZOWSKI, J. N. & ARTEAGA, A. L. I., 1997. El problema de la obesidad y sus características alarmantes en Chile. *Revista Médica de Chile*, 125:1217-1224.
- SARLIO-LÄHTEENKORVA, S. & LAHELMA, E., 1999. The association of body mass index with social and economic disadvantage in women and men. *International Journal of Epidemiology*, 28:445-449.
- SARLIO-LÄHTEENKORVA, S.; STUNKARD, A. & RISSANEN A., 1995. Psychosocial factors and quality of life in obesity. *International Journal of Obesity*, 19(Suppl 6):S1-S5.

- SCHLICHTING, P.; HOILUND-CARLSEN, P. F. & QUADE, F., 1981. Comparison of self-reported height and weight with controlled height and weight in women and men. *International Journal of Obesity*, 5:67-76.
- SCHMIDT, M. I.; DUNCAN, B. B.; TAVARES, M.; POLANCZYK, C. A.; PELLANDA, L. & ZIMMER, M. P., 1993. Validity of self-report weight - A study of urban Brazilian adults. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, 27(4):271-276.
- SEIDELL, J. C., 1997. Time trends in obesity: an epidemiological perspective. *Hormone and Metabolic Research*, 29:155-158.
- SHERWOOD, N. E. & JEFFERY, R. W., 2000. The behavioral determinants of exercise: Implications for physical activity interventions. *Annual Review of Nutrition*, 20:21-44.
- SICHERI, R., 1998. Medidas e determinantes da obesidade. In: *Epidemiologia da obesidade* EdUERJ. Rio de Janeiro, pp 15-23.
- SICHERI, R., 2000. Is fat intake important in the public health control of obesity? *American Journal of Clinical Nutrition*, 72(1):203-204.
- SICHERI, R.; COITINHO, D. C.; LEÃO, M. M.; RECINE, E. & EVERHART, E. J., 1994. High temporal, geographic, and income variation in body mass index among adults in Brazil. *American Journal of Public Health*, 84:793-798.
- SICHERI, R.; COITINHO, D. C.; PEREIRA, R. A., RAMOS de MARINS, V. M. R. & MOURA, A. S., 1997. Variações temporais do estado nutricional e do consumo alimentar no Brasil. *Physis*, vol.7(2):31-50.
- SICHERI, R.; VIANNA, C. M. M.; NASCIMENTO, S. & COUTINHO, W., 2003. The cost of hospitalization due to overweight and obesity in Brazil. *International Journal of Obesity*, (submetido)

- SIMOPOULOS, A. P., 1987. Characteristics of obesity: an overview. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 499: 4-13.
- SOBAL, J. & STUNKARD, A. J., 1989. Socioeconomic status and obesity: a review of the literature. *Psychological Bulletin*, 105:260-275.
- SOLOMON, C. G. & MANSON, J. E., 1997. Obesity and mortality: a review of the epidemiologic data. *American Journal of Clinical Nutrition*, Oct; 66(4 Suppl):1044S-50S.
- SORLIE, P. D.; BACKLUND, E. & KELLER, J. B., 1995. US mortality by economic, demographic, and social characteristics: The national Longitudinal Mortality Study. *American Journal of Public Health*, 85:949-956.
- STEWART, A. L., 1982. The reability and validy of self-reported Weight and height. *Journal of Chronic Diseases*; 35(4):205-309.
- STEWART, A. W.; JACKSON, R. T.; FORD, M. A. & BEAGLEHOLE, R., 1987. Underestimation of relative weight by use of self-reported height and weight. *American Journal of Epidemiology*, 125:122-126.
- STOCKLEY, L., 2001. Toward public health nutrition strategies in the European Union to implement food based guidelines and to enhance healthier lifestyles. *Public health nutrition*, 4:307-324.
- STUNKARD, A. J. & ALBAUM, J. M., 1981. The accuracy of self-report weights. *American Journal of Clinical Nutrition*, 34:1593-1599.
- SUNDQUIST. J. & JOHANSSOM, S., 1998. The influence of socioeconomic status, ethnicity and lifestyle on body mass index in a longitudinal study. *International Journal of Epidemiology*, 27:57-63.

- THOMPSON, D.; EDELSBERG, J.; COLDITZ, G. A.; BIRD, A. P. & OSTER, G., 1999. Lifetime health and economic consequences of obesity. *Archives of Internal Medicine*, 159:1177-1183.
- TREMBLAY, M. S.; KATZMARZYK, P. T. & WILLMS, J. D., 2002. Temporal trends in overweight and obesity in Canada, 1981-1996. *International Journal of obesity*, 26:538-543.
- WADDEN, T. A.; BROWNELL, K. D. & FOSTE, D. G., 2002. Obesity: Responding to the global epidemic. *Journal of Consulting and Clinical psychology*, 70(3): 510-525.
- WAMALA, S. P.; WOLK, A. & ORTH-GOMÉR, K., 1997. Determinants of obesity in relation to socioeconomic status among middle-aged Swedish women. *Preventive Medicine*, 26:734-744.
- WANNAMETHEE, S. G. & SHAPER, A. G., 2003. Alcohol, body weight, and weight gain in middle-aged men. *American Journal of Clinical Nutrition*, 77(5):1312-1317.
- WEAVER, T. W.; KUSHI, L. H.; MCGOVERN, P. G.; POTTER, I. D.; RICH, S. S.; KING, R. A.; WHITBECK, J.; GREENSTEIN, J. & SELLERS, T. A., 1996. Validation study of self-reported measures of fat distribution. *International Journal of Obesity*, 20:644-650.
- WHO (WORLD HEALTH ORGANIZATION), 1998. Obesity: preventing and managing the global epidemic. *Report of a WHO Consultation on Obesity*, Geneva, Switzerland. World Health Organization, 276p.
- WHO (WORLD HEALTH ORGANIZATION), 2003. Diet, nutrition and the prevention chronic diseases. *Report of a Joint WHO/FAO Consultation*, Geneva, World Health Organization, (WHO Technical Report Series,Nº916), 149p.

- WILLETT, W. C. & LEIBEL, M. D., 2002. Dietary fat is not a major determinant of body fat. *American Journal of Medicine*, 113(9B):47S-59S.
- WILLETT, W. C., 1998. *Anthropometrics measures and body composition*. In: Nutritional Epidemiology. New York: Oxford University Press, 2^o edition.
- WING, R. R. & HILL, J. O., 2001. Successful weight loss maintenance. *Annual Review of Nutrition*, 21:323-341.
- WINKLEBY, M. A.; JATULIS, D. E.; FRANK, E. & FORTMANN, S. P., 1992. Socioeconomic status and health: How education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *American Journal of Public Health*, 82:816-820.
- WOLF, A. M. & COLDITZ, G. A., 1998. Current estimates of the economic costs of obesity in the United States. *Obesity Research*, 6:97-106.

CAPÍTULO VIII

8. ANEXOS

8.1.Anexo I

Tabela 1 – Características sócio-demográficas da população em estudo e diferenças entre peso e estatura aferidas e informadas.

Características da população	n	%	Pa-Pi média*	CCIC	Ea-Ei média**	CCIC
Sexo						
Masculino	1784	44,4	1,0283	0,9698	-0,1726+	0,9035
Feminino	2233	55,6	1,1395	0,9752	-1,0519	0,8992
Faixa etária						
<30	464	11,6	0,9077	0,9822	-0,6535	0,9612
30-39	1542	38,4	1,0469	0,9809	-0,3698	0,9550
40-49	1439	35,8	1,1693	0,9741	-0,5416	0,9348
50-59	474	11,8	1,1693	0,9680	-1,6220	0,9141
60-70	98	2,4	1,2000	0,9674	-2,2983	0,8606
Escolaridade						
Até 1º grau completo	941	23,6	1,0843	0,9642	-0,7340	0,8751
2º grau completo	1425	35,8	1,1534	0,9760	-0,7230	0,9538
3º grau completo	1613	40,5	1,0539	0,9842	-0,5467	0,9723
Renda per capita (salário mínimo)						
0-1,83	552	14,6	0,9842	0,9757	-0,7892	0,9494
1,84-3,22	1107	29,3	0,9674	0,9786	-0,5938	0,9415
3,23-5,06	713	18,9	1,1117	0,9770	-0,6167	0,9146
5,07-6,74	668	17,7	1,2552	0,9764	-0,4773	0,9465
≥ 6,75	733	19,4	1,0342	0,9826	-0,7148	0,9643
IMC						
Baixopeso/adequado	1839	46,4	0,5753	0,9576	-0,3968	0,9538
Sobrepeso	1450	36,6	1,2082	0,9458	-0,7161	0,9326
Obeso	674	17,0	2,2928	0,9501	-1,2358	0,9422
Total	4017	100,0	1,0894	0,9772	-0,6532	0,9433

* diferença entre peso aferido (Pa) e peso informado (Pi).
** diferença entre estatura aferida (Ea) e estatura informada (Ei)

8.2.Anexo II

Modelo de regressão geral para peso

MODELO 1

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,977 ^a	,955	,955	3,218

a. Predictors: (Constant), PESOINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	825858,6	1	825858,573	79767,094	,000 ^a
	Residual	39083,988	3775	10,353		
	Total	864942,6	3776			

a. Predictors: (Constant), PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,505	,254		5,920	,000
	PESOINF	,994	,004	,977	282,431	,000

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 2

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,977 ^a	,955	,955	3,218

a. Predictors: (Constant), SEXO, PESOINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	825861,2	2	412930,591	39875,770	,000 ^a
	Residual	39081,378	3774	10,355		
	Total	864942,6	3776			

a. Predictors: (Constant), SEXO, PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,474	,262		5,637	,000
	PESOINF	,995	,004	,978	257,236	,000
	SEXO	-5,81E-02	,116	-,002	-,502	,616

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 3

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,977 ^a	,955	,955	3,217

a. Predictors: (Constant), idade continua, PESOINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	825880,9	2	412940,459	39896,872	,000 ^a
	Residual	39061,642	3774	10,350		
	Total	864942,6	3776			

a. Predictors: (Constant), idade continua, PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,161	,346		3,356	,001
	PESOINF	,994	,004	,977	282,222	,000
	idade continua	8,863E-03	,006	,005	1,469	,142

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 4

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,977 ^a	,954	,954	3,222

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, PESOINF, 1grau para regressão

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	815390,5	3	271796,834	26179,177	,000 ^a
	Residual	38922,779	3749	10,382		
	Total	854313,3	3752			

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, PESOINF, 1grau para regressão

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,503	,258		5,825	,000
	PESOINF	,993	,004	,977	277,763	,000
	1grau para regressão	3,610E-02	,139	,001	,260	,795
	2grau para regressão	,122	,120	,004	1,014	,311

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 5

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,978 ^a	,957	,957	3,129

a. Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), PESOINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	768870,1	2	384435,062	39268,444	,000 ^a
	Residual	34675,909	3542	9,790		
	Total	803546,0	3544			

a. Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,427	,265		5,378	,000
	PESOINF	,993	,004	,978	280,224	,000
	renda per capita em salário mínimo (136,00)	2,323E-02	,013	,006	1,792	,073

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 6

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,978 ^a	,956	,956	3,196

a. Predictors: (Constant), imc informado, PESOINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	818313,5	2	409156,752	40053,505	,000 ^a
	Residual	37908,810	3711	10,215		
	Total	856222,3	3713			

a. Predictors: (Constant), imc informado, PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,523	,296		5,148	,000
	PESOINF	,999	,006	,982	157,574	,000
	imc informado	-1,55E-02	,021	-,005	-,752	,452

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 7

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,977 ^a	,955	,955	3,218

a. Predictors: (Constant), interação sexo e idade, idade continua, PESOINF, SEXO

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	825888,7	4	206472,181	19942,038	,000 ^a
	Residual	39053,836	3772	10,354		
	Total	864942,6	3776			

a. Predictors: (Constant), interação sexo e idade, idade continua, PESOINF, SEXO
b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,987	,403		2,452	,014
	PESOINF	,994	,004	,977	254,480	,000
	idade continua	1,313E-02	,008	,008	1,578	,115
	SEXO	,346	,511	,011	,677	,499
	interação sexo e idade	-9,55E-03	,012	-,013	-,782	,434

a. Dependent Variable: PESOAFERID

Modelos de regressão para peso específico por sexo.

MODELO 1

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,976 ^a	,952	,952	2,981
homem	1	,969 ^a	,940	,940	3,482

a. Predictors: (Constant), PESOINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	364437,6	1	364437,594	41008,868	,000 ^a
		Residual	18448,996	2076	8,887		
		Total	382886,6	2077			
homem	1	Regression	320842,9	1	320842,922	26466,953	,000 ^a
		Residual	20571,708	1697	12,122		
		Total	341414,6	1698			

a. Predictors: (Constant), PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	,891	,329		2,707	,007
		PESOINF	1,004	,005	,976	202,506	,000
homem	1	(Constant)	2,175	,477		4,562	,000
		PESOINF	,985	,006	,969	162,687	,000

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 2

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,976 ^a	,952	,952	2,980
homem	1	,969 ^a	,940	,940	3,483

a. Predictors: (Constant), idade continua, PESOINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	364454,5	2	182227,233	20514,267	,000 ^a
		Residual	18432,124	2075	8,883		
		Total	382886,6	2077			
homem	1	Regression	320843,9	2	160421,940	13226,334	,000 ^a
		Residual	20570,750	1696	12,129		
		Total	341414,6	1698			

a. Predictors: (Constant), idade continua, PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	,538	,417		1,289	,198
		PESOINF	1,003	,005	,974	198,739	,000
		idade continua	1,071E-02	,008	,007	1,378	,168
homem	1	(Constant)	2,059	,630		3,267	,001
		PESOINF	,985	,006	,970	162,353	,000
		idade continua	2,707E-03	,010	,002	,281	,779

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 3

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,976 ^a	,952	,952	2,985
homem	1	,969 ^a	,939	,939	3,488

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, PESOINF, 1grau para regressão

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	361498,6	3	120499,536	13524,284	,000 ^a
		Residual	18372,140	2062	8,910		
		Total	379870,7	2065			
homem	1	Regression	314549,4	3	104849,790	8619,349	,000 ^a
		Residual	20472,799	1683	12,164		
		Total	335022,2	1686			

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, PESOINF, 1grau para regressão

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	,904	,332		2,723	,007
		PESOINF	1,003	,005	,974	197,518	,000
		1grau para regressão	,172	,181	,005	,947	,344
		2grau para regressão	,146	,149	,005	,974	,330
homem	1	(Constant)	2,270	,502		4,517	,000
		PESOINF	,984	,006	,969	160,471	,000
		1grau para regressão	-,177	,220	-,006	-,802	,423
		2grau para regressão	3,215E-02	,199	,001	,162	,872

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 4

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,975 ^a	,951	,951	2,979
homem	1	,972 ^a	,946	,946	3,299

a. Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), PESOINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	332303,1	2	166151,565	18727,097	,000 ^a
		Residual	17247,662	1944	8,872		
		Total	349550,8	1946			
homem	1	Regression	302428,2	2	151214,075	13897,445	,000 ^a
		Residual	17354,733	1595	10,881		
		Total	319782,9	1597			

a. Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	,799	,354		2,257	,024
		PESOINF	1,004	,005	,975	193,519	,000
		renda per capita em salário mínimo (136,00)	1,449E-02	,017	,004	,866	,387
homem	1	(Constant)	1,953	,481		4,063	,000
		PESOINF	,985	,006	,973	166,642	,000
		renda per capita em salário mínimo (136,00)	3,198E-02	,020	,009	1,581	,114

a. Dependent Variable: PESOAFERID

MODELO 5

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,976 ^a	,953	,953	2,957
homem	1	,970 ^a	,941	,941	3,459

a. Predictors: (Constant), imc informado, PESOINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	356991,7	2	178495,839	20409,407	,000 ^a
		Residual	17736,407	2028	8,746		
		Total	374728,1	2030			
homem	1	Regression	318737,7	2	159368,835	13322,940	,000 ^a
		Residual	20096,138	1680	11,962		
		Total	338833,8	1682			

a. Predictors: (Constant), imc informado, PESOINF

b. Dependent Variable: PESOAFERID

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	,972	,347		2,799	,005
		PESOINF	1,014	,011	,986	88,527	,000
		imc informado	-3,11E-02	,031	-,011	-,997	,319
homem	1	(Constant)	2,294	,530		4,330	,000
		PESOINF	1,002	,012	,984	85,928	,000
		imc informado	-5,57E-02	,039	-,016	-1,437	,151

a. Dependent Variable: PESOAFERID

8.3.Anexo III

Modelo de regressão geral para estatura

MODELO 1

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,943 ^a	,889	,889	3,0570

a. Predictors: (Constant), ALTURINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	284829,1	1	284829,131	30479,125	,000 ^a
	Residual	35455,143	3794	9,345		
	Total	320284,3	3795			

a. Predictors: (Constant), ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	9,496	,897		10,585	,000
	ALTURINF	,939	,005	,943	174,583	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 2

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,950 ^a	,902	,902	2,8804

a. Predictors: (Constant), SEXO, ALTURINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	288815,7	2	144407,867	17405,925	,000 ^a
	Residual	31468,540	3793	8,296		
	Total	320284,3	3795			

a. Predictors: (Constant), SEXO, ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	23,500	1,060		22,179	,000
	ALTURINF	,848	,007	,851	129,196	,000
	SEXO	2,665	,122	,144	21,921	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 3

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,951 ^a	,905	,905	2,8361

a. Predictors: (Constant), idade continua, SEXO, ALTURINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	289783,1	3	96594,356	12008,895	,000 ^a
	Residual	30501,207	3792	8,044		
	Total	320284,3	3795			

a. Predictors: (Constant), idade continua, SEXO, ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	28,246	1,129		25,008	,000
	ALTURINF	,833	,007	,837	126,409	,000
	SEXO	2,778	,120	,151	23,120	,000
	idade continua	-5,95E-02	,005	-,056	-10,966	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 4

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,951 ^a	,905	,905	2,8348

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, SEXO, idade continua, 1grau para regressão, ALTURINF

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	287793,6	5	57558,723	7162,605	,000 ^a
	Residual	30239,485	3763	8,036		
	Total	318033,1	3768			

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, SEXO, idade continua, 1grau para regressão, ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	28,490	1,135		25,110	,000
	ALTURINF	,832	,007	,835	125,240	,000
	SEXO	2,855	,123	,155	23,229	,000
	idade continua	-5,46E-02	,006	-,051	-9,280	,000
	1grau para regressão	-,422	,133	-,019	-3,174	,002
	2grau para regressão	-,343	,106	-,018	-3,239	,001

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 5

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,951 ^a	,904	,903	2,8484

a. Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), SEXO, 2grau para regressão, idade continua, 1grau para regressão, ALTURINF

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	28,609	1,178		24,276	,000
	ALTURINF	,830	,007	,835	120,697	,000
	SEXO	2,861	,127	,155	22,483	,000
	idade continua	-5,24E-02	,006	-,049	-8,596	,000
	1grau para regressão	-,371	,138	-,017	-2,683	,007
	2grau para regressão	-,327	,109	-,017	-2,987	,003
	renda per capita em salário mínimo (136,00)	1,541E-03	,012	,001	,130	,896

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 6

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,953 ^a	,907	,907	2,8007

a. Predictors: (Constant), imc informado, ALTURINF, 2grau para regressão, idade continua, 1grau para regressão, SEXO

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	283632,4	6	47272,069	6026,721	,000 ^a
	Residual	28943,421	3690	7,844		
	Total	312575,8	3696			

a. Predictors: (Constant), imc informado, ALTURINF, 2grau para regressão, idade continua, 1grau para regressão, SEXO

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	26,078	1,165		22,393	,000
	ALTURINF	,835	,007	,839	126,029	,000
	SEXO	2,744	,123	,149	22,277	,000
	idade continua	-5,96E-02	,006	-,056	-10,070	,000
	1grau para regressão	-,529	,134	-,024	-3,959	,000
	2grau para regressão	-,423	,106	-,022	-4,010	,000
	imc informado	8,589E-02	,010	,043	8,312	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 7

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,953 ^a	,908	,908	2,7943

a. Predictors: (Constant), interação sexo e idade, 2grau para regressão, imc informado, idade continua, 1grau para regressão, ALTURINF, SEXO

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	283772,4	7	40538,910	5192,017	,000 ^a
	Residual	28803,460	3689	7,808		
	Total	312575,8	3696			

a. Predictors: (Constant), interação sexo e idade, 2grau para regressão, imc informado, idade continua, 1grau para regressão, ALTURINF, SEXO

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	26,522	1,167		22,734	,000
	ALTURINF	,837	,007	,841	126,319	,000
	SEXO	,882	,457	,048	1,933	,053
	idade continua	-8,12E-02	,008	-,076	-10,413	,000
	1grau para regressão	-,527	,133	-,024	-3,950	,000
	2grau para regressão	-,407	,105	-,021	-3,863	,000
	imc informado	9,088E-02	,010	,045	8,758	,000
	interação sexo e idade	4,562E-02	,011	,102	4,234	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Estatística de Mallow

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	0,943	0,890	0,890	3,0570
2	0,950	0,902	0,902	2,8804
3	0,951	0,905	0,905	2,8361
4	0,951	0,905	0,905	2,8348
5	0,953	0,907	0,907	2,8007
6	0,953	0,908	0,908	2,7943

- 1- Predictors: (Constant), ALTURINF
2- Predictors: (Constant), ALTURINF, SEXO
3- Predictors: (Constant), ALTURINF, SEXO, idade contínua.
4- Predictors: (Constant), ALTURINF, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão.
5- Predictors: (Constant), ALTURINF, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão, imc informado.
6- Predictors: (Constant), ALTURINF, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão, imc informado, interação sexo e idade.

TABELA DA ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	284829,13	1	284829,131	30479,125	,000
	Residual	35455,143	3794	9,345		
	Total	320284,27	3795			
2	Regression	288815,73	2	144407,867	17405,925	,000
	Residual	31468,540	3793	8,296		
	Total	320284,27	3795			
3	Regression	289783,07	3	96594,356	12008,895	,000
	Residual	30501,207	3792	8,044		
	Total	320284,27	3795			
4	Regression	287793,6	5	57558,723	7162,605	,000
	Residual	30239,485	3763	8,036		
	Total	318033,1	3768			
5	Regression	283632,41	6	47272,069	6026,721	,000
	Residual	28943,421	3690	7,844		
	Total	312575,83	3696			
6	Regression	283772,4	7	40538,910	5192,017	,000
	Residual	28803,460	3689	7,808		
	Total	312575,8	3696			

- 1- Predictors: (Constant), Altura informada.
2- Predictors: (Constant), Altura informada, SEXO.
3- Predictors: (Constant), Altura informada, SEXO, idade contínua.
4- Predictors: (Constant), Altura informada, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão.
5- Predictors: (Constant), Altura informada, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão, imc informado.
6- Predictors: (Constant), Altura informada, SEXO, idade contínua, 2grau para regressão, 1grau para regressão, imc informado, interação sexo e idade.

Cálculo da Estatística de Mallow

$$C_p = \frac{RSS_p}{S^2} + 2 \overset{\substack{\uparrow \\ \text{Número de parâmetros}}}{p} - n \longrightarrow \text{número de observações}$$

1º Modelo

$$C_1 = \frac{35455,143}{9,345} + 2 \times 2 - 3795 = 3,02$$

2º Modelo

$$C_2 = \frac{31468,540}{8,296} + 2 \times 3 - 3795 = 4,22 \text{ (Modelo mais simples)}$$

3º Modelo

$$C_3 = \frac{30501,207}{8,044} + 2 \times 4 - 3795 = 4,80$$

4º Modelo

$$C_4 = \frac{30239,485}{8,036} + 2 \times 6 - 3768 = 7,00$$

5º Modelo

$$C_5 = \frac{28943,421}{7,844} + 2 \times 7 - 3696 = 7,88$$

6º Modelo

$$C_6 = \frac{28803,460}{7,808} + 2 \times 8 - 3696 = 8,97 \text{ (modelo completo)}$$

A estatística de C_p de Mallows foi desenvolvida para selecionar modelos parcimoniosos a partir de todos (ou quase todos) os modelos possíveis. Se o modelo se ajusta bem aos dados, pode-se provar que o valor esperado da estatística acima é aproximadamente igual a p . Para o uso deste critério, portanto, plota-se C_p contra p e procuramos os modelos para os quais $C_p \leq p$. Destes, o mais adequado são aqueles com menores valores de C_p . Segundo o critério da estatística de Mallows, o modelo escolhido é o modelo 2, pois apresenta o menor valor da estatística.

8.4.Anexo IV

Modelos de regressão para estatura específicos por sexo.

MODELO 1

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,901 ^a	,811	,811	2,7779
homem	1	,905 ^a	,819	,818	2,9999

a. Predictors: (Constant), ALTURINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	68689,121	1	68689,121	8901,508	,000 ^a
		Residual	15996,452	2073	7,717		
		Total	84685,573	2074			
homem	1	Regression	69794,318	1	69794,318	7755,278	,000 ^a
		Residual	15470,294	1719	9,000		
		Total	85264,612	1720			

a. Predictors: (Constant), ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	23,000	1,455		15,809	,000
		ALTURINF	,851	,009	,901	94,348	,000
homem	1	(Constant)	26,685	1,661		16,069	,000
		ALTURINF	,845	,010	,905	88,064	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 2

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,906 ^a	,821	,821	2,7073
homem	1	,906 ^a	,821	,821	2,9785

a. Predictors: (Constant), idade continua, ALTURINF

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	69499,329	2	34749,664	4741,219	,000 ^a
		Residual	15186,244	2072	7,329		
		Total	84685,573	2074			
homem	1	Regression	70023,694	2	35011,847	3946,636	,000 ^a
		Residual	15240,918	1718	8,871		
		Total	85264,612	1720			

a. Predictors: (Constant), idade continua, ALTURINF

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	28,246	1,503		18,792	,000
		ALTURINF	,837	,009	,886	94,201	,000
		idade continua	-7,41E-02	,007	-,099	-10,514	,000
homem	1	(Constant)	30,582	1,818		16,820	,000
		ALTURINF	,832	,010	,891	84,526	,000
		idade continua	-4,28E-02	,008	-,054	-5,085	,000

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 3

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,908 ^a	,825	,825	2,6780
homem	1	,906 ^a	,821	,820	2,9865

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, ALTURINF, idade continua, 1grau para regressão

ANOVA^b

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	69591,176	4	17397,794	2425,978	,000 ^a
		Residual	14751,687	2057	7,171		
		Total	84342,863	2061			
homem	1	Regression	69410,748	4	17352,687	1945,486	,000 ^a
		Residual	15180,924	1702	8,919		
		Total	84591,671	1706			

a. Predictors: (Constant), 2grau para regressão, ALTURINF, idade continua, 1grau para regressão

b. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients^a

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	28,212	1,491		18,924	,000
		ALTURINF	,835	,009	,884	94,706	,000
		idade continua	-5,66E-02	,008	-,075	-7,385	,000
		1grau para regressão	-1,133	,177	-,068	-6,381	,000
		2grau para regressão	-,509	,133	-,038	-3,837	,000
homem	1	(Constant)	30,320	1,847		16,414	,000
		ALTURINF	,834	,010	,893	83,259	,000
		idade continua	-4,87E-02	,009	-,061	-5,379	,000
		1grau para regressão	,313	,201	,020	1,558	,119
		2grau para regressão	-3,43E-02	,171	-,002	-,201	,841

a. Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 4

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,909	,826	,825	2,6755
homem	1	,904	,817	,817	3,0083

a Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), idade continua, 2grau para regressão, ALTURINF, 1grau para regressão.
b Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), ALTURINF, idade continua.

ANOVA

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Mulher	1	Regression	65375,605	5	13075,121	1826,513	,000
		Residual	13801,620	1928	7,159		
		Total	79177,225	1933			
homem	1	Regression	65376,951	3	21792,317	2408,042	,000
		Residual	14633,537	1617	9,050		
		Total	80010,488	1620			

a Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), idade continua, 2grau para regressão, ALTURINF, 1grau para regressão.
b Predictors: (Constant), renda per capita em salário mínimo (136,00), ALTURINF, idade continua.
c Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	27,523	1,547		17,797	,000
		ALTURINF	,838	,009	,886	91,938	,000
		idade continua	-5,408E-02	,008	-,072	-6,876	,000
		1grau para regressão	-1,077	,185	-,064	-5,814	,000
		2grau para regressão	-,493	,136	-,037	-3,617	,000
		renda per capita	1,681E-02	,015	,011	1,109	,268
homem	1	(Constant)	31,611	1,890		16,723	,000
		ALTURINF	,826	,010	,890	80,819	,000
		idade continua	-4,096E-02	,009	-,051	-4,668	,000
		renda per capita	-1,817E-02	,018	-,011	-,992	,322

a Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

MODELO 5

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,909	,827	,826	2,6664
homem	1	,912	,831	,831	2,8964

a Predictors: (Constant), imc informado, idade continua, 2grau para regressão, ALTURINF, 1grau para regressão
b Predictors: (Constant), imc informado, ALTURINF, idade continua.

ANOVA

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Mulher	1	Regression	68351,286	5	13670,257	1922,752	,000
		Residual	14347,449	2018	7,110		
		Total	82698,735	2023			
homem	1	Regression	69448,745	3	23149,582	2759,381	,000
		Residual	14102,598	1681	8,389		
		Total	83551,342	1684			

a Predictors: (Constant), imc informado, idade continua, 2grau para regressão, ALTURINF, 1grau para regressão.
b Predictors: (Constant), imc informado, ALTURINF, idade continua.
c Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Coefficients

SEXO	Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
			B	Std. Error	Beta		
mulher	1	(Constant)	26,650	1,539		17,319	,000
		ALTURINF	,838	,009	,887	94,303	,000
		idade continua	-6,434E-02	,008	-,085	-8,196	,000
		1grau para regressão	-1,220	,181	-,073	-6,751	,000
		2grau para regressão	-,595	,134	-,044	-4,426	,000
		imc informado	5,827E-02	,013	,044	4,550	,000
homem	1	(Constant)	25,700	1,858		13,832	,000
		ALTURINF	,838	,010	,900	86,774	,000
		idade continua	-4,308E-02	,008	-,054	-5,189	,000
		imc informado	,148	,017	-,088	8,743	,000

a Dependent Variable: media da altura 1 e 2 X 100

Estatística de Mallow

Model Summary

SEXO	Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
mulher	1	,901	,811	,811	2,77787
	2	,906	,821	,821	2,70726
	3	,908	,825	,825	2,67805
	4	,909	,827	,826	2,66641
homem	1	,905	,819	,818	2,99993
	2	,906	,821	,821	2,97848
	3	,912	,831	,831	2,89645

Mulheres

- 1- Predictors: (Constant), ALTURA INF
- 2- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua.
- 3- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua, 1grau para regressão, 2grau para regressão.
- 4- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua, 1grau para regressão, imc informado, 2grau para regressão.

Homens

- 1- Predictors: (Constant), ALTURA INF.
- 2- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua.
- 3- Predictors: (Constant), ALTURA INF, imc informado, idade contínua.

TABELA ANOVA

SEXO	Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
mulher	1	Regression	68689,121	1	68689,121	8901,508	,000
		Residual	15996,452	2073	7,717		
		Total	84685,573	2074			
	2	Regression	69499,329	2	34749,664	4741,219	,000
		Residual	15186,244	2072	7,329		
		Total	84685,573	2074			
	3	Regression	69591,176	4	17397,794	2425,978	,000
		Residual	14751,687	2057	7,171		
		Total	84342,863	2061			
	4	Regression	68351,286	5	13670,257	1922,752	,000
		Residual	14347,449	2018	7,110		
		Total	82698,735	2023			
homem	1	Regression	69794,318	1	69794,318	7755,278	,000
		Residual	15470,294	1719	9,000		
		Total	85264,612	1720			
	2	Regression	70023,694	2	35011,847	3946,636	,000
		Residual	15240,918	1718	8,871		
		Total	85264,612	1720			
	3	Regression	69448,745	3	23149,582	2759,381	,000
		Residual	14102,598	1681	8,389		
		Total	83551,342	1684			

Mulheres

- 1- Predictors: (Constant), ALTURA INF
- 2- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua.

3- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua, 1grau para regressão, 2grau para regressão.

4- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua, 1grau para regressão, imc informado, 2grau para regressão.

Homens

1- Predictors: (Constant), ALTURA INF

2- Predictors: (Constant), ALTURA INF, idade contínua.

3- Predictors: (Constant), ALTURA INF, imc informado, idade contínua.

Dependent Variable: media da altura 1 e 2

Cálculo da Estatística de Mallow

MULHERES

1º Modelo

$$C_1 = \frac{15996,452}{7,717} + 2X_2 - 2074 = 2,88 \text{ (Modelo mais simples)}$$

2º Modelo

$$C_2 = \frac{15186,244}{7,329} + 2X_3 - 2074 = 4,06$$

3º Modelo

$$C_3 = \frac{14751,687}{7,171} + 2X_5 - 2061 = 6,13$$

4º Modelo

$$C_4 = \frac{14347,449}{7,110} + 2X_6 - 2023 = 6,92 \text{ (Modelo completo)}$$

Segundo o critério da estatística o modelo escolhido é o modelo 1

HOMENS

1º Modelo

$$C_1 = \frac{15470,294}{9,000} + 2X_2 - 1720 = 2,92 \text{ (Modelo mais simples)}$$

2º Modelo

$$C_2 = \frac{15240,918}{8,871} + 2X_3 - 1720 = 4,06$$

3º Modelo

$$C_3 = \frac{14102,598}{8,389} + 2X_4 - 1684 = 5,08 \text{ (Modelo completo)}$$

Segundo o critério da estatística o modelo escolhido é o modelo 1.

8.5.Anexo V

Gráfico da média do IMC por idade– Mulheres.

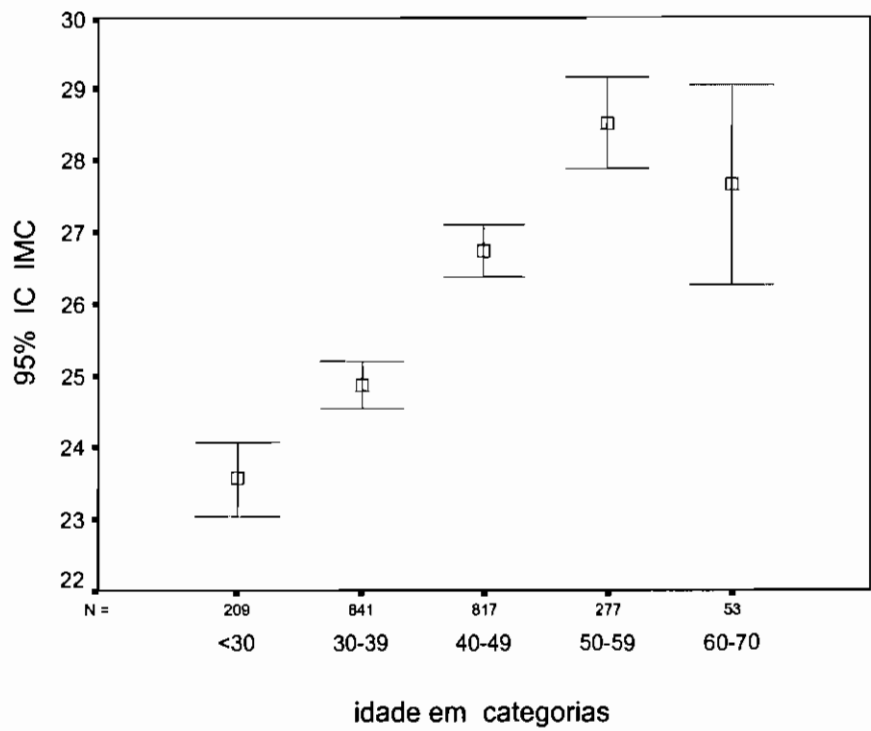
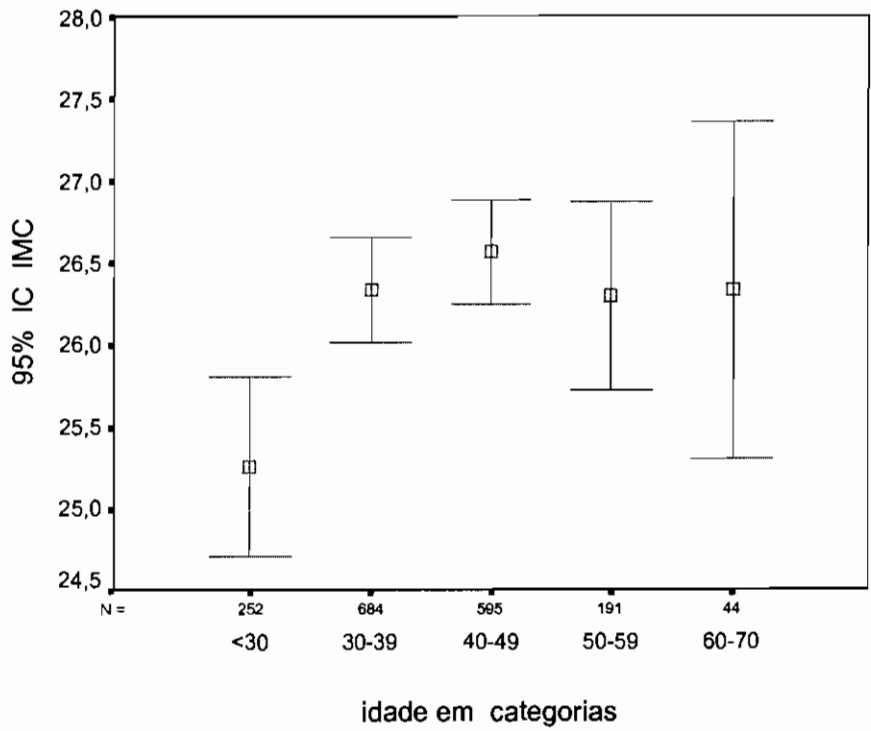


Gráfico da média do IMC por idade– Homens



8.6.Anexo VI

Tabela da média e intervalos de confiança do índice de massa corporal ajustado por idade, escolaridade e renda per capita.

renda percapita em 3 categorias * escolaridade em 3 categorias

Dependent Variable: IMC

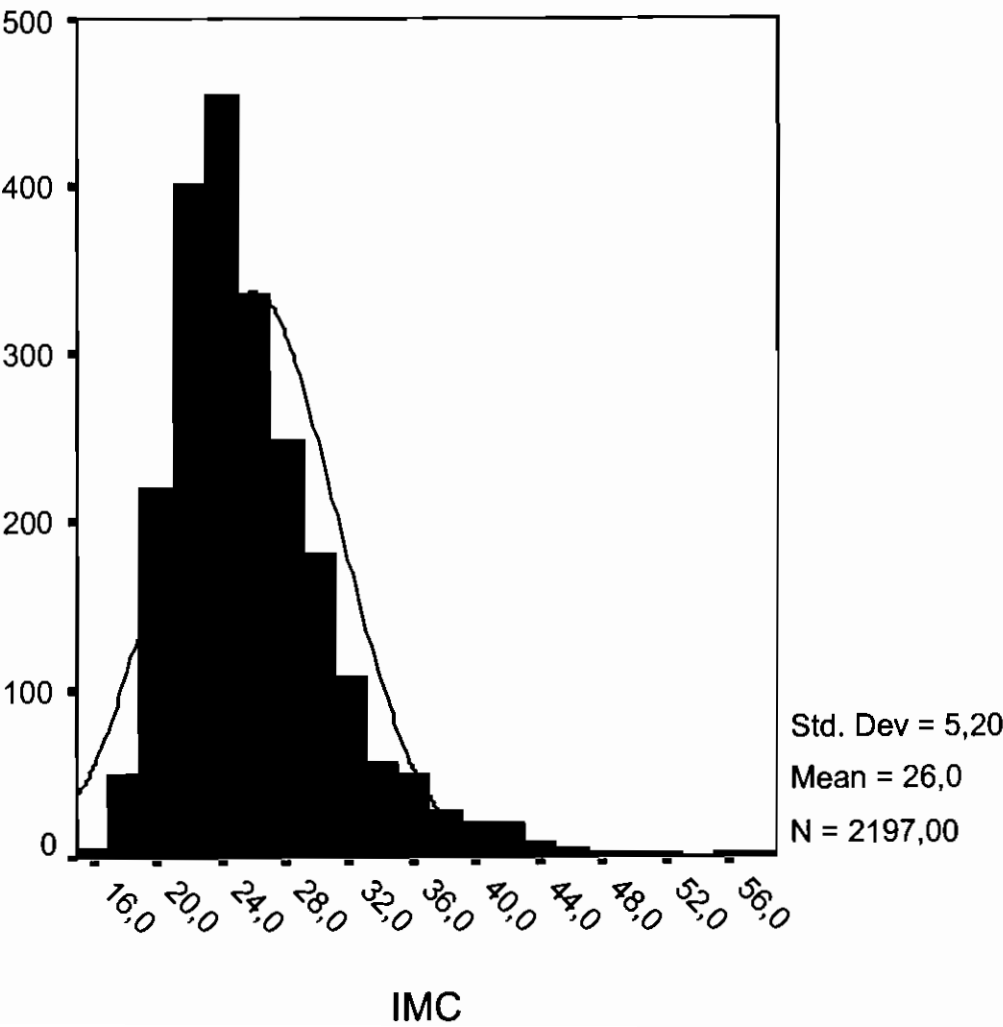
SEXO	renda percapita em 3 categorias	escolaridade em 3 categorias	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
mulher	< 3 SM	1º grau completo	27,238 ^a	,397	26,459	28,017
		2º grau completo	26,340 ^a	,309	25,734	26,947
		3º grau completo	24,929 ^a	,289	24,362	25,496
	3-6 SM	1º grau completo	26,931 ^a	,435	26,078	27,784
		2º grau completo	26,772 ^a	,299	26,186	27,359
		3º grau completo	24,796 ^a	,251	24,304	25,288
	>6 SM	1º grau completo	27,872 ^a	,458	26,975	28,769
		2º grau completo	26,458 ^a	,341	25,789	27,128
		3º grau completo	24,883 ^a	,276	24,342	25,423
homem	< 3 SM	1º grau completo	26,430 ^b	,322	25,798	27,062
		2º grau completo	26,343 ^b	,280	25,794	26,892
		3º grau completo	26,592 ^b	,305	25,994	27,191
	3-6 SM	1º grau completo	26,461 ^b	,331	25,811	27,111
		2º grau completo	26,016 ^b	,267	25,493	26,540
		3º grau completo	26,257 ^b	,308	25,654	26,861
	>6 SM	1º grau completo	26,327 ^b	,357	25,626	27,028
		2º grau completo	26,431 ^b	,305	25,833	27,029
		3º grau completo	25,578 ^b	,304	24,982	26,174

a. Evaluated at covariates appeared in the model: idade continua = 40,9498.

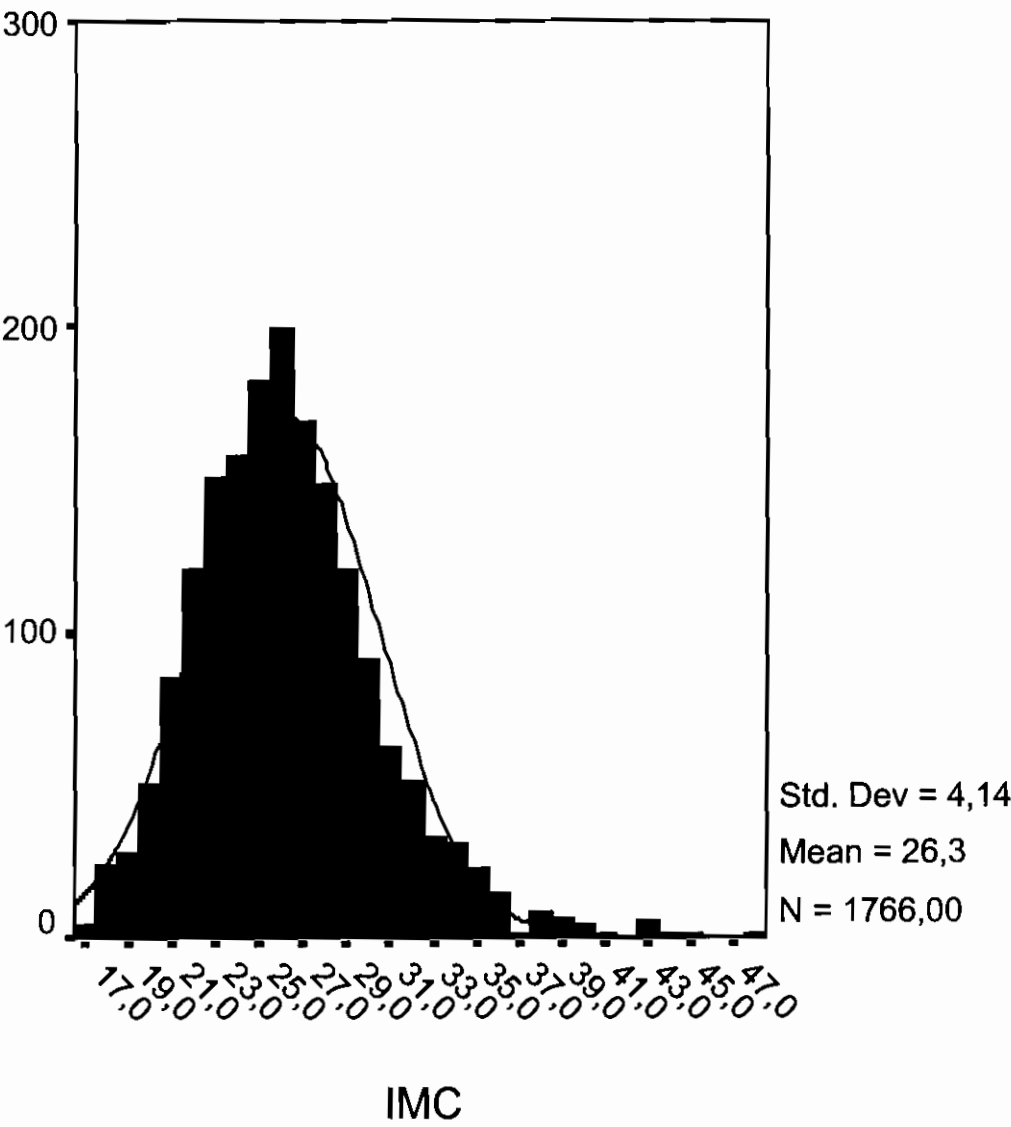
b. Evaluated at covariates appeared in the model: idade continua = 39,8700.

8.7.Anexo VII

Histograma do IMC - Mulheres



Histograma do IMC – Homens



Observamos que os histogramas acima apresentam uma assimetria à esquerda, principalmente entre as mulheres.

Modelos de regressão linear múltipla com estimação dos parâmetros pelo método de mínimos quadrados

MODELO 1

MULHERES

```
lm(formula =imc~escolar, data =dados.reg, subset=sexo =="0")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-12.2211	-3.2526	-0.9242	2.2509	32.5626

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.5933	0.1570	156.626	< 2e-16 ***
escolar1	3.7327	0.2854	13.078	< 2e-16 ***
escolar2	1.8102	0.2421	7.477	1.1e-13 ***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.983 on 2172 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.07656, Adjusted R-squared: 0.07571
F-statistic: 90.04 on 2 and 2172 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula =imc~+escolar, data=dados.reg, subset=sexo =="1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-9.6366	-2.8449	-0.3154	2.2759	22.0052

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	26.10450	0.17164	152.089	<2e-16 ***
escolar1	0.47658	0.25247	1.888	0.0592 .
escolar2	0.02946	0.23319	0.126	0.8995

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.119 on 1749 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.002542, Adjusted R-squared: 0.001401
F-statistic: 2.228 on 2 and 1749 DF, p-value: 0.1080

MODELO 2

MULHERES

```
lm(formula= imc~renda, data=dado.reg, subset = sexo == "0")

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-10.822  -3.589  -1.099   2.443  31.202

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  25.95421    0.20568  126.190  <2e-16 ***
renda1       -0.01763    0.28479   -0.062    0.951
renda2       -0.04589    0.27709   -0.166    0.868

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 5.125 on 2057 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 1.383e-005, Adjusted R-squared: -0.0009584
F-statistic: 0.01422 on 2 and 2057 DF,  p-value: 0.9859
```

HOMENS

```
lm(formula = imc~renda, data=dado.reg, subset = sexo == "1")

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-9.1588 -2.8775 -0.3655  2.2523 21.9201

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  26.10323    0.18435  141.599  <2e-16 ***
renda1        0.36310    0.25263   1.437    0.151
renda2        0.08638    0.25162   0.343    0.731

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.139 on 1659 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.001396, Adjusted R-squared: 0.0001919
F-statistic: 1.159 on 2 and 1659 DF,  p-value: 0.3139
```

MODELO 3**MULHERES**

```
lm(formula = imc ~ escolar + idade, data = dado.reg, subset
= sexo == "0")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.6688	-3.1832	-0.9344	2.2380	32.8496

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	19.2310	0.5450	35.283	< 2e-16 ***
escolar1	2.4181	0.3069	7.879	5.16e-15 ***
escolar2	1.6646	0.2369	7.025	2.85e-12 ***
idade	0.1384	0.0135	10.253	< 2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.867 on 2171 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1192, Adjusted R-squared: 0.118
F-statistic: 97.94 on 3 and 2171 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula = imc ~ +escolar + idade, data = dado.reg,
subset = sexo == "1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-9.6229	-2.8781	-0.3203	2.2734	22.2036

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.88305	0.48547	51.256	< 2e-16 ***
escolar1	0.22473	0.26886	0.836	0.40334
escolar2	0.02181	0.23279	0.094	0.92537
idade	0.03244	0.01207	2.689	0.00723 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.112 on 1748 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.006651, Adjusted R-squared: 0.004946
F-statistic: 3.901 on 3 and 1748 DF, p-value: 0.008612

MODELO 4

MULHERES

```
lm(formula =imc ~ renda + idade, data= dado.reg, subset =
sexo == 0")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-10.8217	-3.3224	-0.9045	2.2281	31.9747

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	18.77612	0.55110	34.070	<2e-16 ***
renda1	0.03121	0.27230	0.115	0.909
renda2	-0.06381	0.26492	-0.241	0.810
idade	0.17473	0.01253	13.943	<2e-16 ***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.9 on 2056 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.0864, Adjusted R-squared: 0.08507
F-statistic: 64.81 on 3 and 2056 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula = imc ~ renda + idade, data = dado.reg, subset =
sexo == "1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-9.3362	-2.9123	-0.3442	2.2139	22.2347

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.56861	0.49687	49.447	< 2e-16 ***
renda1	0.38914	0.25199	1.544	0.122717
renda2	0.10632	0.25093	0.424	0.671851
idade	0.03806	0.01145	3.324	0.000905 ***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.126 on 1658 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.008008, Adjusted R-squared: 0.006213
F-statistic: 4.461 on 3 and 1658 DF, p-value: 0.003966

MODELO 5.

MULHERES

```
lm(formula =imc~renda + escolar + idade, data=dado.reg,
subset = sexo == "0")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.6142	-3.1397	-0.8953	2.2105	32.8002

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	19.29037	0.57384	33.616	< 2e-16 ***
renda1	-0.15039	0.26754	-0.562	0.574
renda2	-0.10807	0.25964	-0.416	0.677
escolar1	2.46629	0.31501	7.829	7.83e-15 ***
escolar2	1.67674	0.23958	6.999	3.50e-12 ***
idade	0.13818	0.01363	10.136	< 2e-16 ***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.781 on 2034 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.124, Adjusted R-squared: 0.1218
F-statistic: 57.58 on 5 and 2034 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula = imc ~ renda + escolar + idade, data =
dado.reg, subset = sexo == "1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-9.4851	-2.8679	-0.3145	2.2481	22.3055

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.56402	0.52486	46.801	< 2e-16 ***
renda1	0.34946	0.25160	1.389	0.16504
renda2	0.11580	0.25062	0.462	0.64411
escolar1	0.26150	0.27662	0.945	0.34462
escolar2	0.09696	0.23965	0.405	0.68583
idade	0.03566	0.01243	2.868	0.00418 **

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.103 on 1643 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.008998, Adjusted R-squared: 0.005982
F-statistic: 2.984 on 5 and 1643 DF, p-value: 0.01096

MODELO 6

MULHERES

```
lm(formula = imc ~ renda + escolar + idade + raça, data =  
  dado.reg, subset = sexo == "0")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.6614	-3.0817	-0.8524	2.1153	31.8961

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	19.11094	0.58514	32.660	< 2e-16 ***
renda1	-0.13881	0.27102	-0.512	0.608590
renda2	-0.18602	0.26297	-0.707	0.479411
escolar1	1.93823	0.33009	5.872	5.05e-09 ***
escolar2	1.43532	0.24950	5.753	1.02e-08 ***
idade	0.13689	0.01383	9.895	< 2e-16 ***
raca2	0.81734	0.25874	3.159	0.001608 **
raca3	1.13074	0.30286	3.733	0.000194 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.756 on 1965 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1278, Adjusted R-squared: 0.1247
F-statistic: 41.13 on 7 and 1965 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula = imc ~ renda + escolar + idade + raça, data =  
  dado.reg, subset = sexo == "1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-8.9426	-2.8810	-0.3350	2.2216	22.2546

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	24.53064	0.53871	45.536	< 2e-16	***
renda1	0.35476	0.25901	1.370	0.17099	
renda2	0.13306	0.25841	0.515	0.60668	
escolar1	0.28121	0.30031	0.936	0.34920	
escolar2	0.05171	0.25141	0.206	0.83705	
idade	0.03622	0.01274	2.842	0.00453	**
raca2	0.04910	0.24229	0.203	0.83942	
raca3	0.31200	0.33038	0.944	0.34514	

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.128 on 1573 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.01079, Adjusted R-squared: 0.006387
F-statistic: 2.451 on 7 and 1573 DF, p-value: 0.01682

MODELO 7 (Testando a interação de renda e escolaridade)

MULHERES

lm(formula = imc ~ renda * escolar + idade + raca, data =
dado.reg, subset = sexo == "0")

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.5390	-3.1085	-0.8875	2.0926	31.9657

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	19.02230	0.61031	31.168	< 2e-16	***
renda1	0.13357	0.40093	0.333	0.739065	
renda2	-0.13203	0.37343	-0.354	0.723700	
escolar1	2.70195	0.54801	4.930	8.9e-07	***
escolar2	1.28052	0.44896	2.852	0.004387	**
idade	0.13644	0.01385	9.848	< 2e-16	***
raca2	0.82970	0.25875	3.207	0.001365	**
raca3	1.16655	0.30318	3.848	0.000123	***
renda1:escolar1	-1.05727	0.71800	-1.473	0.141041	
renda2:escolar1	-1.19651	0.71933	-1.663	0.096398	.
renda1:escolar2	-0.14984	0.61675	-0.243	0.808073	
renda2:escolar2	0.50336	0.59414	0.847	0.396979	

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

Residual standard error: 4.754 on 1961 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.1304, **Adjusted R-squared: 0.1255**
 F-statistic: 26.73 on 11 and 1961 DF, p-value: < 2.2e-16

HOMENS

```
lm(formula = imc ~ renda * escolar + idade + raca, data =
  dado.reg, subset = sexo == "1")
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-9.063	-2.868	-0.348	2.165	22.082

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	24.08244	0.57765	41.690	< 2e-16	***
renda1	1.05815	0.43713	2.421	0.01560	*
renda2	0.74322	0.43886	1.694	0.09055	.
escolar1	0.83522	0.49801	1.677	0.09372	.
escolar2	0.83961	0.43995	1.908	0.05652	.
idade	0.03645	0.01274	2.860	0.00429	**
raca2	0.05222	0.24229	0.216	0.82939	
raca3	0.33887	0.33065	1.025	0.30559	
renda1:escolar1	-1.06607	0.65922	-1.617	0.10604	
renda2:escolar1	-0.57919	0.66715	-0.868	0.38544	
renda1:escolar2	-1.10437	0.60723	-1.819	0.06915	.
renda2:escolar2	-1.19162	0.60137	-1.982	0.04771	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.126 on 1569 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.01452, **Adjusted R-squared: 0.007606**
 F-statistic: 2.101 on 11 and 1569 DF, p-value: 0.01763

ANÁLISE DE DESVIO

anova(reg.m, regintr.m) MULHERES
Analysis of Variance Table

Model 1: imc ~ renda + escolar + idade + raca						
Model 2: imc ~ renda + escolar + idade + raca + renda:escolar						
Res. Df	RSS	Df	Sum of Sq	F	Pr(>F)	
1	1965	44453				
2	1961	44322	4	131	1.4513	0.2146

```
anova(reg.h, regintr.h) HOMENS
Analysis of Variance Table
```

```
Model 1: imc ~ renda + escolar + idade + raca
```

```
Model 2: imc~ renda + escolar + idade + raca +renda:escolar
```

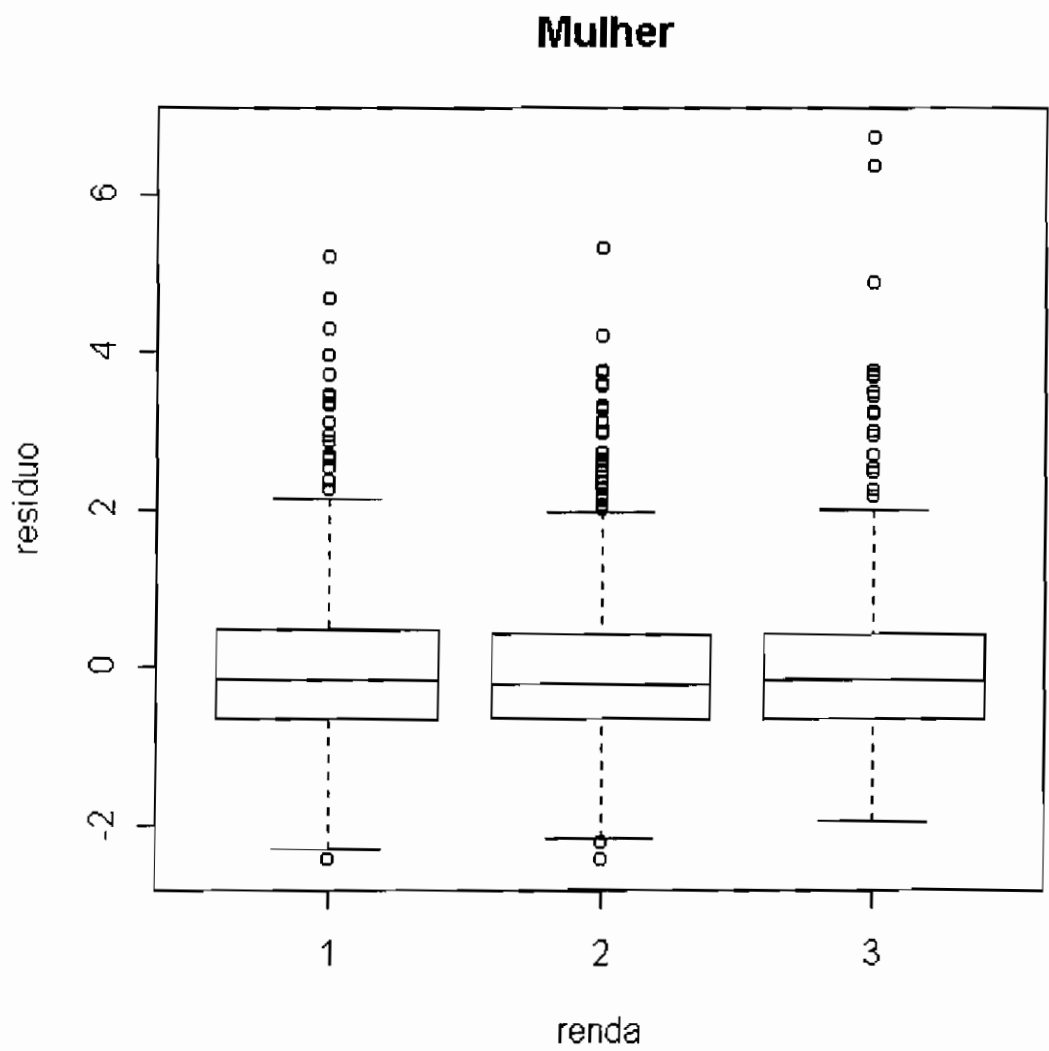
Res.Df	RSS	Df	Sum of Sq	F	Pr(>F)
1	1573	26810			
2	1569	26709	4	101 1.483	0.2048

```
>
```

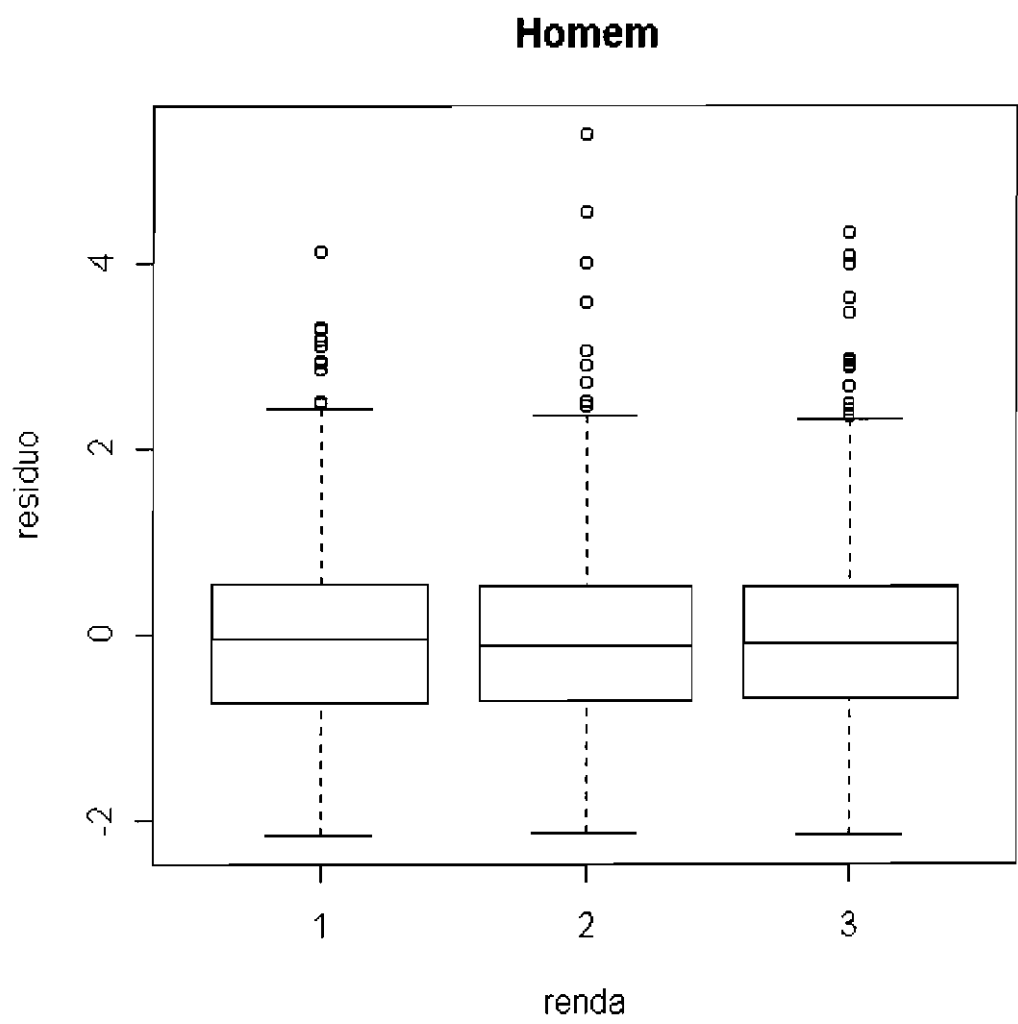
Ao testar o efeito combinado de renda e escolaridade (modelo 7). Verificamos que entre os homens, dos quatro termos de interação estudados, apenas um (renda média e escolaridade média) apresentou significância estatística ($p=0,0477$); e no termo renda baixa e escolaridade média verificamos uma significância limítrofe ($p=0,0691$). Entretanto entre as mulheres, nenhum dos termos de interação foram estatisticamente significativos. No entanto, apesar da significância estatística encontrada, entre os homens, em dois termos da interação, ao realizarmos a análise de desvio, para a escolha do melhor modelo, não encontramos diferença estatisticamente significativa entre o modelo sem interação (modelo 6) e o modelo com o termo de interação (modelo 7; $p=0,205$).

**Diagnóstico do modelo de regressão linear múltipla com estimação dos parâmetros pelo método de mínimos quadrados.
(modelo renda escolaridade idade raça).**

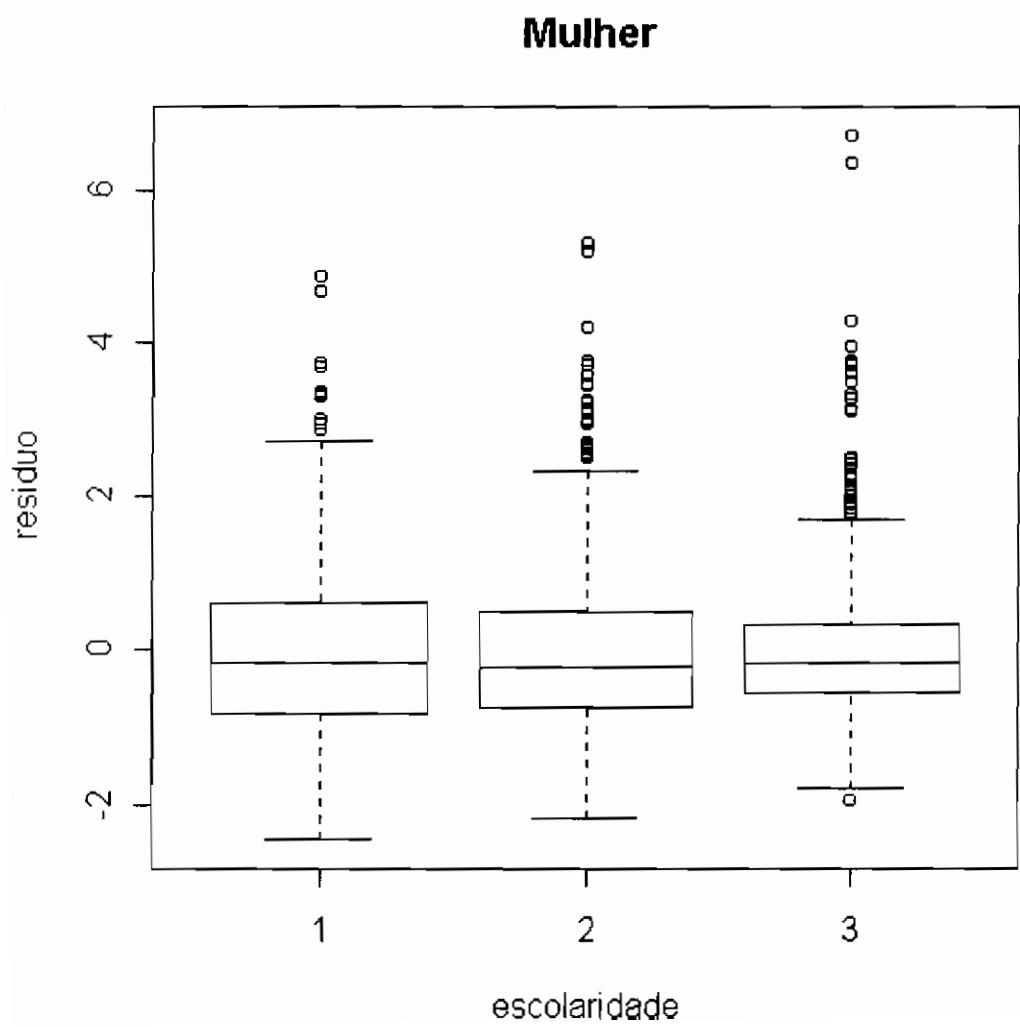
Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X renda



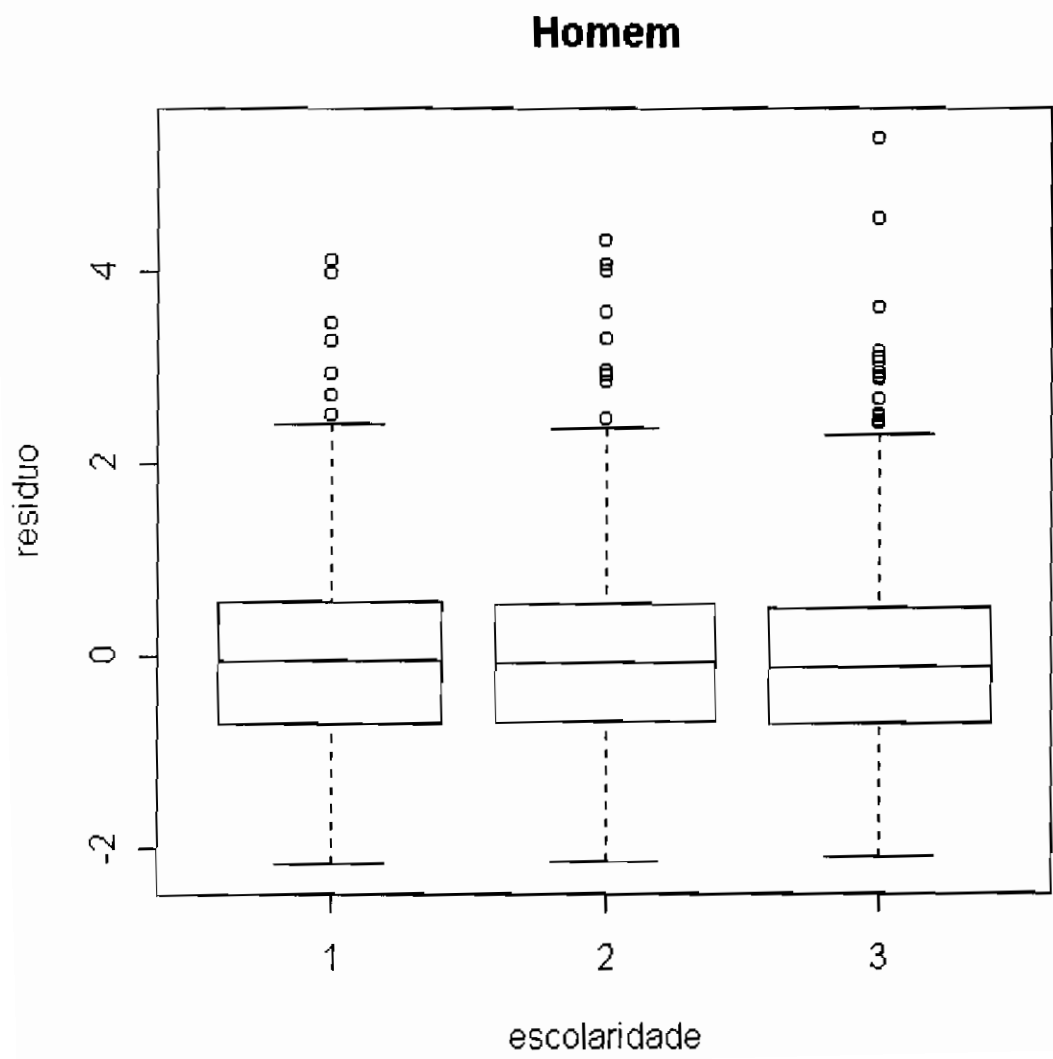
Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X renda



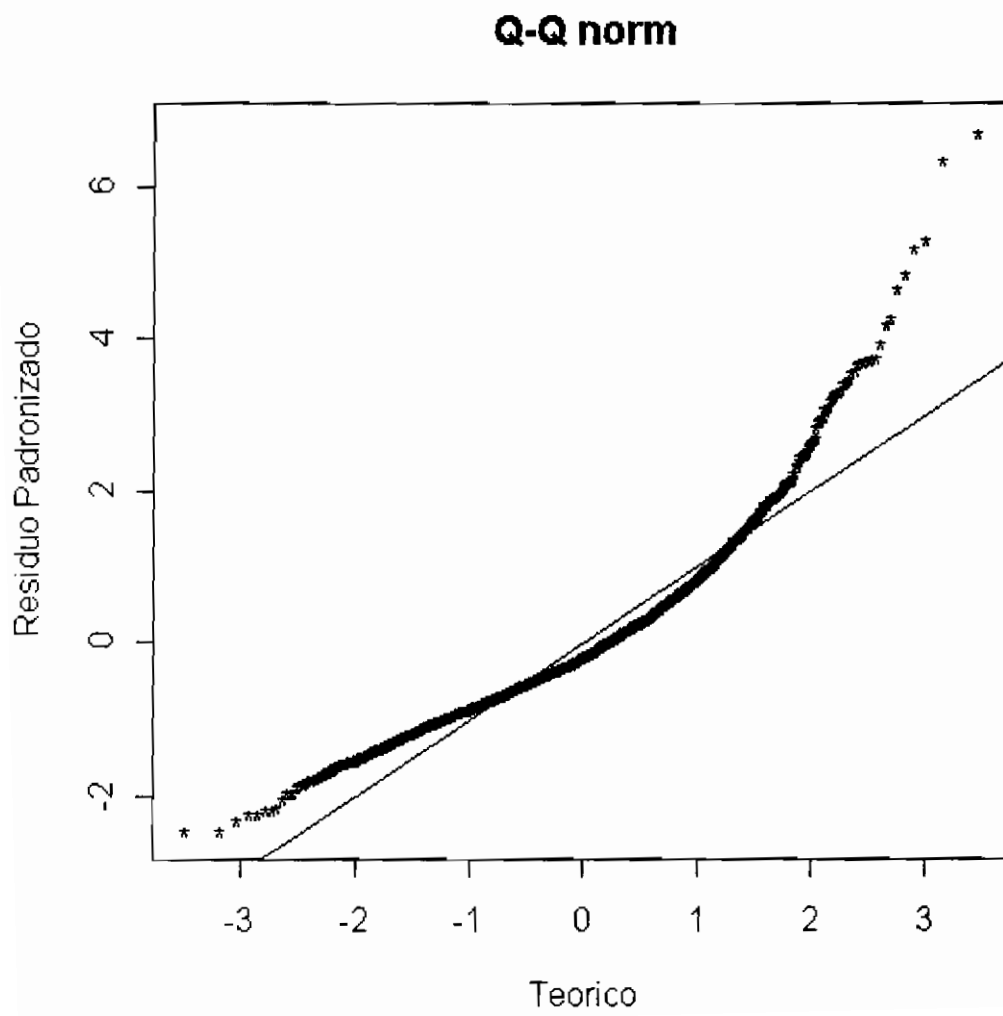
Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X escolaridade

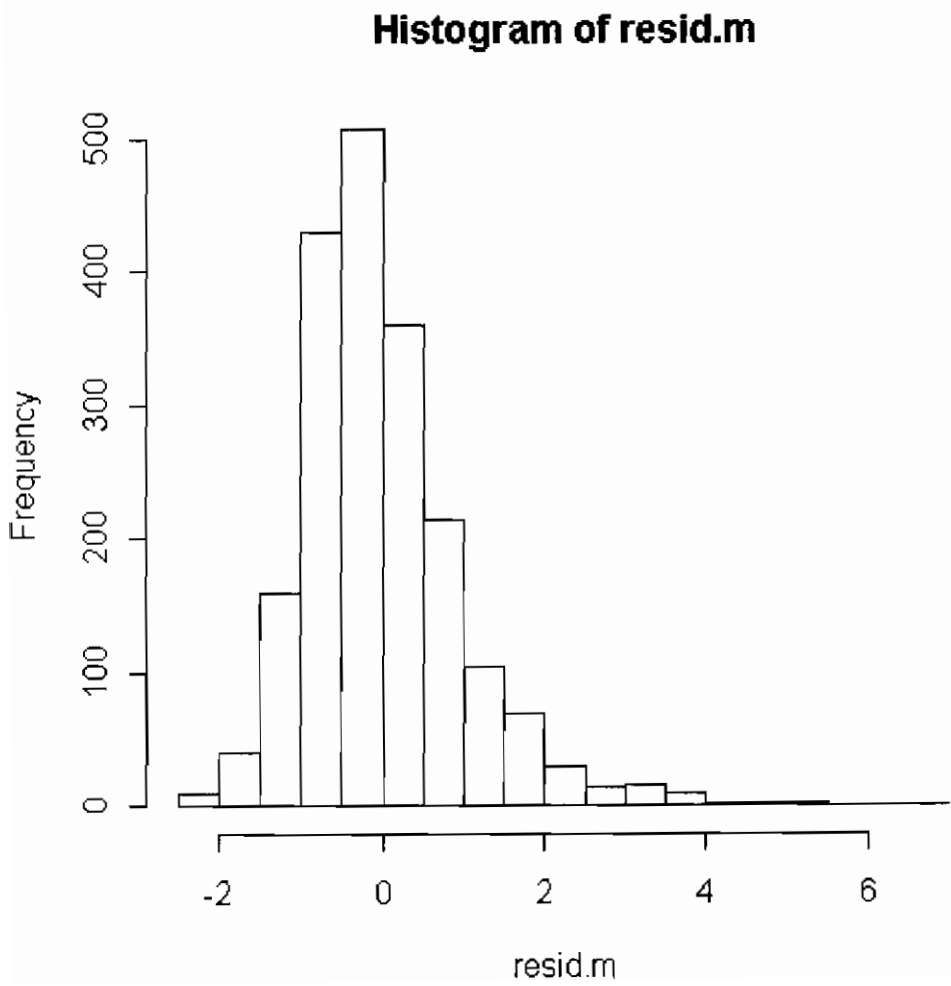


Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X escolaridade

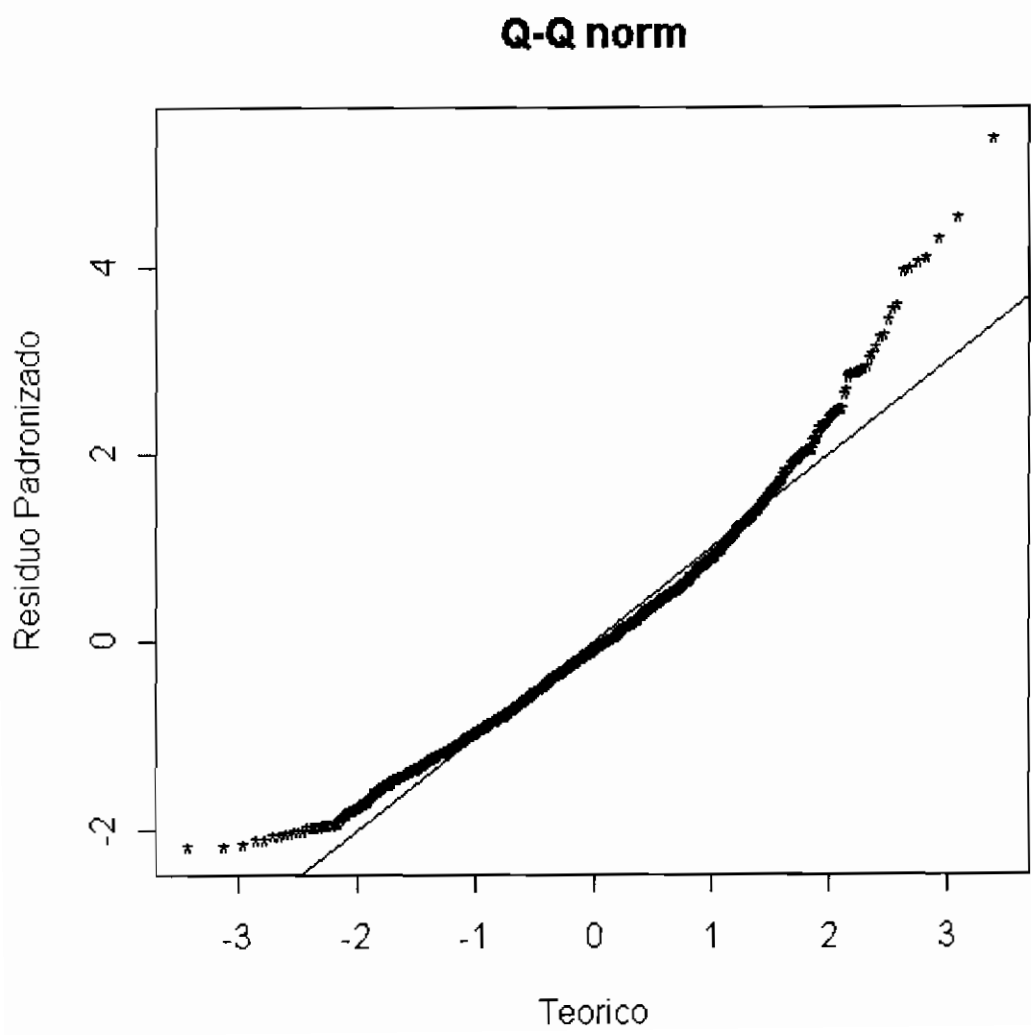


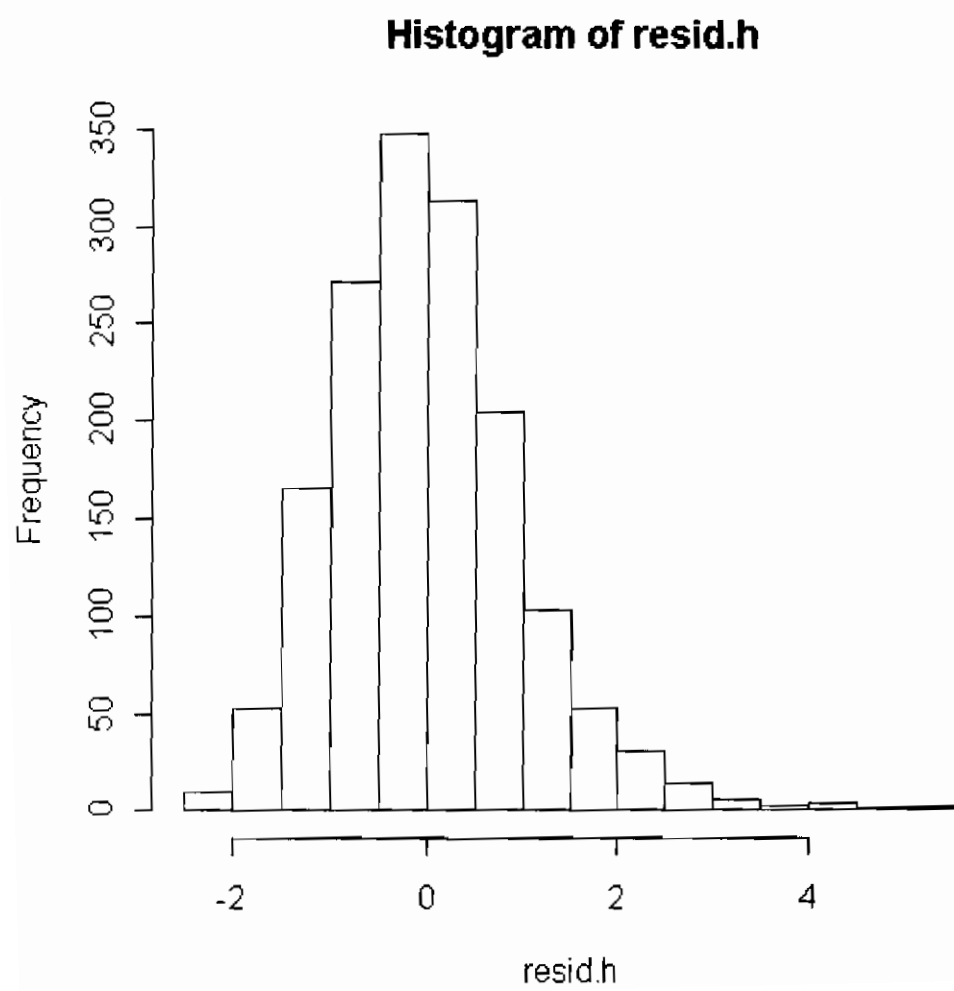
Normalidade
Gráfico do qqnorm(resid.mulheres)



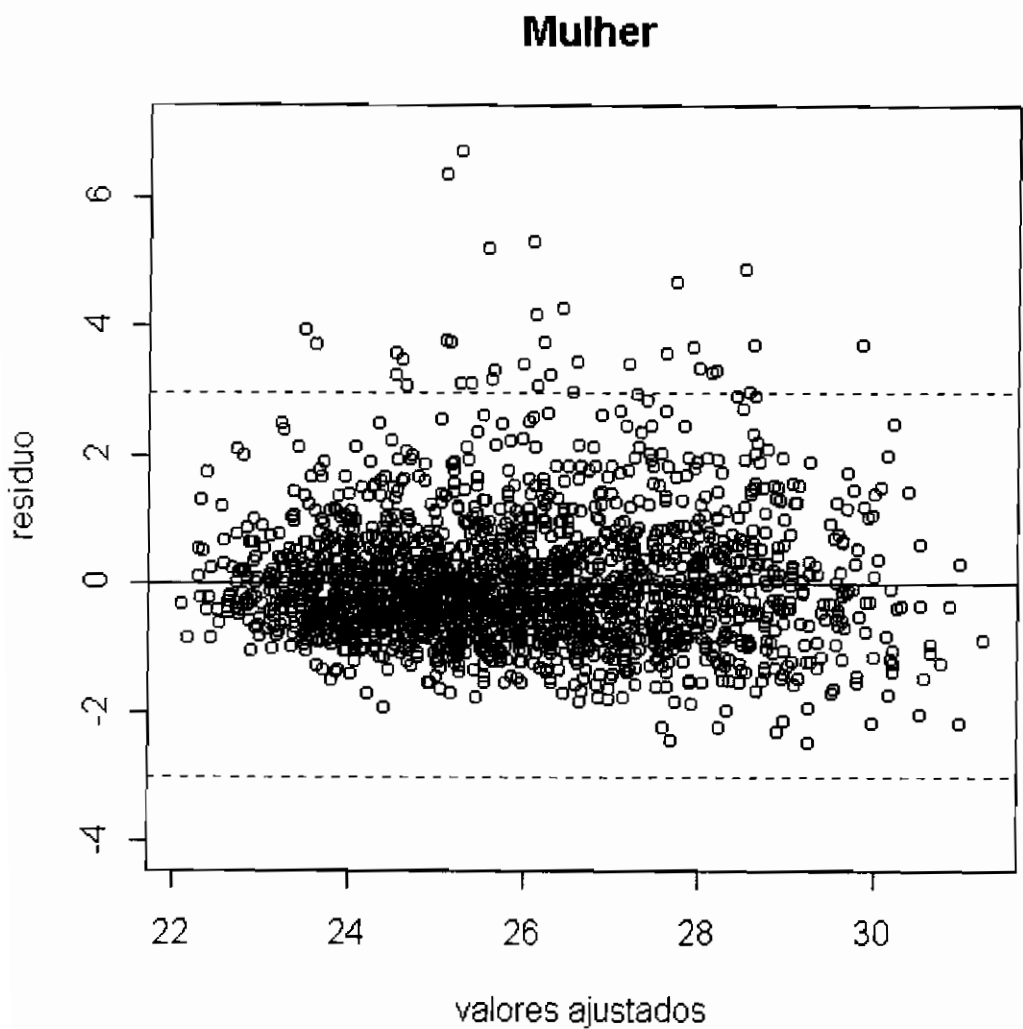


Normalidade
Gráfico do qqnorm(resid.homens)

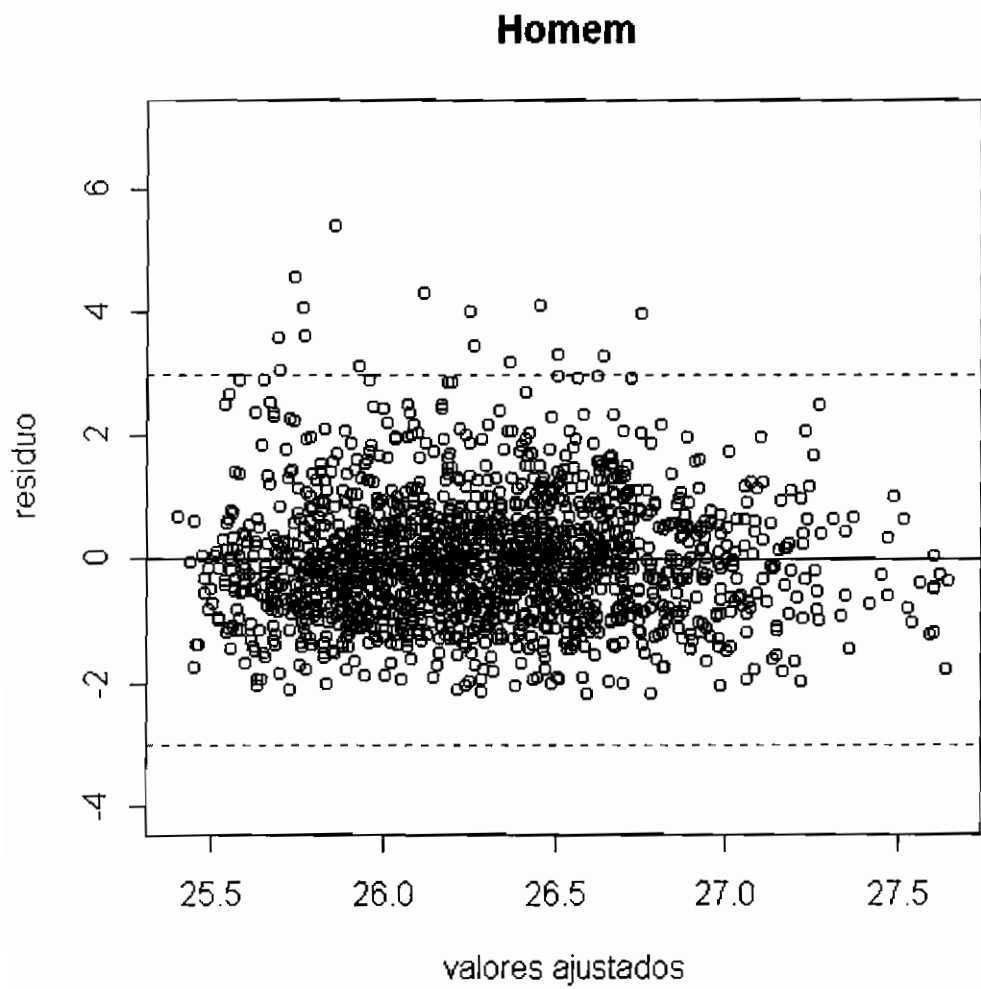




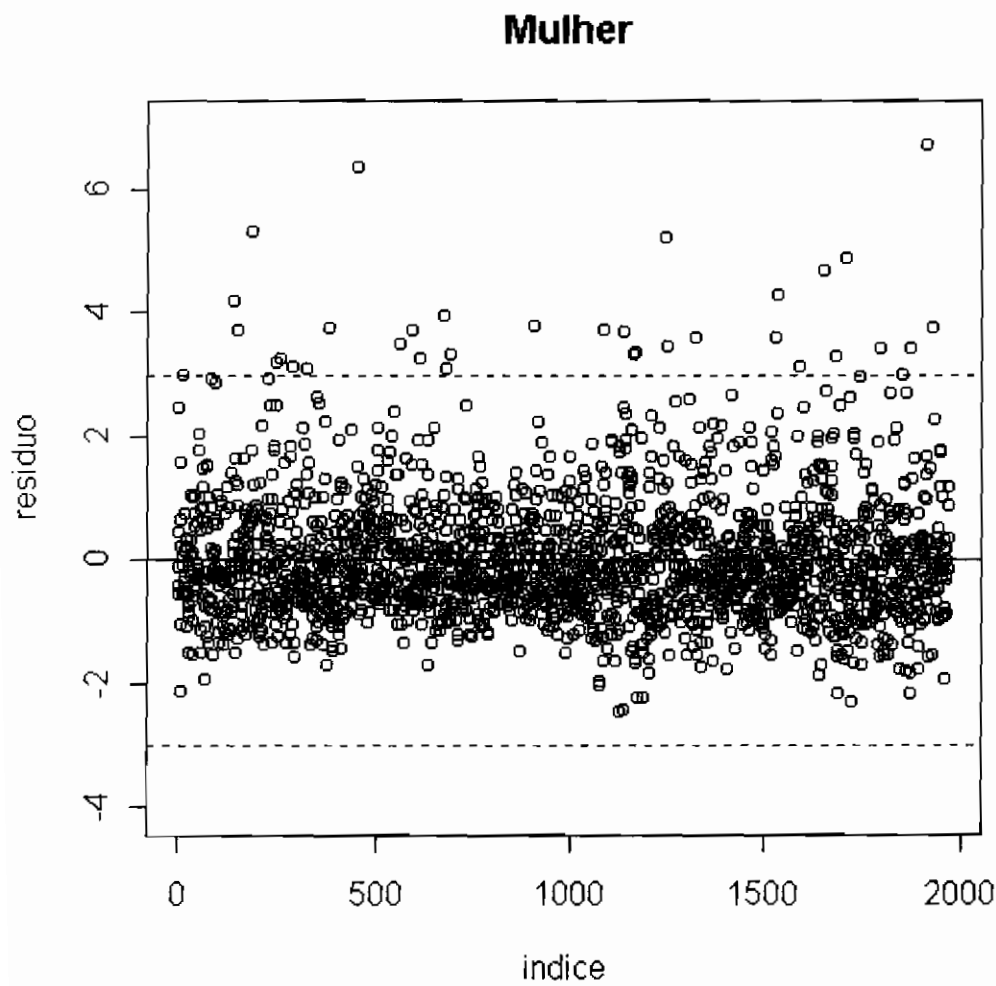
Variância constante
Gráfico do resíduo padronizado X valores ajustados



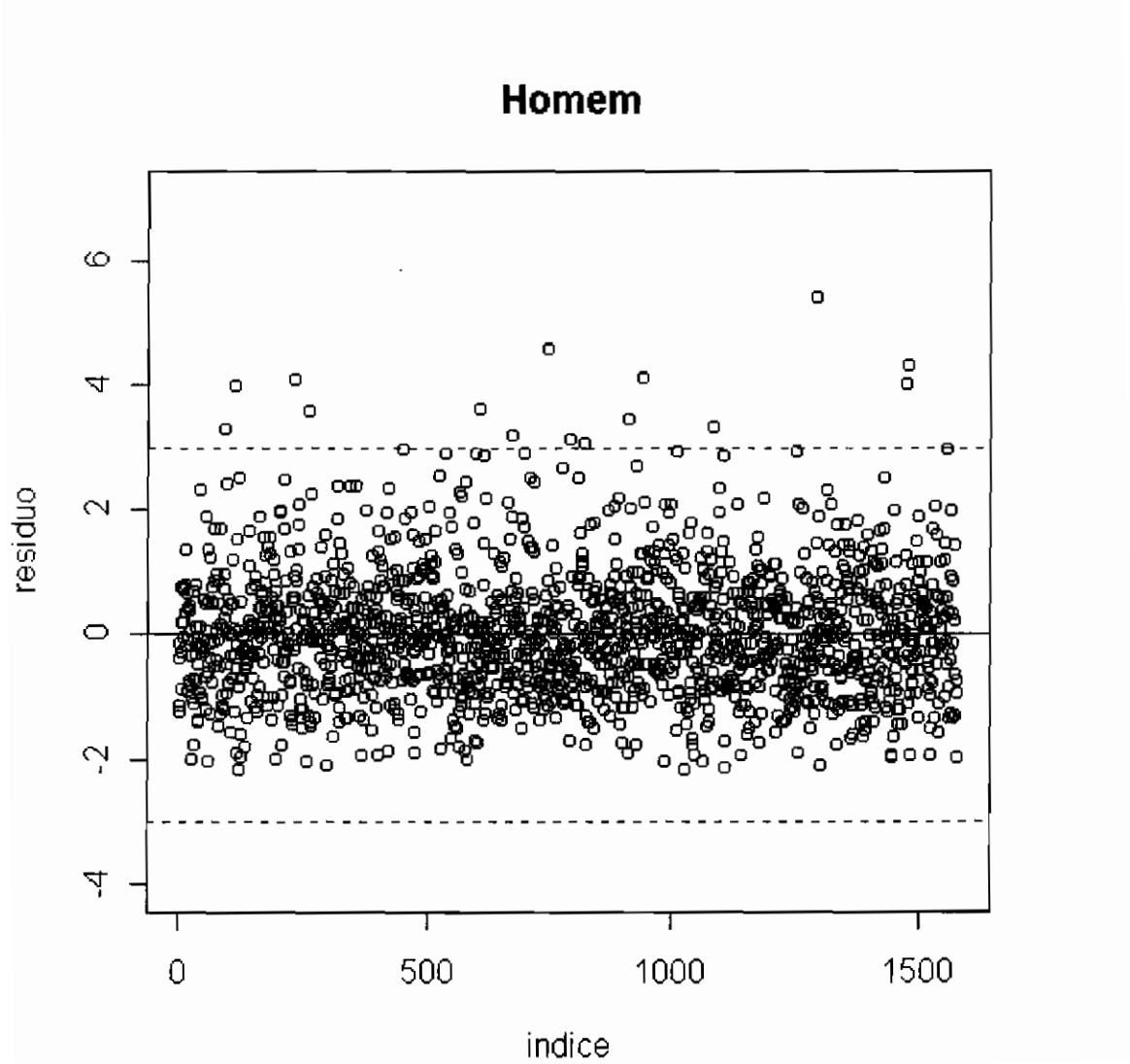
Variância constante
Gráfico do resíduo padronizado X valores ajustados



Independência
Gráfico do resíduo padronizado X índice dos dados



Independência
Gráfico do resíduo padronizado X índice dos dados



8.8. Anexo VIII

Modelo de regressão linear com estimação dos parâmetros pelo método de quase-verossimilhança.

MODELO 1

MULHERES

```
glm(formula = imc~ escolar, family =quasi(link ="identity",
variance = "mu^3"), data=dado.reg, subset = sexo == 0)

Deviance Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.107509  -0.026355  -0.007346   0.016460   0.175135

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   24.5933     0.1433  171.61  < 2e-16 ***
escolar1       3.7327     0.3047   12.25  < 2e-16 ***
escolar2       1.8102     0.2357    7.68 2.38e-14 ***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.001390395)

Null deviance: 2.8987  on 2174  degrees of freedom
Residual deviance: 2.6489  on 2172  degrees of freedom
```

HOMENS

```
glm(formula = imc~ escolar, family= quasi(link ="identity",
variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset = sexo == 1)

Deviance Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.088072  -0.022496  -0.002377   0.016150   0.121533

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   26.10450     0.17023 153.346  <2e-16 ***
escolar1       0.47658     0.25413   1.875   0.0609 .
escolar2       0.02946     0.23146   0.127   0.8987
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.000938346)

Null deviance: 1.5945 on 1751 degrees of freedom
Residual deviance: 1.5903 on 1749 degrees of freedom

MODELO 2

MULHERES

```
glm(formula = imc~ renda, family = quasi(link = "identity",
      variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset = sexo == 0)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.107187	-0.029290	-0.008506	0.017705	0.159016

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	25.95421	0.20594	126.026	<2e-16 ***
renda1	-0.01763	0.28502	-0.062	0.951
renda2	-0.04589	0.27712	-0.166	0.868

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.001506470)

Null deviance: 2.7071 on 2059 degrees of freedom
Residual deviance: 2.7071 on 2057 degrees of freedom

HOMENS

```
glm(formula = imc~ renda, family = quasi(link = "identity",
      variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset = sexo == 1)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.085237	-0.022702	-0.002703	0.016033	0.120669

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	26.10323	0.18277	142.817	<2e-16 ***
renda1	0.36310	0.25294	1.436	0.151
renda2	0.08638	0.25005	0.345	0.730

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.0009466182)

Null deviance: 1.5142 on 1661 degrees of freedom
Residual deviance: 1.5120 on 1659 degrees of freedom

MODELO 3**MULHERES**

```
glm(formula=imc~escolar +idade, family = quasi( link =
"identity", variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset =
sexo == 0)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.104486	-0.026061	-0.007462	0.016034	0.178831

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	18.98527	0.53136	35.730	< 2e-16 ***
escolar1	2.37828	0.32243	7.376	2.31e-13 ***
escolar2	1.62592	0.22841	7.119	1.48e-12 ***
idade	0.14501	0.01355	10.705	< 2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.00132002)

Null deviance: 2.8987 on 2174 degrees of freedom
Residual deviance: 2.5001 on 2171 degrees of freedom

HOMENS

```
glm(formula = imc ~ escolar + idade, family = quasi(link =
"identity", variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset =
sexo == 1)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.088066	-0.022761	-0.002408	0.016210	0.123654

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.81700	0.48658	51.003	< 2e-16 ***
escolar1	0.22125	0.27125	0.816	0.41481
escolar2	0.00693	0.23136	0.030	0.97611
idade	0.03427	0.01219	2.811	0.00499 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.0009386494)

Null deviance: 1.5945 on 1751 degrees of freedom
Residual deviance: 1.5831 on 1748 degrees of freedom

MODELO 4**MULHERES**

```
glm(formula = imc ~ renda + idade, family = quasi(link =
"identity", variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset =
sexo == 0)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.097462	-0.026804	-0.006714	0.016287	0.169122

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	18.46627	0.53951	34.228	<2e-16 ***
renda1	0.12729	0.26730	0.476	0.634
renda2	0.05302	0.25999	0.204	0.838
idade	0.18052	0.01274	14.172	<2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.001356323)

Null deviance: 2.7071 on 2059 degrees of freedom
Residual deviance: 2.4341 on 2056 degrees of freedom

HOMENS

glm(formula = imc ~ renda + idade, family = quasi(link =
"identity", variance = "mu^3"), data = dado.reg, subset =
sexo == 1)

Deviance Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.086312 -0.022769 -0.002545  0.015803  0.123959

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 24.48344    0.49748  49.215 < 2e-16 ***
renda1       0.39532    0.25270   1.564 0.117908
renda2       0.12378    0.24985   0.495 0.620371
idade        0.03999    0.01159   3.450 0.000574 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.000945735)

Null deviance: 1.5142 on 1661 degrees of freedom
Residual deviance: 1.5012 on 1658 degrees of freedom
```

MODELO 5

MULHERES

```
glm(formula = imc ~ renda + escolar + idade, family =
quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == 0)

Deviance Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.104641 -0.025633 -0.007197  0.015990  0.179086
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	18.9916078	0.5593482	33.953	< 2e-16	***
renda1	-0.0517284	0.2605447	-0.199	0.843	
renda2	0.0005672	0.2524648	0.002	0.998	
escolar1	2.4324505	0.3324156	7.317	3.62e-13	***
escolar2	1.6306945	0.2310978	7.056	2.34e-12	***
idade	0.1442953	0.0136808	10.547	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.001281465)

Null deviance: 2.6668 on 2039 degrees of freedom
Residual deviance: 2.2891 on 2034 degrees of freedom

HOMENS

```
glm(formula = imc ~ renda + escolar + idade, family =
quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == 1)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.087217	-0.022710	-0.002324	0.015954	0.124641

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	24.48698	0.52545	46.602	< 2e-16	***
renda1	0.35843	0.25215	1.421	0.15536	
renda2	0.13474	0.24973	0.540	0.58959	
escolar1	0.26355	0.27918	0.944	0.34531	
escolar2	0.08551	0.23814	0.359	0.71959	
idade	0.03745	0.01258	2.977	0.00296	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.0009355663)

Null deviance: 1.4886 on 1648 degrees of freedom
Residual deviance: 1.4743 on 1643 degrees of freedom

MODELO 6

MULHERES

```
glm(formula = imc ~ renda + escolar + idade + raca, family
= quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == 0)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.104445	-0.025627	-0.006752	0.015539	0.167886

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	18.83168	0.56806	33.151	< 2e-16	***
renda1	-0.03240	0.26374	-0.123	0.90225	
renda2	-0.04527	0.25519	-0.177	0.85920	
escolar1	1.91000	0.34417	5.549	3.25e-08	***
escolar2	1.40134	0.24041	5.829	6.51e-09	***
idade	0.14223	0.01383	10.284	< 2e-16	***
raca2	0.78133	0.25416	3.074	0.00214	**
raca3	1.14160	0.30933	3.691	0.00023	***

Signif. codes:0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.001267044)

Null deviance: 2.5627 on 1972 degrees of freedom
Residual deviance: 2.1881 on 1965 degrees of freedom

HOMENS

```
glm(formula = imc ~ renda + escolar + idade + raca, family
= quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == 1)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.081061	-0.022706	-0.002480	0.015715	0.124263

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	24.44437	0.53892	45.358	< 2e-16 ***
renda1	0.36368	0.25934	1.402	0.16101
renda2	0.15212	0.25731	0.591	0.55447
escolar1	0.28873	0.30321	0.952	0.34113
escolar2	0.04237	0.24947	0.170	0.86516
idade	0.03831	0.01290	2.971	0.00301 **
raca2	0.03436	0.24253	0.142	0.88734
raca3	0.31447	0.33645	0.935	0.35009

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be 0.0009428482)

Null deviance: 1.4371 on 1580 degrees of freedom
Residual deviance: 1.4204 on 1573 degrees of freedom

MODELO 7 (Testando a interação de renda e escolaridade)**MULHERES**

```
glm(formula = imc ~ renda * escolar + idade + raca, family
= quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == "0")
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.101598	-0.025142	-0.007047	0.015191	0.168018

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	18.77322	0.58555	32.061	< 2e-16 ***
renda1	0.16837	0.36438	0.462	0.644077
renda2	-0.06044	0.33831	-0.179	0.858220
escolar1	2.71051	0.59921	4.523	6.45e-06 ***
escolar2	1.17521	0.42996	2.733	0.006326 **
idade	0.14216	0.01384	10.275	< 2e-16 ***
raca2	0.80106	0.25406	3.153	0.001640 **
raca3	1.19170	0.30969	3.848	0.000123 ***
renda1:escolar1	-1.09837	0.76836	-1.430	0.153019
renda2:escolar1	-1.27817	0.77562	-1.648	0.099528 .
renda1:escolar2	-0.07041	0.59076	-0.119	0.905146
renda2:escolar2	0.62274	0.57417	1.085	0.278236

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.001265255)

Null deviance: 2.5627 on 1972 degrees of freedom
Residual deviance: 2.1804 on 1961 degrees of freedom

HOMENS

```
glm(formula = imc ~ renda * escolar + idade + raca, family
= quasi(link = "identity", variance = "mu^3"), data =
dado.reg, subset = sexo == "1")
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.079810	-0.022627	-0.002619	0.015223	0.122400

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	24.05520	0.57123	42.111	<2e-16	***
renda1	1.03402	0.43123	2.398	0.0166	*
renda2	0.74007	0.42993	1.721	0.0854	.
escolar1	0.82472	0.49743	1.658	0.0975	.
escolar2	0.79731	0.43193	1.846	0.0651	.
idade	0.03754	0.01288	2.915	0.0036	**
raca2	0.04044	0.24259	0.167	0.8676	
raca3	0.33957	0.33675	1.008	0.3134	
renda1:escolar1	-1.02533	0.66450	-1.543	0.1230	
renda2:escolar1	-0.56542	0.67274	-0.840	0.4008	
renda1:escolar2	-1.06929	0.60413	-1.770	0.0769	.
renda2:escolar2	-1.14779	0.59339	-1.934	0.0533	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for quasi family taken to be
0.0009427237)

Null deviance: 1.4371 on 1580 degrees of freedom
Residual deviance: 1.4151 on 1569 degrees of freedom

ANÁLISE DE QUASE-DESVIO

`anova(reg.m,regintr.m,test="Chisq")` MULHERES
Analysis of Deviance Table

Model 1: <code>imc ~ renda + escolar + raca + idade</code>					
Model 2: <code>imc ~ renda * escolar + raca + idade</code>					
Resid.	Df	Resid. Dev	Df	Deviance	P(> Chi)
1	1965	2.18807			
2	1961	2.18040	4	0.00767	0.19469

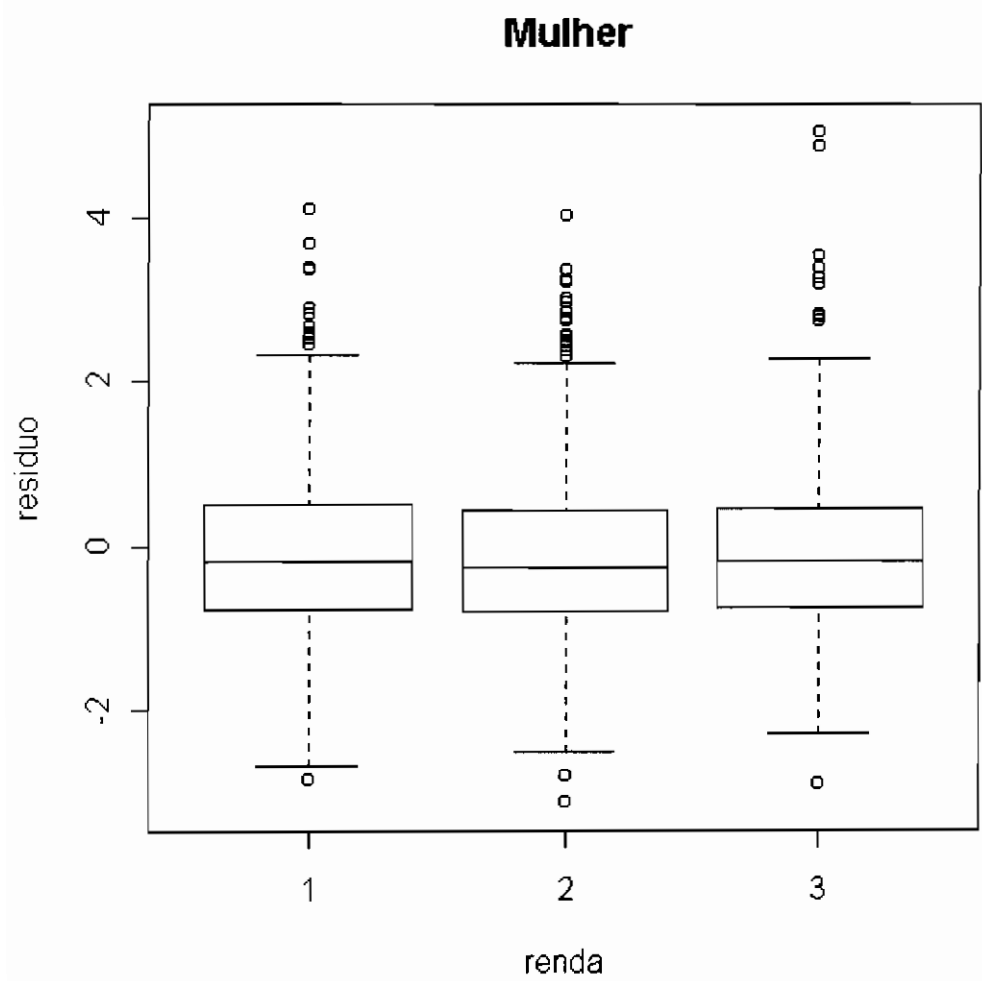
`anova(reg.h,regintr.h,test="Chisq")` HOMENS
Analysis of Deviance Table

Model 1: <code>imc ~ renda + escolar + raca + idade</code>					
Model 2: <code>imc ~ renda * escolar + raca + idade</code>					
Resid.	Df	Resid. Dev	Df	Deviance	P(> Chi)
1	1573	1.42038			
2	1569	1.41514	4	0.00525	0.23381

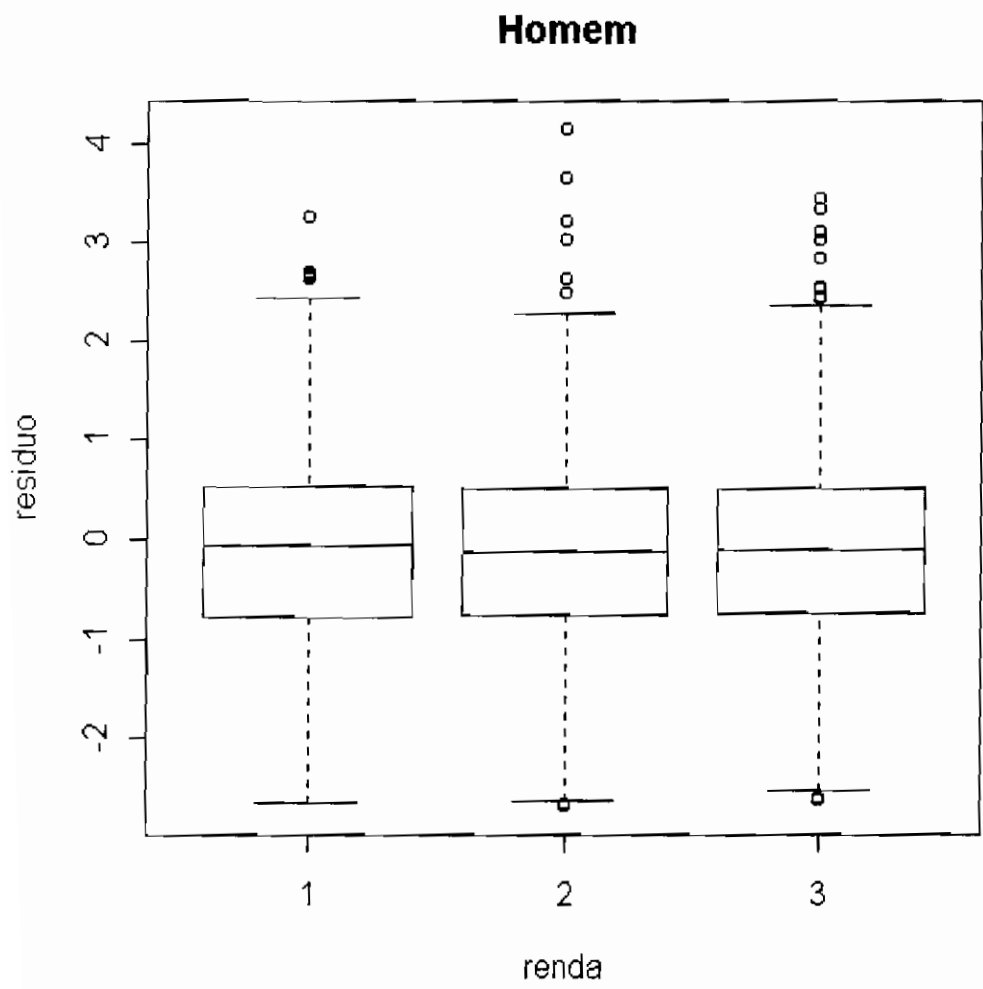
8.9.Anexo IX

**Diagnóstico do modelo de regressão linear com estimação dos parâmetros pelo método de quase-verossimilhança.
(modelo renda escolaridade idade raça)**

Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X renda

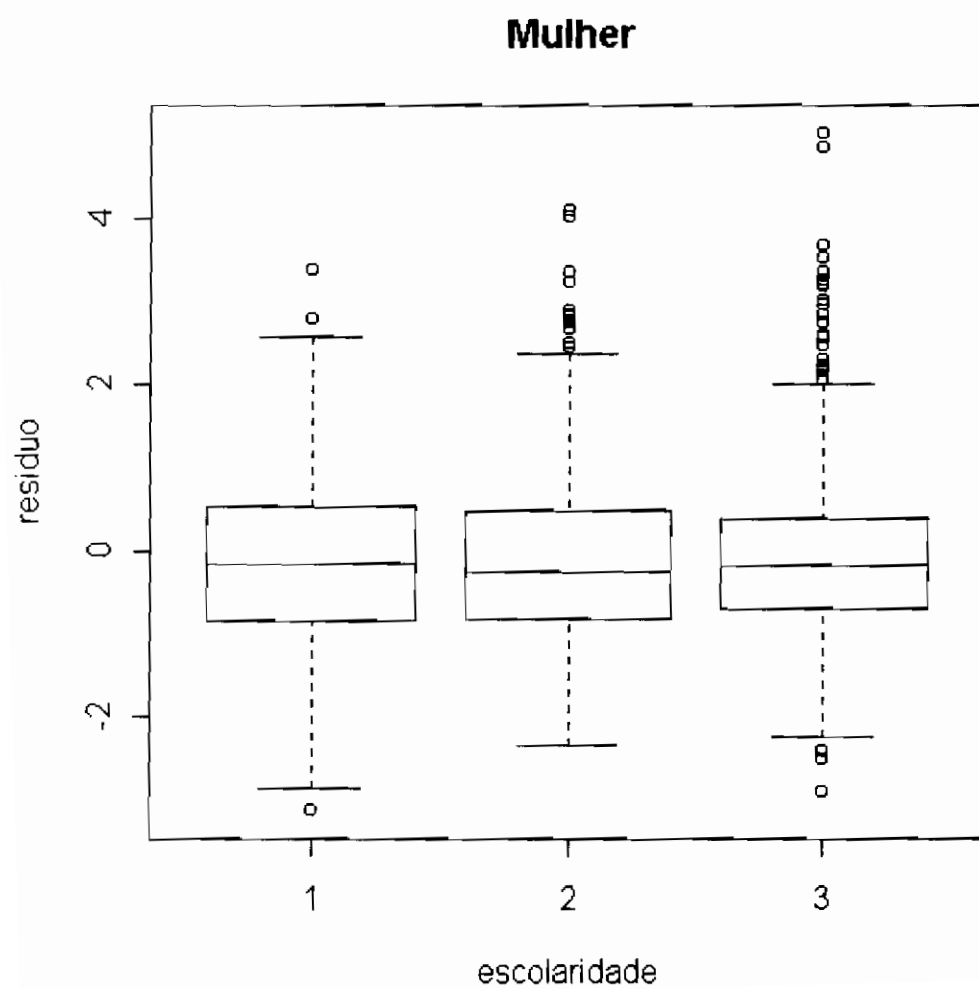


Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X renda

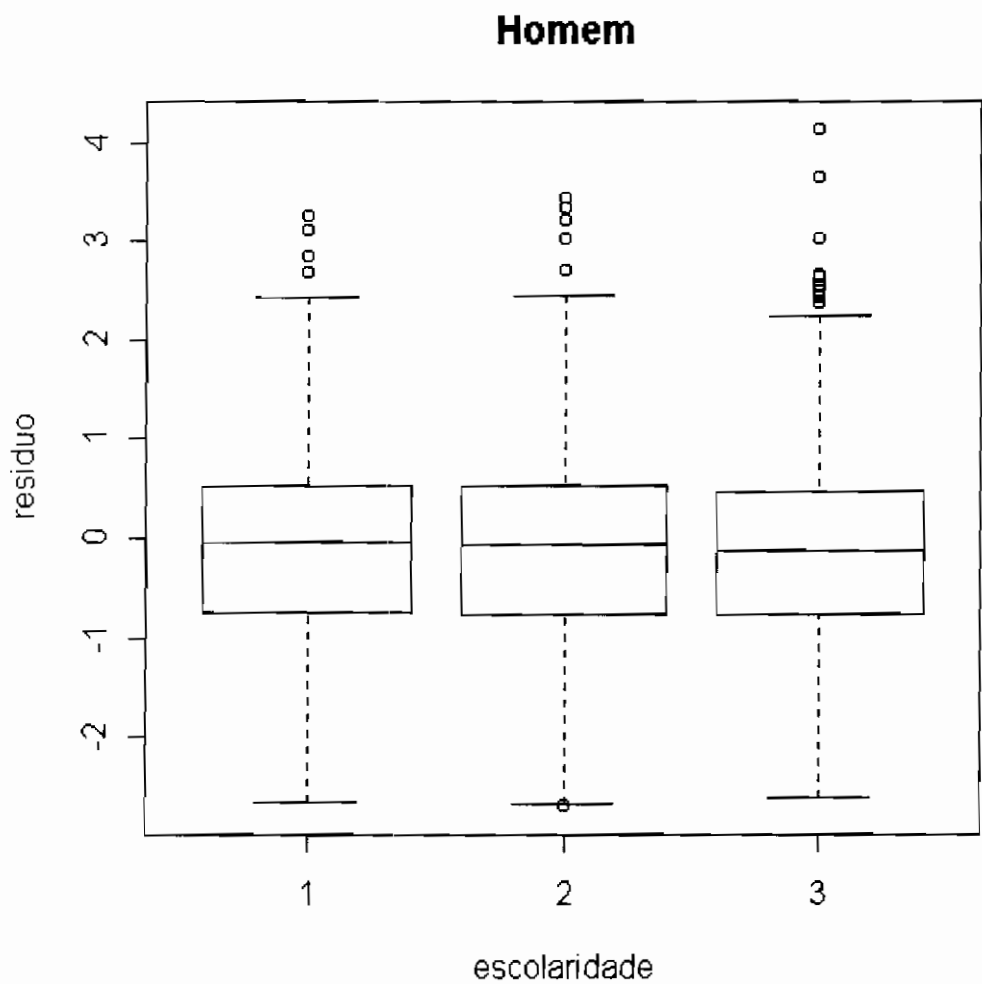


Linearidade

Gráfico do resíduo padronizado X escolaridade

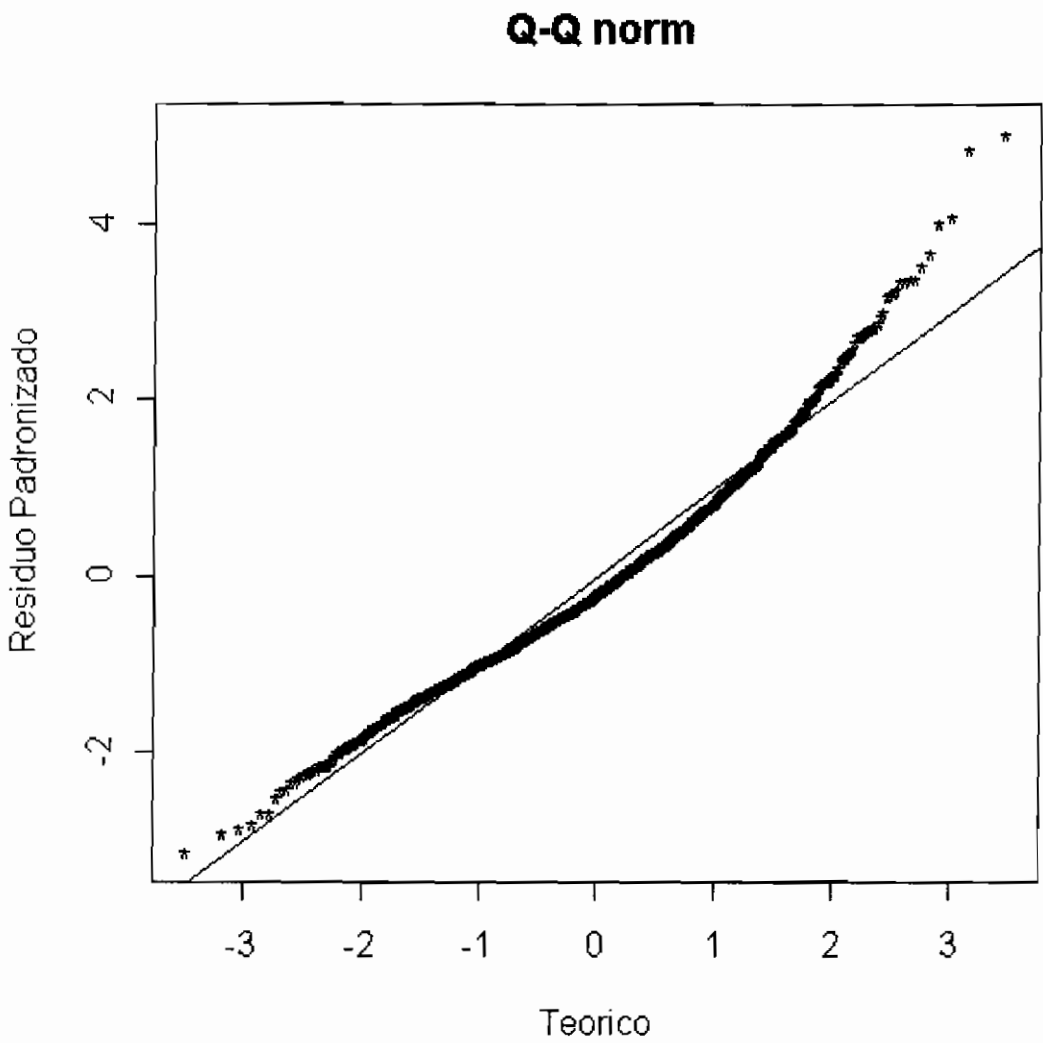


Linearidade
Gráfico do resíduo padronizado X escolaridade

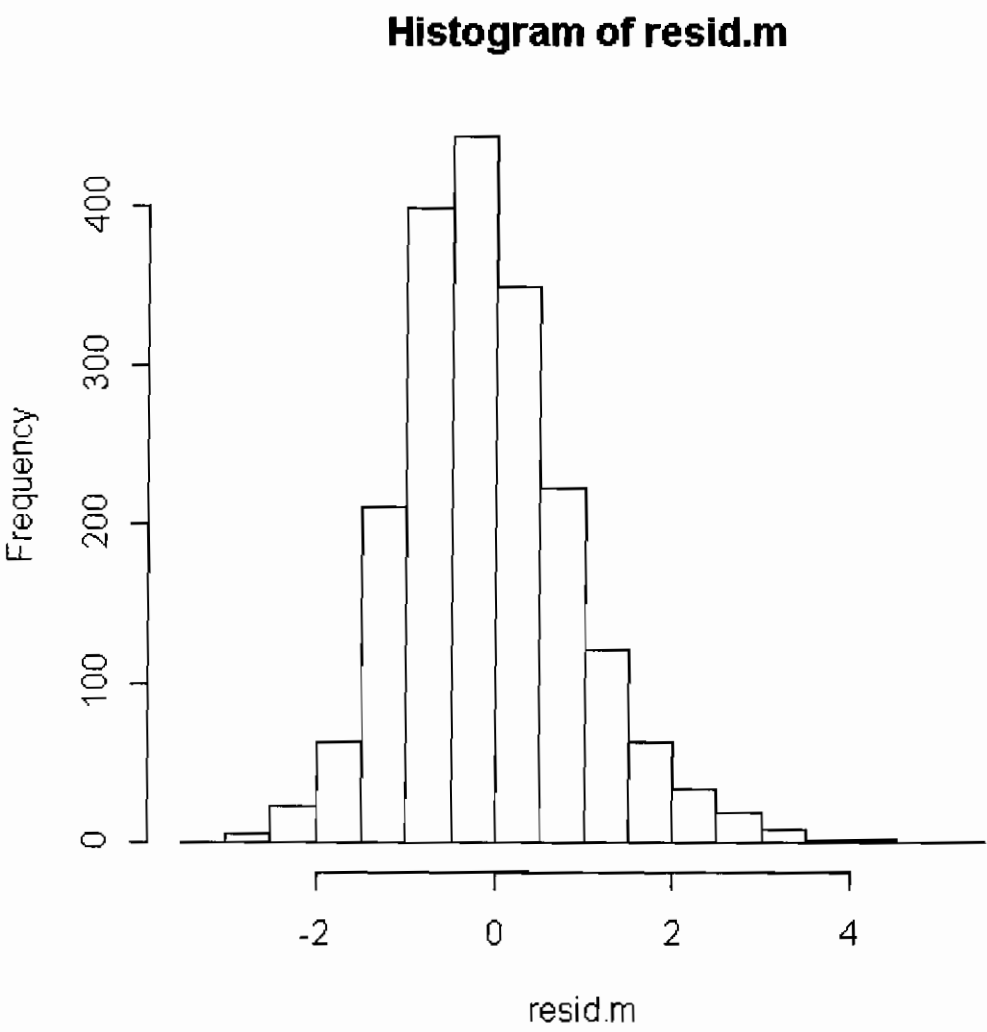


O gráfico do resíduo padronizado versus as variáveis independentes revela se a explicação contida na variável independente sobre a variável resposta foi modelada corretamente. Os gráficos acima apresentam poucos “outliers” o que aponta que as variáveis independentes (renda e escolaridade) foram corretamente modeladas.

Normalidade
Gráfico do qqnorm(resid.mulheres)

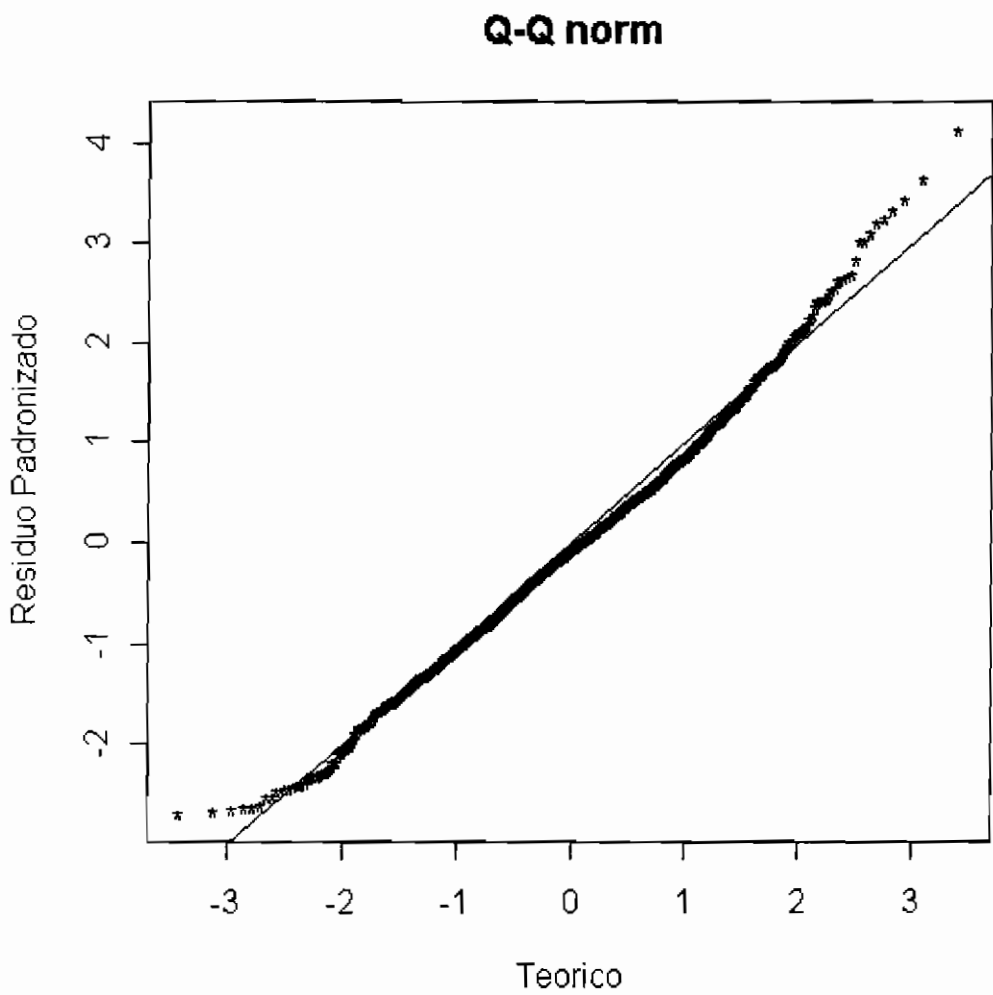


No diagnóstico de normalidade espera-se que a distribuição dos pontos esteja sobre uma linha reta com inclinação de 45° graus. No gráfico acima observamos uma pequena curvatura dos pontos em relação à reta, indicando que a totalidade dos pontos não está sobre a reta. No entanto, o modelo de quase-verossimilhança, permitiu a diminuição da curvatura (comparando com o gráfico da regressão linear, Anexo VII) e a aproximação dos pontos nos extremos.

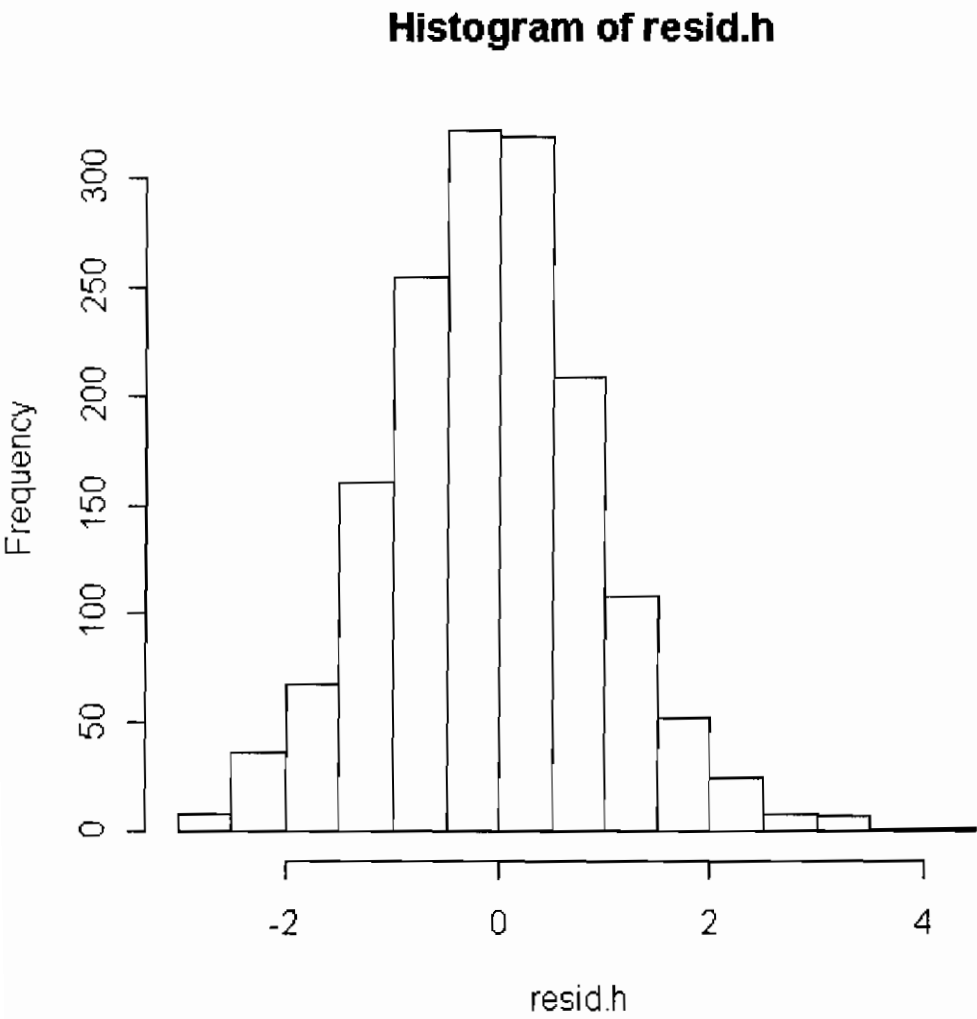


Observamos que este histograma se aproxima mais da distribuição da normal do que a distribuição dos resíduos do modelo de regressão linear (Anexo VII)

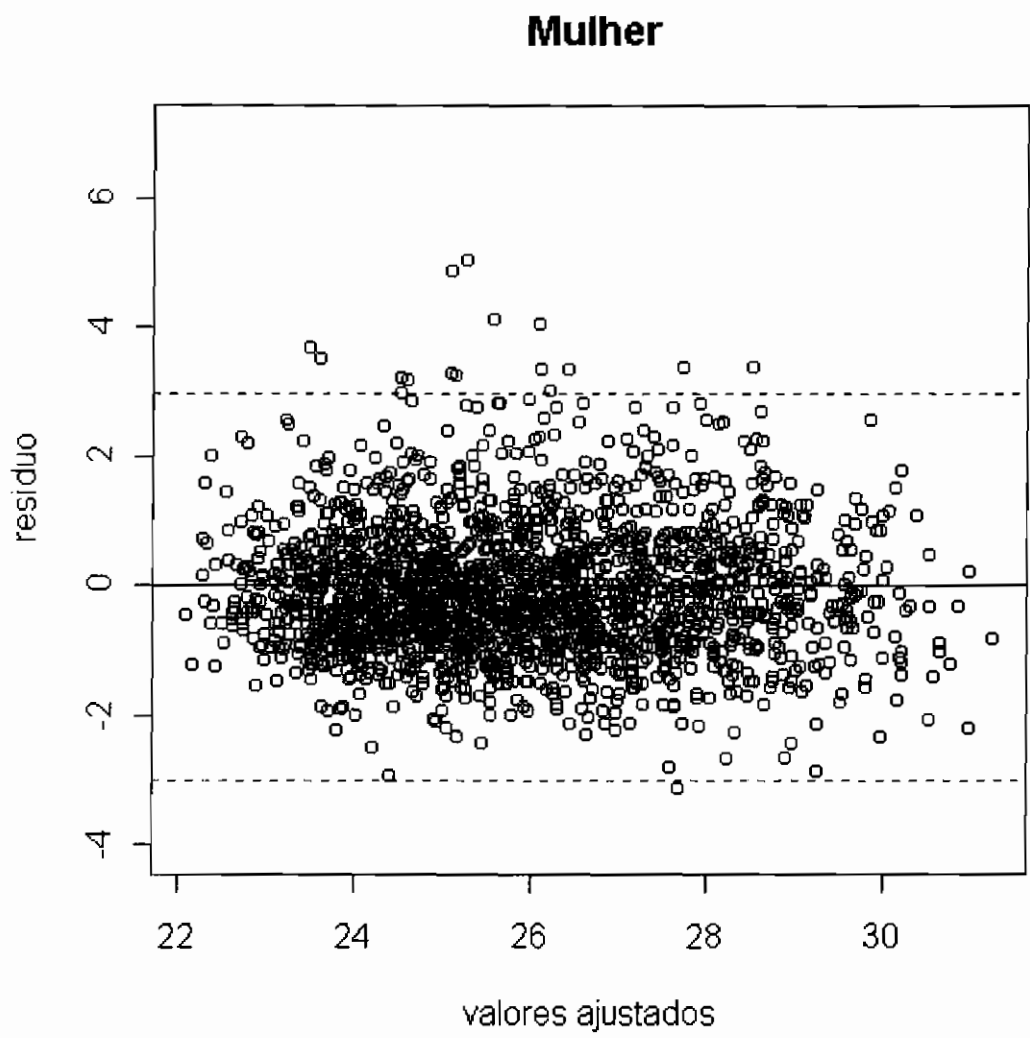
Normalidade
Gráfico do `qqnorm(resid.homens)`



No gráfico acima observamos que a maioria dos pontos está distribuída sobre a linha reta.

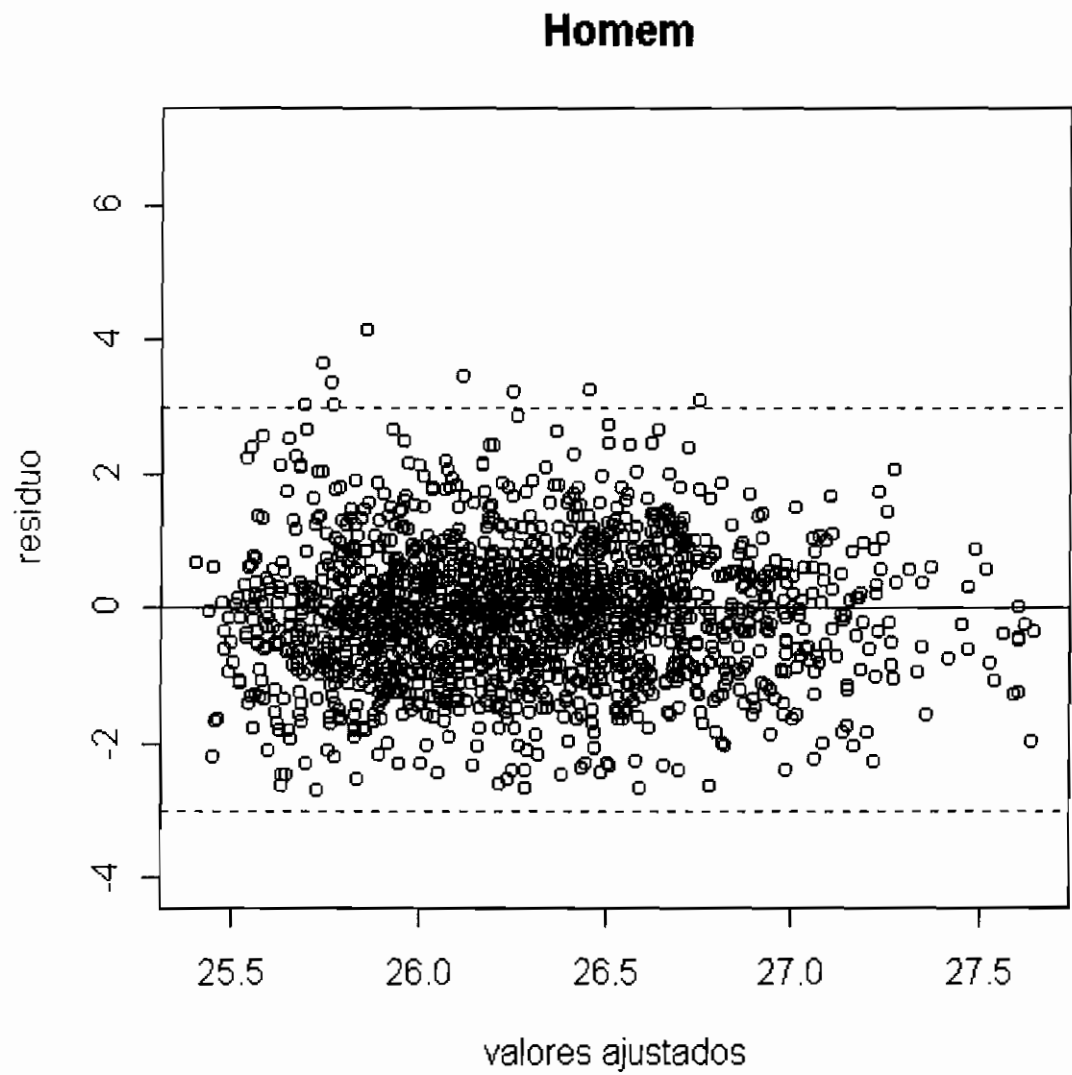


Variância constante
Gráfico do resíduo padronizado X valores ajustados



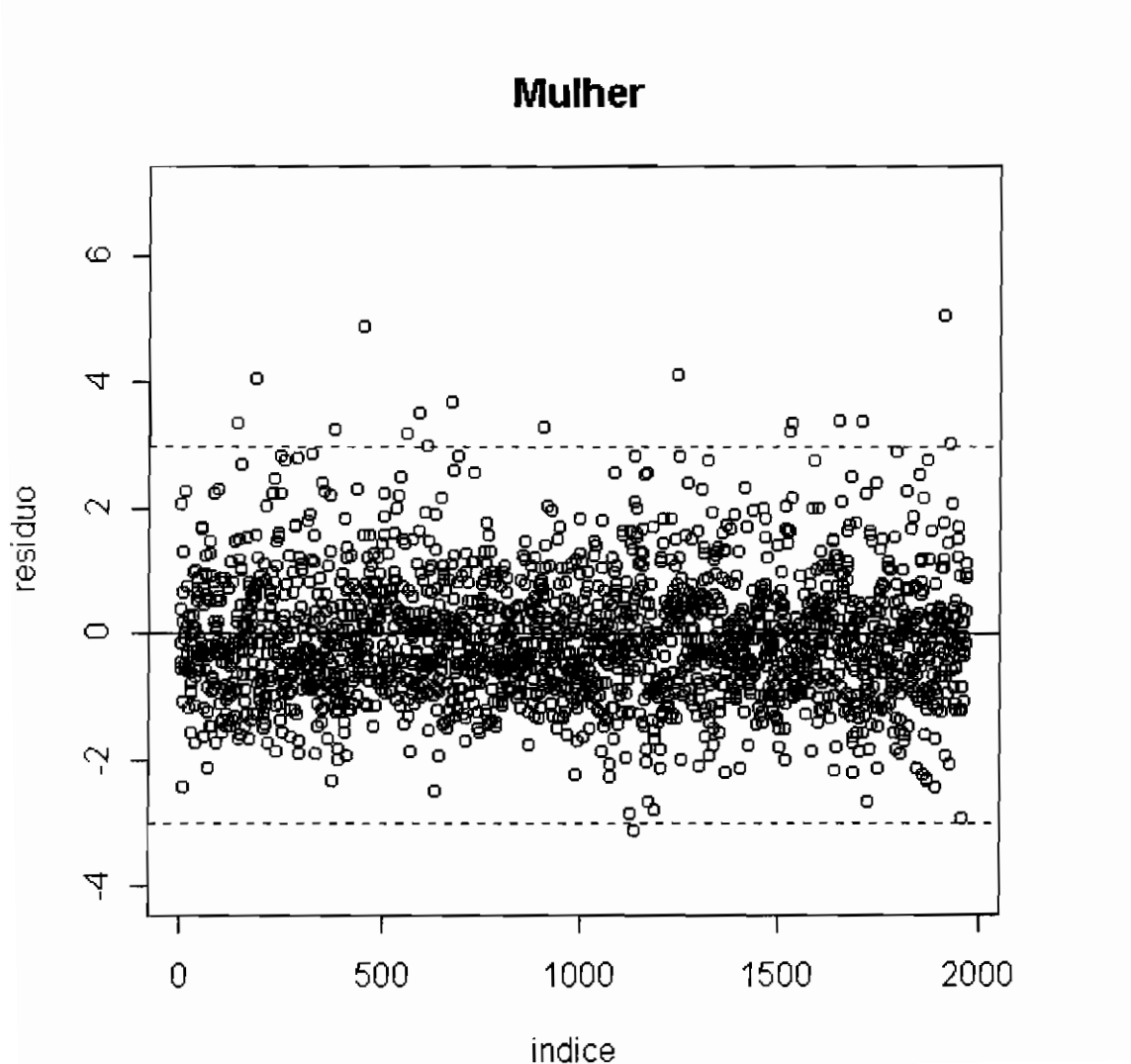
O gráfico do resíduo padronizado versus os valores ajustados mostra que se todas as hipóteses do modelo estiverem corretas, pode-se provar que resíduos e valores ajustados são variáveis aleatórias não correlacionadas, portanto este gráfico não deve apresentar qualquer padrão. O gráfico acima não apresenta padrão definido, não violando a hipótese de homocedasticidade.

Variância constante
Gráfico do resíduo padronizado X valores ajustados

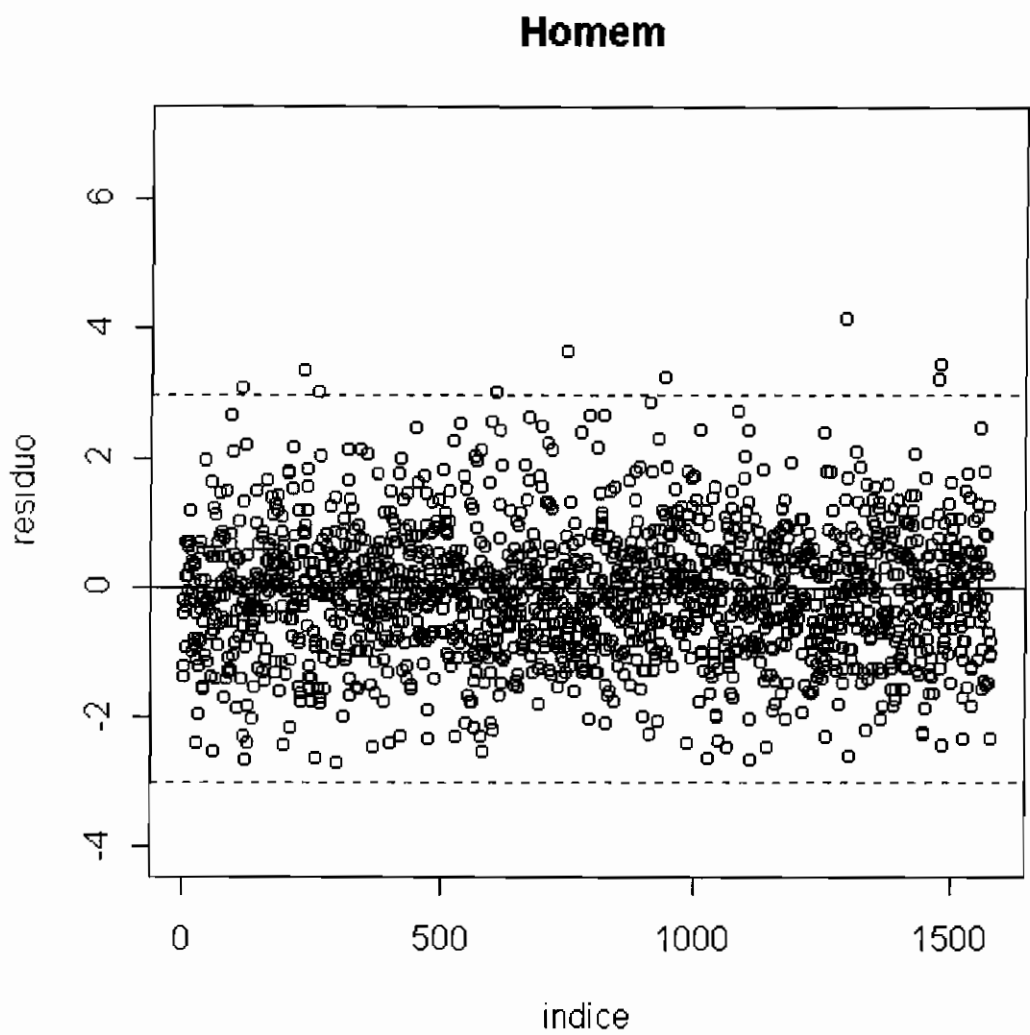


Semelhante ao gráfico das mulheres, o gráfico acima não apresenta padrão definido, não violando a hipótese de homocedasticidade.

Independência
Gráfico do resíduo padronizado X índice dos dados



Independência
Gráfico do resíduo padronizado X índice dos dados



O que se espera, nestes gráficos, é que cerca de 99% dos pontos estejam na região interna das linhas horizontais entre -3 e 3 . Além disso, que o gráfico não apresente padrão definido. Os pontos na região externa das duas linhas seriam candidatos potenciais a “outliers”. Como vimos, os dois gráficos não apresentam muitas observações acima das linhas e nem padrão definido, indicando que a hipótese de independência não foi violada.