

5

Teste e Análise do Modelo

5.1

Caracterização da Amostra

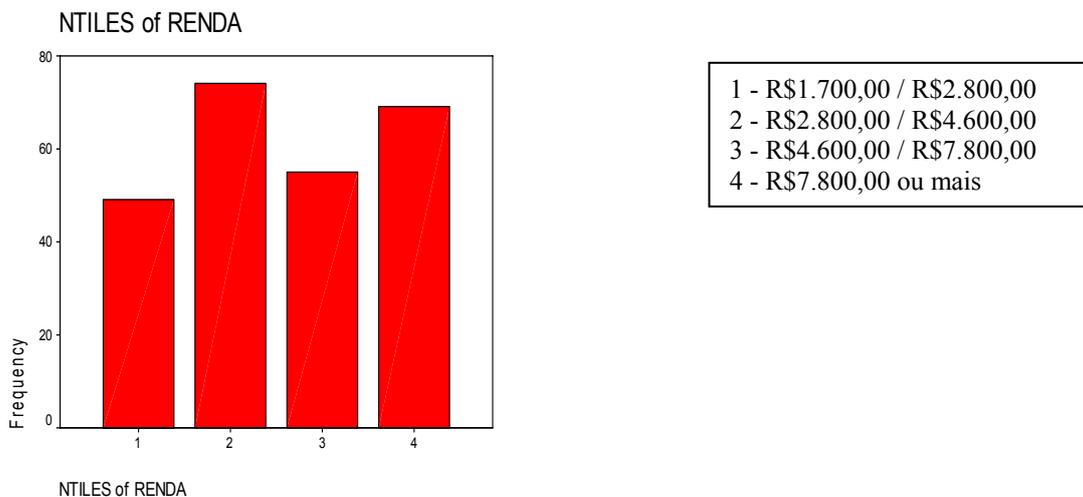
A pesquisa foi delimitada aos homens entre 21 e 40 anos, classes econômicas A e B, residentes no Estado do Rio de Janeiro.

A amostra não foi probabilística, mas sim formada por conveniência. A soma das respostas contou com um total de 247 questionários válidos: 65 (26,32%) questionários recolhidos por correio eletrônico e 182 (73,68%) questionários recolhidos pessoalmente.

Alguns questionários apresentaram características que fugiam às delimitações de idade e / ou renda (31), não sendo considerados válidos para seguir na análise.

Quanto à distribuição da amostra por faixa de renda, 49 (19,8%) possuíam renda média mensal familiar entre R\$ 1.700,00 e R\$ 2.800,00; 74 (30%) entre R\$ 2.800,00 e R\$ 4.600,00; 55 (22,3%) entre R\$ 4.600,00 e R\$ 7.800,00; e 69 (27,9%) maior que R\$ 7.800,00.*

GRÁFICO I – Distribuição da amostra por faixa de renda



Esses valores foram selecionados a partir das estatísticas fornecidas pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisas quanto à renda média associada às classes econômicas do Critério de Classificação Econômica Brasil.

QUADRO I – Renda média familiar por classes

RENDA FAMILIAR POR CLASSES

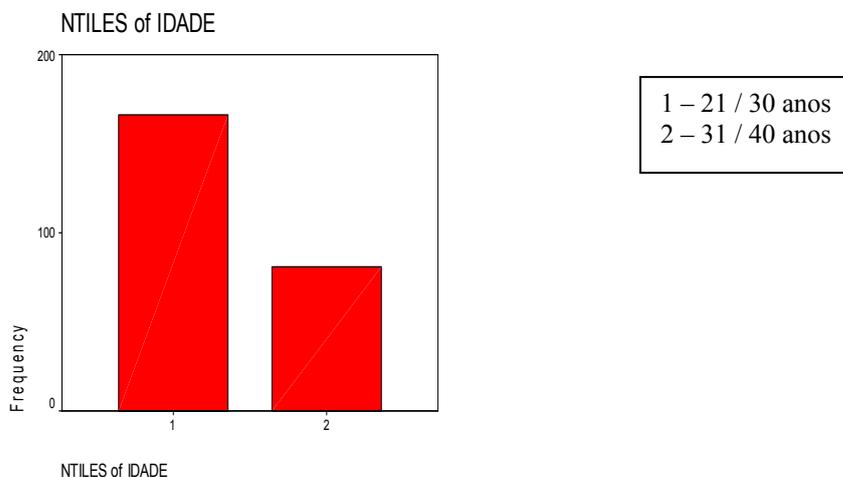
Classe	Pontos	Renda média familiar (R\$)
A1	30 a 34	7.793
A2	25 a 29	4.648
B1	21 a 24	2.804
B2	17 a 20	1.669
C	11 a 16	927
D	6 a 10	424
E	0 a 5	207

Fonte: ABEP – 2003 – http://www.abep.org/codigosguias/ABEP_CCEB.pdf

Ressalta-se, todavia, a lente meramente exploratória utilizada na observação dessa distribuição: não houve intenções de realizar análises e generalizações com relação às classes econômicas, uma vez que aqui se reconhece a limitação desse critério de renda média familiar para a classificação de classes econômicas.

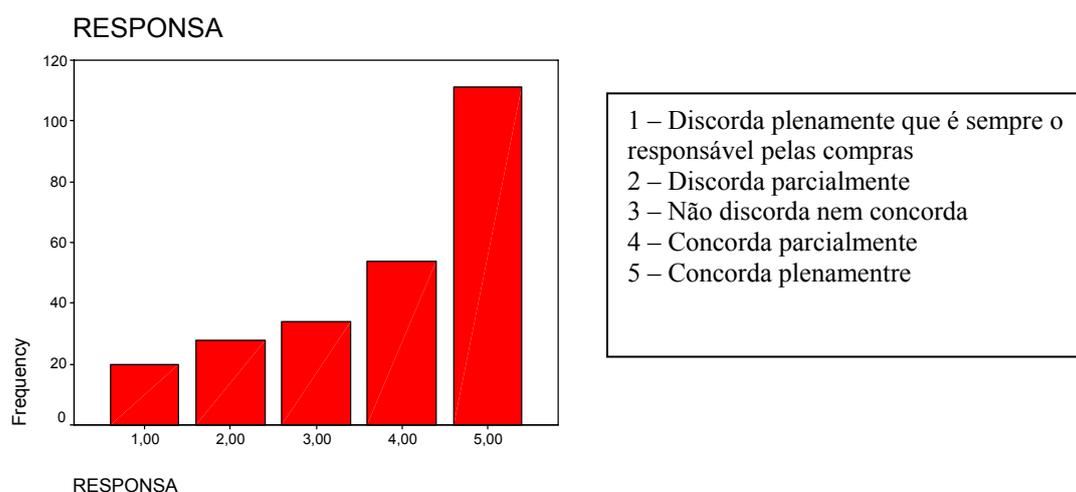
Com relação às faixas etárias, 67,2% corresponderam ao intervalo de 21 a 30 anos e 32,8% corresponderam ao intervalo de 31 a 40 anos, conforme mostra o gráfico II:

GRÁFICO II – Distribuição da amostra por faixa etária



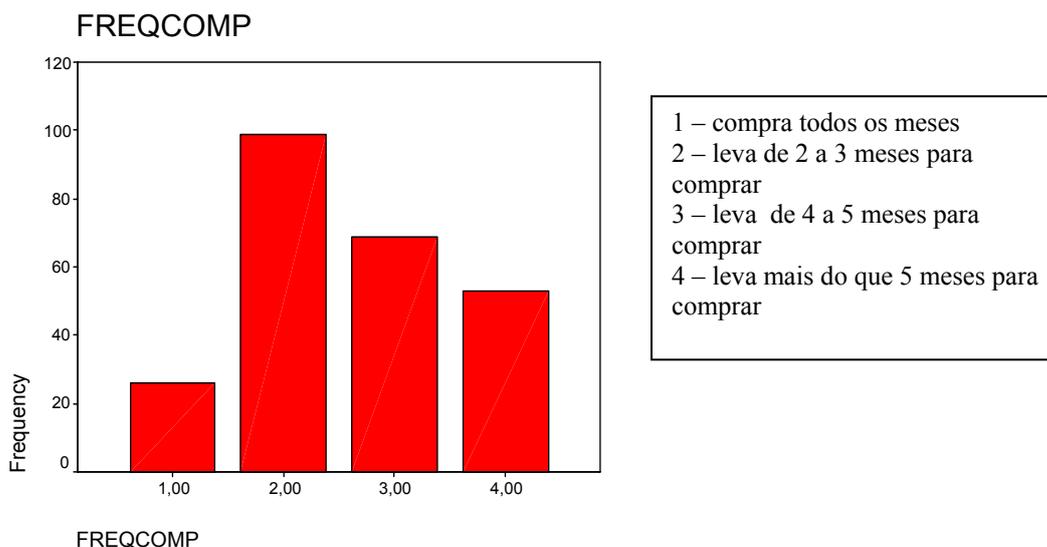
A percentagem de 44,9% da amostra concordou plenamente que é sempre a responsável pelas compras de suas próprias roupas e a percentagem de 21,9% concordou parcialmente. No entanto, 8,1% dos entrevistados discordaram plenamente e 11,3% discordaram parcialmente. A percentagem dos que não concordaram nem discordaram foi de 13,8%.

GRÁFICO III – Responsabilidade pelas compras das próprias roupas



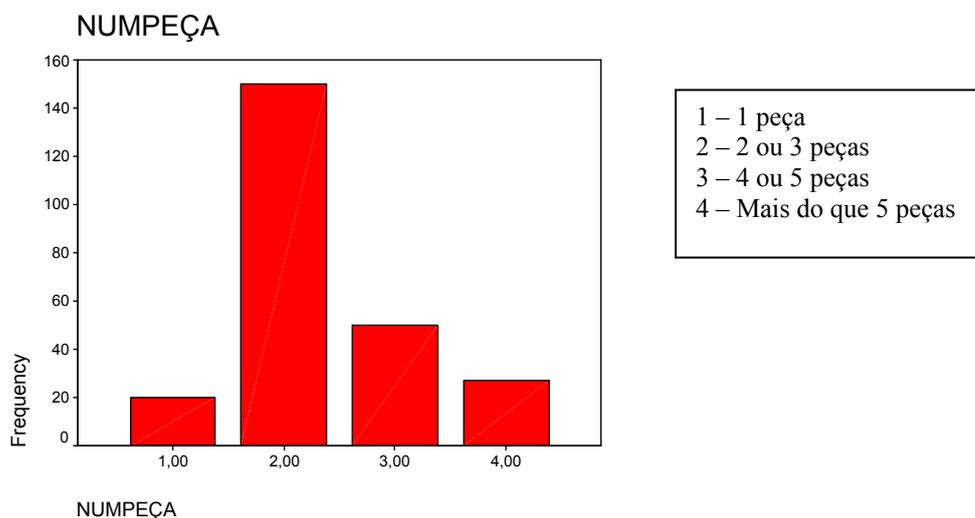
Quanto às frequências de compras, 10,5% dos sujeitos revelaram comprar uma peça nova a cada mês, 40,1% revelaram comprar uma peça nova a cada bimestre ou trimestre, 27,9% disseram levar entre 4 e 5 meses para comprar uma peça nova de roupa e 21,5% sujeitos da amostra revelaram levar mais do que 5 meses.

GRÁFICO IV – Distribuição das freqüências de compra



Com relação ao número médio de peças levadas a cada compra, apenas 8,1% dos indivíduos disseram comprar em média uma única peça. Em compensação, a maioria (60,7%) revelou levar 2 ou 3 peças a cada vez que sai para comprar roupas. Adicionalmente, 20,2% disseram levar 4 ou 5 peças e 10,9% mais do 5 peças.

GRÁFICO V – Distribuição do número médio de peças levadas a cada compra



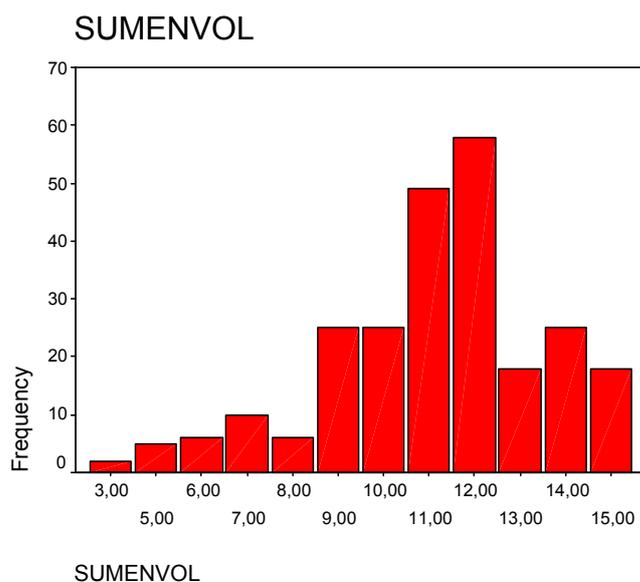
Para conhecer a distribuição dos níveis de envolvimento dos homens com o vestuário, optou-se por somar as pontuações de cada participante nos 3 itens da escala Semântico Diferencial de envolvimento com vestuário. Como cada item possuía um escopo de 5 pontos, a soma dos escores de cada caso variou de 3 a 15

pontas, sendo 3 o menor nível e 15 o maior nível de envolvimento. A frequência das pontuações e a distribuição dos níveis de envolvimento dos homens com o vestuário são apresentadas no QUADRO II e no GRÁFICO VI, respectivamente:

QUADRO II – Frequências das pontuações de envolvimento com vestuário

SUMENVOL					
	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent	
Valid	3,00	2	,8	,8	,8
	5,00	5	2,0	2,0	2,8
	6,00	6	2,4	2,4	5,3
	7,00	10	4,0	4,0	9,3
	8,00	6	2,4	2,4	11,7
	9,00	25	10,1	10,1	21,9
	10,00	25	10,1	10,1	32,0
	11,00	49	19,8	19,8	51,8
	12,00	58	23,5	23,5	75,3
	13,00	18	7,3	7,3	82,6
	14,00	25	10,1	10,1	92,7
	15,00	18	7,3	7,3	100,0
Total	247	100,0	100,0		

GRÁFICO VI – Distribuição dos níveis de envolvimento dos homens com o vestuário



Statistics

SUMENVOL		
N	Valid	247
	Missir	0
Mean		1,1296
Median		1,3738 ^a
Mode		12,00
Percent 25		9,8100 ^b
	50	1,3738
	75	2,7434

^a.Calculated from grouped data.

^b.Percentiles are calculated from

A distribuição e os dados (média 11,13; mediana 11,37; moda 12) revelaram uma inclinação para o lado de maior envolvimento, sugerindo que muitos homens têm ao menos demonstrado atribuir importância ao vestuário, manifestando que se interessam e que consideram as questões relativas ao vestuário algo significativo.

Para testar se o nível de envolvimento variava segundo faixa etária e faixa de renda, e para medir se a responsabilidade pelas compras de roupa, a frequência de compra e o número médio de peças compradas variavam segundo o nível de envolvimento, foi preciso estabelecer um critério de definição para alto, médio e baixo envolvimento. O critério selecionado foi o de cálculo dos quartis: os 25% com escores mais baixos foram considerados de baixo envolvimento, os 25% com escores mais altos foram considerados de alto envolvimento, os 50% do meio foram considerados de médio envolvimento. Os valores dos percentis encontrados no gráfico VI foram arredondados: escores de 3 a 9 foram considerados de baixo envolvimento, escores de 10 a 12 foram considerados de médio envolvimento e escores de 13 a 15 de alto envolvimento.

Duas Análises Univariadas da Variância (ANOVAs) foram realizadas separadamente para testar a variação do nível de envolvimento conforme a faixa etária e a faixa de renda dos participantes. A ANOVA é uma técnica de dependência utilizada quando se quer saber se há diferenças significativas de uma variável dependente métrica (no caso, nível de envolvimento) em relação a determinadas variáveis categóricas que atuam como tratamentos (no caso, faixa etária e faixa de renda). Portanto, a hipótese nula a ser testada é: os níveis de envolvimento não variam conforme as faixas etárias (ou as faixas de renda), ou seja, as faixas apresentam médias iguais de envolvimento.

Os testes revelaram que, ao nível de significância de 5%, os níveis de envolvimento dos participantes não variaram significativamente segundo as faixas etárias e as faixas de renda (QUADROS III E IV, respectivamente).

QUADRO III – Teste da variação do nível de envolvimento conforme faixa etária

ANOVA

NIVENVOL

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	,598	1	,598	1,282	,259
Within Groups	114,204	245	,466		
Total	114,802	246			

QUADRO IV – Teste da variação do nível de envolvimento conforme renda

ANOVA

NIVENVOL

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1,068	3	,356	,761	,517
Within Groups	113,733	243	,468		
Total	114,802	246			

Quanto ao teste para medir se a responsabilidade pelas compras de roupa, a frequência de compras e o número médio de peças levadas variavam conforme os níveis de envolvimento com vestuário, utilizou-se a técnica da Análise Multivariada da Variância. A MANOVA é uma técnica de dependência que mede as diferenças para duas ou mais variáveis dependentes métricas (no caso, responsabilidade pelas compras, frequência de compras e número médio de peças levadas a cada compra), com base em um conjunto de variáveis independentes que atuam como tratamentos (no caso, níveis de envolvimento). Portanto, a hipótese nula a ser testada é: todos os grupos têm iguais vetores de médias.

Se o pesquisador deseja manter o controle sobre a taxa de erro experimental e se existe algum grau de intercorrelação entre as variáveis dependentes, então MANOVA é apropriada, pois é possível que alguma composição das variáveis dependentes forneça evidência de uma diferença geral de grupo (Hair *et al.*, 1998)

A MANOVA indicou que, ao nível de significância de 1%, as variáveis em conjunto apresentam diferenças significativas conforme o nível de envolvimento (QUADRO V).

QUADRO V – Exame multivariado da variação da responsabilidade pelas

compras, da frequência de compras e do volume médio de peças compradas conforme o nível de envolvimento

Multivariate Test^s

Effect		Value	F	Hypothesis		Sig.
				df	Error df	
Intercept	Pillai's Trace	,960	1941,755 ^a	3,000	242,000	,000
	Wilks' Lambda	,040	1941,755 ^a	3,000	242,000	,000
	Hotelling's Trace	24,071	1941,755 ^a	3,000	242,000	,000
	Roy's Largest Root	24,071	1941,755 ^a	3,000	242,000	,000
NIVENVOL	Pillai's Trace	,222	10,126	6,000	486,000	,000
	Wilks' Lambda	,779	10,703 ^a	6,000	484,000	,000
	Hotelling's Trace	,281	11,279	6,000	482,000	,000
	Roy's Largest Root	,273	22,103 ^b	3,000	243,000	,000

a. Exact statistic

b. The statistic is an upper bound on F that yields a lower bound on the significance level.

c. Design: Intercept+NIVENVOL

Para conhecer quais dessas variáveis apresentavam individualmente diferenças significativas conforme os níveis de envolvimento, foram, mais uma vez, realizadas ANOVAs separadas. Considerando um nível de significância de 1%, apenas o teste do número de peças não apontou diferenças significativas conforme o nível envolvimento dos homens com vestuário (QUADRO VI).

QUADRO VI – Teste univariado da variação da responsabilidade pelas compras, da frequência de compras e do volume médio de peças compradas conforme o nível de envolvimento

ANOVA

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
FRECOMP	Between Groups	42,194	2	21,097	29,428	,000
	Within Groups	174,924	244	,717		
	Total	217,117	246			
NUMPEÇA	Between Groups	1,456E-02	2	7,279E-03	,012	,988
	Within Groups	149,419	244	,612		
	Total	149,433	246			
RESPONSA	Between Groups	23,684	2	11,842	7,097	,001
	Within Groups	407,158	244	1,669		
	Total	430,842	246			

Um exame *Post Hoc* de Bonferroni para a variação da frequência de compras mostrou que o grupo com envolvimento baixo apresentou diferenças

significativas em relação aos grupos com médio e alto envolvimento, ou seja, esse grupo revelou demorar mais para comprar uma peça nova de roupa. Os homens com médio e alto envolvimento só apresentaram diferenças significativas ao nível de significância de 10% (nesse caso, os altamente envolvidos compram com uma frequência maior):

QUADRO VII – Teste *Post Hoc* da frequência de compras por nível de envolvimento com vestuário

Multiple Comparisons						
Dependent Variable: FREQCOMP						
Bonferroni						
(I) NIVENVOL	(J) NIVENVOL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
1,00	1,00					
	2,00	,8670*	,1368	,000	,5373	1,1967
	3,00	1,1551*	,1582	,000	,7738	1,5365
2,00	1,00	-,8670*	,1368	,000	-1,1967	-,5373
	2,00					
	3,00	,2881	,1311	,087	-2,79E-02	,6041
3,00	1,00	-1,1551*	,1582	,000	-1,5365	-,7738
	2,00	-,2881	,1311	,087	-,6041	2,787E-02
	3,00					

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Um exame *Post Hoc* de Bonferroni para a questão da responsabilidade pelas compras das próprias roupas mostrou que os homens com alto envolvimento com vestuário são mais responsáveis pelas compras das próprias roupas do que o grupo com baixo envolvimento.

QUADRO VIII – Teste *Post Hoc* da responsabilidade pelas compras das próprias roupas por nível de envolvimento

Multiple Comparisons

Dependent Variable: RESPONSA
Bonferroni

(I) NIVENVOL	(J) NIVENVOL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
1,00	1,00					
	2,00	-,4293	,2087	,122	-,9323	7,373E-02
	3,00	-,9062*	,2414	,001	-1,4880	-,3244
2,00	1,00	,4293	,2087	,122	-7,37E-02	,9323
	2,00					
	3,00	-,4769	,2000	,054	-,9590	5,201E-03
3,00	1,00	,9062*	,2414	,001	,3244	1,4880
	2,00	,4769	,2000	,054	-5,20E-03	,9590
	3,00					

*. The mean difference is significant at the .05 level.

5.2

Teste do Modelo

Conforme já exposto, a Modelagem de Equações Estruturais (SEM) foi a técnica escolhida para perseguir os objetivos desta pesquisa: propor um modelo teórico relacionando o envolvimento dos homens com vestuário a alguns antecedentes e conseqüentes potenciais, definir as dimensões e variáveis subjacentes aos construtos e, por fim, testar tal modelo.

A aplicação de SEM foi organizada em três etapas: a primeira preparou os dados, observando dados perdidos, atípicos e normalidade, a segunda objetivou reduzir o número das variáveis de mensuração em jogo no modelo; a terceira se referiu ao teste propriamente dito do modelo. A primeira etapa utilizou as ferramentas do software SPSS 10.0 e a segunda utilizou as ferramentas do AMOS 4.0.

5.2.1

Preparação e Análise dos Dados

Esta etapa envolveu decisões relativas aos dados ausentes, observações atípicas (*outliers*) e normalidade das distribuições. O tratamento de suas condições é de grande importância, uma vez fazem parte das próprias premissas de SEM.

Quanto aos dados ausentes, apenas 6 (2,4%) observações apresentaram dados incompletos. Não houve repetição de dados perdidos pelas variáveis, tendo cada dado perdido correspondido a uma variável distinta. Como o número foi muito pequeno em relação ao tamanho da amostra, e a sua distribuição não apontou para nenhuma tendência específica, optou-se pelo tratamento mais simples e direto: a abordagem de caso completo, onde só se incluem observações que não apresentem nenhum dado ausente. Hair *et al.* (1998) colocaram que essa abordagem é mais apropriada justamente nos casos em que a extensão de dados perdidos é pequena e a amostra suficientemente grande para permitir a eliminação dos casos.

Excluindo-se os casos com dados perdidos, a amostra permaneceu com 241 observações. O passo seguinte foi realizar uma análise das *outliers*, pretendendo dessa forma decidir sobre a possível exclusão de casos extremos que pudessem distorcer o teste estatístico.

As observações atípicas não podem ser categoricamente caracterizadas como benéficas ou problemáticas, mas devem ser estudadas dentro do contexto da análise: as benéficas, por exemplo, podem ser vistas como indicativas de características na população (mas que não são descobertas no andamento normal da análise), já as problemáticas são contrárias aos objetivos finais da análise e podem distorcer seriamente os testes estatísticos (Hair *et al.*, 1998). No entanto, não há regras específicas que classifiquem as observações atípicas como benéficas ou problemáticas, sendo a exclusão de casos com *outlier* dependente principalmente da sensibilidade na análise dos dados.

Nesta pesquisa, a análise das *outliers* levou em conta paralelamente a detecção univariada e multivariada. A perspectiva univariada examina a distribuição de observações e seleciona como atípicas os casos que estão fora dos intervalos da distribuição. A técnica de detecção usual converte os valores dos

dados em escores padrão com média 0 e desvio-padrão 1. Quando o tamanho da amostra é superior a 80, as diretrizes sugerem que o valor básico de escores-padrão varie de 3 a 4 (Hair *et al.*, 1998). A detecção univariada mostrou 18 casos apresentando dados atípicos em 6 variáveis distintas. Apenas 3 casos apresentaram dados atípicos em mais de uma variável. Abaixo, apresenta-se a tabela com a descrição das *outliers* sob a ótica univariada (para uma apresentação completa, vide ANEXO III):

TABELA III – *Outliers* (univariadas)

Caso / Variável	sentbem	difquali	conforto	valor	interes	signifi
7	x					
17		x				
56					x	
70	x					
71				x		
74	x					
90					x	
121				x		x
160					x	x
161*			x			
174*	x	x				
177		x				
185						x
192						x
194*		x				
207	x					
223				x		
227*			x			

P.□.□.□ casos com escore padrão maior do que 4 ou menor do que -4

Quanto à detecção multivariada, foi preciso medir objetivamente a posição multidimensional de cada observação relativamente a algum ponto comum. Hair *et al.* (1998) colocaram que a medida D^2 de Mahalanobis pode ser usada para esse fim, já que é uma medida da distância, em um espaço multidimensional, de cada observação em relação ao centro médio das observações. Os autores sugeriram um nível muito conservador, como 0,001, para ser empregado como valor base para designação de uma observação atípica. Assim, o D^2 de Mahalanobis foi o método utilizado para encontrar os dados atípicos sob a lente multidimensional. Tal detecção apontou para 14 casos, dos quais 7 foram comuns à análise univariada.

TABELA IV – *Outliers* (multivariadas)

Casos	6	9	71*	73	161*	168	174*	177*	187	191	192*	196	223*	227*
-------	---	---	-----	----	------	-----	------	------	-----	-----	------	-----	------	------

P.□.□.□ casos também presentes na detecção univariada

Optou-se por excluir os casos muito extremos (com escore padrão maior do que 4 ou menor do que -4) e os que apresentaram dados atípicos nos dois níveis, uni e multivariado. Foram 8, no total: 71, 161, 174, 177, 192, 194, 223 e 227. A variável “SENTBEM” também foi excluída da análise, uma vez que sua distribuição se mostrou muito assimétrica (média 4,25 e mediana 4), concentrando um grande número de *outliers*. A amostra passou a ter 233 casos.

Quanto à normalidade, os testes mais utilizados são o Shapiro-Wilks e o Kolmogorov-Smirnov, sendo o último recomendado para amostras maiores do que 50 casos. A hipótese nula desse teste é a de que a distribuição é igual à normal. O ANEXO IV revela que, ao nível de significância de 5%, todas as variáveis foram consideradas não normais.

Dados não normais podem distorcer os testes estatísticos de SEM, levando a GFIs inflacionados e a erros padrões subestimados. Ações para corrigir os desvios da normalidade foram tomadas: decidiu-se calcular duas transformadas para cada variável, uma logarítmica e uma pela raiz quadrada. O ANEXO IV mostra que, ao nível de significância de 5%, todas as variáveis permaneceram não-normais. Uma vez que se sabe que a não normalidade das variáveis pode comprometer o procedimento de SEM, resta a alternativa de pagar o preço para poder prosseguir com o teste do modelo.

5.2.2

Análise de Fatores Exploratória

Nesta fase, buscou-se verificar se há a possibilidade de expressar as 25 variáveis através de um número reduzido de fatores, sem perder, no entanto, muito da capacidade explanatória. Um dos objetivos da análise de fatores é justamente revelar subconjuntos de variáveis capazes de representar as variáveis originais, sem a perda significativa de informação.

Utilizou-se aqui a Análise das Componentes Principais com uma rotação pelo método Varimax, facilitando assim a interpretação. O critério escolhido para a extração dos fatores foi o da Raiz Latente. Segundo Hair *et al.* (1998), essa é a técnica mais usual e sugere que apenas os fatores com raiz latente maior do que 1 devam ser considerados significantes. Adicionalmente, também foi levado em conta o critério da Percentagem da Variância. O objetivo dessa técnica é garantir a significância prática para os fatores, assegurando que expliquem pelo menos uma quantia específica de variância. Hair *et al.* (1998) colocaram que, em ciências sociais, não é raro considerar uma solução que explique apenas 60% da variância total. Assim, procurando não perder quantidade considerável de informação, a presente pesquisa estipulou que o valor da variância extraída pelo conjunto dos fatores deveria ser de pelo menos 60% e não menos.

São dois os testes a serem observados em análise de fatores: o teste de Kaiser_Meyer_Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett. O primeiro testa a proporção da variância que deve ser causada por fatores implícitos (caso o valor exceda 0,5, a análise de fatores pode ser considerada útil); o segundo testa a hipótese de que a matriz de correlações é igual à matriz identidade (assumindo um nível de significância de 0,05, deve-se encontrar um valor menor do que este para rejeitar a hipótese nula e concluir que a análise de fatores pode ser útil).

Com relação às variáveis do primeiro construto, Percepção dos Valores Simbólicos do vestuário, tanto o teste de KMO quanto o de Bartlett apoiaram a redução, encontrando 1 fator com uma variância total extraída de 53,43%. Porém, essa percentagem de variância extraída não atingiu o limiar fixado de 60% (vide ANEXO V-A).

No entanto, como a variável GRUPO teve uma carga relativamente pequena no fator (0,326), foi realizada mais uma análise sem essa variável (vide ANEXO V-B). Como, agora, a variância total extraída foi de 69%, as variáveis desse primeiro construto passaram a fazer parte de um só fator, o qual foi intitulado SIMBO. O quadro abaixo mostra as variáveis do fator SIMBO com as suas respectivas cargas:

QUADRO IX – Fator SIMBO

Component Matrix ^a

	Component
	1
EXPRESS	,825
PERSONAL	,835
MOSTRA	,836

Extraction Method: Principal Component Analysis.
a. 1 components extracted.

O segundo construto, Percepção dos Valores Hedônicos do Vestuário, também apresentou os testes apoiando a redução de fatores. Extraíu-se 1 fator, cuja percentagem de variância foi de 72,78% (vide ANEXO V-C). Esse fator passou a se chamar HEDON:

QUADRO X – Fator HEDON

Component Matrix^a

	Component
	1
PRAZER	,853
AGRADAV	,853

Extraction Method: Principal Component Analysis.
a. 1 components extracted.

Quanto ao terceiro construto, Percepção dos Valores Utilitários do Vestuário, tanto o teste de KMO quanto o de Bartlett foram a favor da redução, encontrando um fator com uma variância total extraída de 58,95%. Porém, essa percentagem de variância extraída, apesar de próxima, não ultrapassou o mínimo estipulado de 60% (vide ANEXO V-D). Assim, as variáveis permaneceram em seu estado original.

Com relação às variáveis do quarto construto, Envolvimento com Vestuário, os testes de KMO e de Bartlett apoiaram mais uma vez a redução, encontrando um fator com uma variância extraída acumulada de 76,18% (vide

ANEXO V-E). Tal fator foi intitulado de ENVOL:

QUADRO XI – Fator ENVOL

Component Matrix	
	Component
	1
IMPORT	,895
INTERES	,873
SIGNIFI	,850

Extraction Method: Principal Component Analy

a. 1 components extracted.

O quinto construto, Busca de Informação, igualmente apresentou os testes de KMO e de Bartlett favoráveis à redução por fatores. Porém, como o resultado indicou apenas 36,40% de variância total extraída (vide ANEXO V-F), optou-se por conservar as variáveis originais.

Com relação aos resultados encontrados para o sexto construto, Percepção da Importância dos Diferentes Atributos do Vestuário, viu-se que os testes apoiaram novamente a redução, encontrando 2 fatores com uma variância extraída acumulada de 52,68% (vide ANEXO V-G). Essa variância não atingiu o patamar estipulado, então as seis variáveis individuais foram mantidas.

Enfim, com relação ao sétimo construto, Percepção de Diferenças entre as Marcas de Roupas Masculina, apesar dos testes também apoiarem a redução, a variância total extraída de 39,84% foi considerada baixa (vide ANEXO V-H). Novamente, as variáveis permaneceram em seu estado original.

A TABELA V mostra um resumo das 19 variáveis que passaram a fazer parte do teste do modelo:

TABELA V – Relação das variáveis do modelo

Variáveis Originais	Variáveis Finais	Construto
Expressa, Personalidade, Mostra	SIMBO	SIMBOL (valores simbólicos do vestuário)
Prazer, Agradável	HEDON	HEDONIC (valores hedônicos do vestuário)
Funcionalidade	FUNCION	UTILIT (valores utilitários do vestuário)
Utilidade	UTILIDAD	UTILIT
Importa, Interessa, Significa	ENVOL	ENVOLV (envolvimento com vestuário)
Mídia	MIDIA	INFO (busca de Informação)
Vitrine	VITRI	INFO
Observação	OBSER	INFO
Opinião	OPINI	INFO
Corte	CORTE	ATRIB (importância dos atributos)
Estilo	ESTILO	ATRIB
Marca	MARCA	ATRIB
Atualidade	ATUALIDA	ATRIB
Relação entre qualidade e preço	VALOR	ATRIB
Conforto	CONFORTO	ATRIB
Diferença de qualidade	DIFQUALI	DIF (percepção de diferenças entre as marcas)
Diferença de estilo	DIFESTIL	DIF
Diferença não apenas de preço	DIFPREÇO	DIF
Diferença de público	DIFPERSO	DIF

5.2.3

Teste do Modelo Propriamente Dito

Esta etapa abordou o teste propriamente dito do modelo. O AMOS 4.0 foi o *software* utilizado para testar o modelo proposto, uma vez que é mais amigável do que o tradicional LISREL, definindo o modelo através de um esquema gráfico.

Os usuários de SEM representam as relações entre todas as variáveis utilizando diagramas de caminhos. Os efeitos causais são representados por setas. Os círculos representam as variáveis latentes (variáveis não observáveis, ou seja, aquelas que não são medidas diretamente, mas sim inferidas através das relações), enquanto os retângulos representam as variáveis de mensuração (variáveis observáveis ou manifestas, ou seja, aquelas que são medidas diretamente pelo pesquisador). Os resíduos e perturbações, como não são observáveis, também são representados por círculos.

O teste do modelo (tanto para o modelo de mensuração quanto para o modelo estrutural) a partir de SEM foca dois passos principais:

1. Ajuste geral e relativo do modelo
2. Tamanho, direção e significância dos parâmetros estimados.

Hair *et al.* (2005) recomendam observar não somente os índices absolutos de ajuste, mas também os índices incrementais e parcimoniosos. Os índices absolutos são medidas diretas de quão bem o modelo especificado reproduz os dados observados. Já os índices incrementais diferem dos absolutos ao medirem o quão bem o modelo especificado se ajusta comparativamente a algum modelo alternativo (geralmente o modelo nulo). Por fim, os índices parcimoniosos são desenvolvidos para fornecer informações sobre qual modelo, entre um conjunto de modelos que competem, é o melhor, considerando o seu ajuste relativamente à sua complexidade.

Há diferentes possibilidades de leitura dos índices de ajuste, mas aqui foram analisados os seguintes: χ^2 , GFI, AGFI e RMSEA (índices absolutos), CFI (índice incremental) e PGFI (índice parcimonioso). O teste do χ^2 testa a hipótese nula de que a matriz de covariância observada e a matriz de covariância estimada pelo modelo são iguais. Como a falha em rejeitar a hipótese nula indica bom ajuste dos dados, espera-se um valor baixo do χ^2 e a sua não significância. Porém, como o χ^2 pode ser afetado por fatores como o tamanho da amostra, o número de variáveis observáveis ou o número de parâmetros estimados, recomenda-se o uso de outros índices absolutos, tais como o GFI e o RMSEA. Quanto ao GFI e ao AGFI, estes são índices que variam de 0 a 1, sendo os valores mais próximos de 1 indicativos de melhor ajuste (valores acima de 0,90 são comumente sugeridos). Já o RMSEA tem relação com o erro na previsão de cada termo de covariância, ou seja, quanto menor, melhor (valores abaixo de 0,08 são comumente sugeridos). Quanto ao CFI, este pode cair entre 0 e 1, sendo novamente os valores perto de 1 indicativos de melhor ajuste (Hair *et al.*, 2005).

Um bom ajuste não significa, no entanto, que essa seja a única ou melhor solução: algum modelo alternativo pode ter ajuste ainda melhor ou ser mais preciso.

5.2.3.1

Análise de Fatores Confirmatória

Antes de partir para o exame do modelo estrutural, foi preciso avaliar a teoria relativa à mensuração do modelo. A Análise de Fatores Confirmatória (CFA) é utilizada para testar a teoria de mensuração, a qual especifica uma série de relações que sugerem como as variáveis observáveis representam os construtos latentes que não são medidos diretamente.

Um exame da validade dos construtos foi feita, então, por meio da CFA. A validade de um construto é a extensão na qual um conjunto de itens de medida realmente reflete o construto latente teórico. Neste ponto, foram avaliados os índices de ajuste do modelo e a validade convergente, onde os indicadores devem convergir ou compartilhar uma alta proporção de variância em comum. As avaliações de ajuste e de validade convergente foram primeiramente realizadas para cada construto individualmente. Porém, por questões de identificação, tais avaliações não puderam ser realizadas para os construtos com apenas 1 ou 2 variáveis de mensuração, sendo realizadas apenas para os construtos INFO, ATRIB e DIF. Em seguida, foi realizada uma análise do ajuste do modelo completo.

Análise Confirmatória de INFO (Busca de informação)

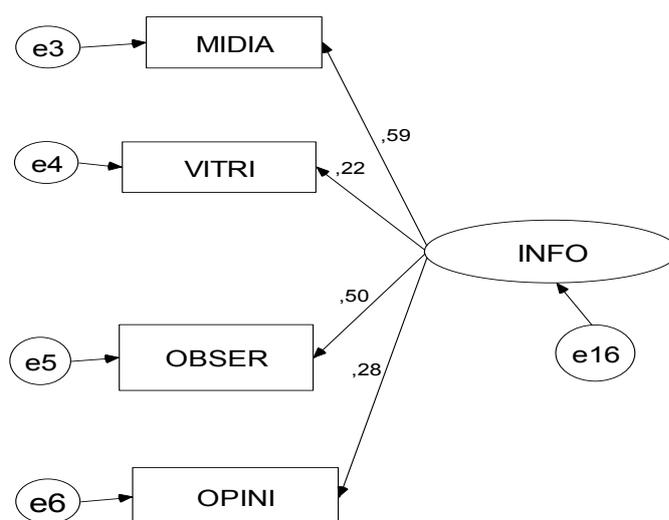
O esquema gráfico da análise confirmatória do construto INFO está representado na FIGURA III. Os resultados do construto INFO mostraram que o modelo teve um bom ajuste, já que os índices estiveram dentro dos níveis aceitáveis ($\chi^2=7,359$ ($p=0,061$); GFI= 0,984; AGFI=0,948; CFI=0,846; RMSEA=0,079).

Quanto à validade convergente, os tamanhos das cargas fatoriais são uma importante consideração: de acordo com o critério de Steenkamp e Van Trijp (1991), se as cargas fatoriais forem fortes ($>0,50$) e significativas, pode-se considerar que o construto possui validade convergente. Altas cargas indicam que há convergência em algum ponto comum. Hair *et al.* (2005) também defendem

que as cargas devem ser superiores a 0,50, mas expõem que idealmente devem ser maiores do que 0,70. A razão para a sugestão desses valores é a seguinte: o quadrado da carga padronizada representa o quanto de variação em um item é explicada pelo fator latente. Assim, uma carga de $(0,71)^2$ equivale a 0,50, o que significa que o fator explica metade da variação no item, sendo a outra metade variância do erro.

Com relação às cargas padronizadas de INFO, encontraram-se os seguintes resultados: $OPINI \leftarrow INFO = 0,277$ ($P=0,003$); $OBSER \leftarrow INFO = 0,500$ ($P=0,000$); $VITRI \leftarrow INFO = 0,223$ ($P=0,017$); $MÍDIA \leftarrow INFO = 0,587$ ($P=0,000$).

FIGURA III – Análise Confirmatória de INFO



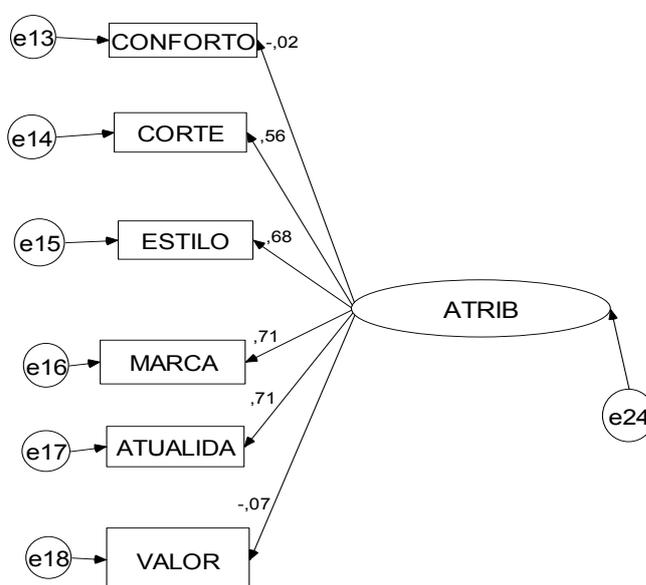
Observa-se que VITRI E OPINI, apesar de significantes, estão bem abaixo do valor mínimo sugerido de 0,50. Optou-se, então, por retirar essas duas variáveis do construto INFO. O ajuste do novo modelo não pôde ser testado por questões de identificação.

Análise Confirmatória de ATRIB (Percepção da importância dos diferentes atributos da roupa)

Com relação ao construto ATRIB, encontraram-se os seguintes índices: $\chi^2=49,79$ ($p=0,000$); GFI= 0,937; AGFI=0,880; CFI=0,712; RMSEA=0,123. Esses índices indicaram um ajuste apenas razoável, já que o RMSEA se encontra maior do que o nível máximo sugerido de 0,08 e o CFI menor do que 0,90.

Quanto às cargas padronizadas, encontraram-se as seguintes (FIGURA IV): VALOR←-ATRIB = -0,072 ($P=0,337$); ATUALIDA ← ATRIB = 0,712 ($P=0,000$); MARCA ← ATRIB = 0,707; ESTILO←-ATRIB = 0,681 ($P=0,000$); CORTE←-ATRIB= 0,565 ($P=0,000$); CONFORTO←-ATRIB= -0,019 ($P=0,800$)

FIGURA IV– Análise Confirmatória de ATRIB



As cargas das variáveis de mensuração VALOR e CONFORTO não foram significantes. Mais uma vez, optou-se por retirar os itens que não foram bem sucedidos no construto.

A caracterização desse construto (“Percepção da Importância dos Diferentes Atributos do Vestuário”) parece, porém, ter mudado com a retirada dessas variáveis. É como se apenas o conceito de percepção da importância dos atributos de imagem (marca, atualidade do modelo, estilo e corte) tivesse permanecido para o teste enquanto conseqüente dos níveis de envolvimento dos homens com vestuário.

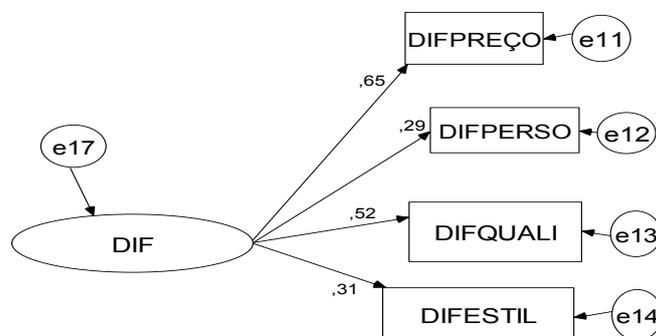
Com a retirada das variáveis, os índices caíram em termos de ajuste, exceto o χ^2 e o CFI ($\chi^2=34,94$ ($p=0,000$); GFI= 0,934; AGFI=0,835; CFI=0,759; RMSEA=0,183), mas ainda assim a decisão se justificou em nome da validade convergente.

Análise Confirmatória de DIF (Percepção de diferenças entre as marcas de roupa masculina)

Com relação ao construto DIF, encontraram-se os seguintes resultados: $\chi^2=13,74$ ($p=0,003$); GFI= 0,970; AGFI=0,900; CFI=0,776; RMSEA=0,124. Esses índices indicaram novamente um ajuste razoável, especialmente por conta do RMSEA acima e do CFI abaixo do níveis comumente sugeridos.

Quanto às cargas padronizadas, encontraram-se todas significantes (FIGURA V): DIFPREÇO←DIF = 0,645 ($P=0,000$); DIFPERSO ← DIF = 0,292 ($P=0,001$); DIFQUALI ← DIF = 0,522 ($P=0,000$); DIFESTIL←DIF = 0,305 ($P=0,000$). Porém, DIFPERSO e DIFESTIL foram retiradas do construto por terem valores bem abaixo do mínimo desejado de 0,50. Permaneceram caracterizando esse construto apenas as variáveis referentes à percepção de diferenças de qualidade entre as marcas e à percepção de diferenças outras que não apenas o preço. O ajuste do novo modelo não pôde ser testado por questões de sub-identificação.

FIGURA V – Análise Confirmatória de DIF



Conforme já dito, o mínimo desejado para cada carga é de 0,50, mas o ideal é acima de 0,70. Poucas foram as cargas acima desse valor ideal, o que levou a baixas percentagens de variância extraída (VE). Em CFA, a variância extraída (VE) entre um conjunto de itens de mensuração de um construto também serve como um indicador sumário de convergência. A VE é computada como o somatório das cargas padronizadas ao quadrado dividido pelo número de itens. Uma VE acima de 0,5 indica convergência adequada, já uma VE abaixo de 0,5 indica que, em média, os itens possuem mais erro do que variância explicada pelo fator latente. A VE computada para o construto INFO foi de 0,30, para o construto ATRIB foi de 0,45 e para o construto DIF foi de 0,35, ou seja, todas abaixo do mínimo ideal de 0,5. Desta forma, apesar de manter apenas as variáveis com cargas maiores que 0,5, este ponto da pesquisa mostrou que a parte de mensuração do modelo necessita refinamento em pesquisas futuras, já que não se pôde conferir a validade convergente de todos os constructos pelos níveis de variância extraída.

Análise Confirmatória do Modelo Geral

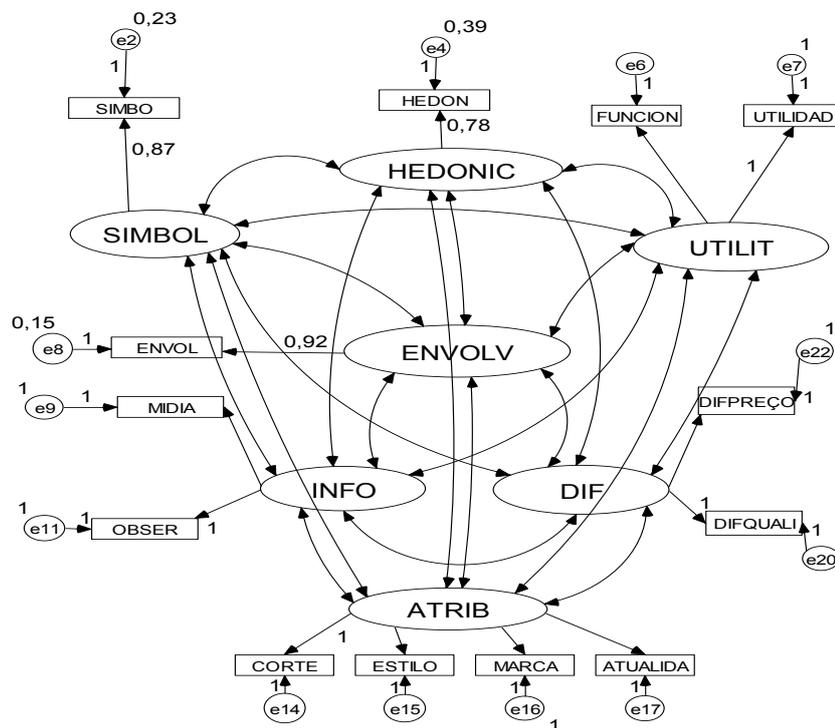
Após a avaliação individual dos construtos, avaliou-se o modelo geral utilizado posteriormente na análise estrutural. Essa análise foi realizada através da especificação do modelo geral de mensuração no AMOS 4.0. Como nesta etapa não há hipóteses específicas sobre as relações entre construtos, cada par de construto é ligado por covariâncias no diagrama visual (FIGURA VI). Estimou-se, então, o modelo geral depois da retirada das variáveis com baixas cargas.

Como se pode observar nas FIGURAS VI, com o intuito de facilitar a super-identificação, todas as cargas dos erros, assim como todas as cargas e variâncias das perturbações, foram fixadas em 1. Outras medidas ainda foram tomadas nesse sentido: uma variável de cada construto (com exceção dos construtos com apenas uma variável) e as variáveis de INFO foram escolhidas para terem suas variâncias de erro fixadas em 1. Com relação aos construtos com apenas uma variável de mensuração, Hair *et al.* (2005) sugeriram que, como a confiabilidade de um construto com uma única medida não pode ser testada, o pesquisador deve se utilizar de seu conhecimento prévio e de seu melhor julgamento para fixar os parâmetros de medida associados a esse item único. Assim, o pesquisador decide sobre o valor estimado para a confiabilidade. A relação entre a variável de mensuração e o construto é então fixada como a raiz quadrada da confiabilidade estimada. Já o termo de erro é fixado como sendo $(1 - \text{confiabilidade estimada})$.

Optou-se por utilizar o Alpha de Cronbach dos fatores relativos a esses itens como valor estimado para a confiabilidade. O alpha de SIMBO foi de 0,778, o alpha de HEDON foi de 0,612 e o alpha de ENVOL foi de 0,844, ou seja, todos acima do mínimo sugerido de 0,60 (Hair *et al.*, 2005). A partir desses valores, as cargas das variáveis e a variância dos erros foram calculadas e fixadas seguindo a sugestão de Hair *et al.* (2005).

Utilizando o critério de máxima verossimilhança, os modelos foram estimados.

FIGURA VI – Modelo de Mensuração Após a Retirada de Variáveis



A TABELA VI apresenta os índices de ajuste desse modelo (para maiores detalhes sobre os resultados do modelo geral de mensuração, ver ANEXO VI). Todos os índices de ajuste estão bem enquadrados dentro dos padrões sugeridos:

TABELA VI – Sumário dos índices do modelo de mensuração

	Segundo modelo
χ^2	62,52 (P=0,151)
GFI	0,962
AGFI	0,934
CFI	0,979
RMSEA	0,030

A TABELA VII também mostra que todas as cargas foram significantes ao nível de significância de 0,05:

TABELA VII – Estimativas das cargas e suas significâncias no modelo de mensuração

	ESTIMATIVA PADRONIZADA	P-VALUE
SIMBO ← SIMBOL (fixo)	0,877	-----
UTILIDAD ← UTILIT(fixo)	0,451	-----
FUNCION ← UTILIT	0,325	0,027
HEDON ← HEDONIC(fixo)	0,780	-----
ENVOL ← ENVOLV(fixo)	0,922	-----
OBSER ← INFO (fixo)	0,547	-----
MIDIA ← INFO	0,582	0,000
CORTE ← ATRIB (fixo)	0,512	-----
ESTILO ← ATRIB	0,690	0,000
MARCA ← ATRIB	0,459	0,000
ATUALIDA ← ATRIB	0,651	0,000
DIFQUALI ← DIF (fixo)	0,470	-----
DIFPREÇO ← DIF	0,667	0,000

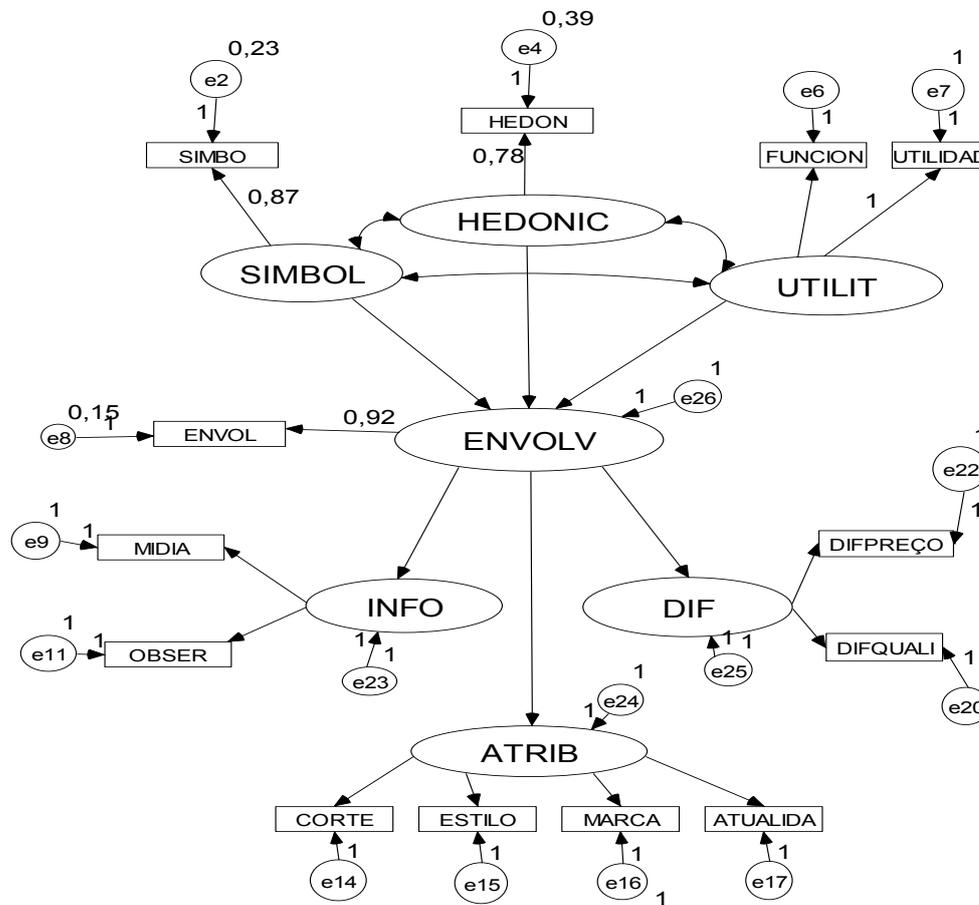
Tendo em vista que os índices do modelo de mensuração estiveram dentro dos padrões recomendados para um bom ajuste dos dados, seguiu-se adiante com a análise do modelo estrutural.

5.2.3.2

Análise do Modelo Estrutural

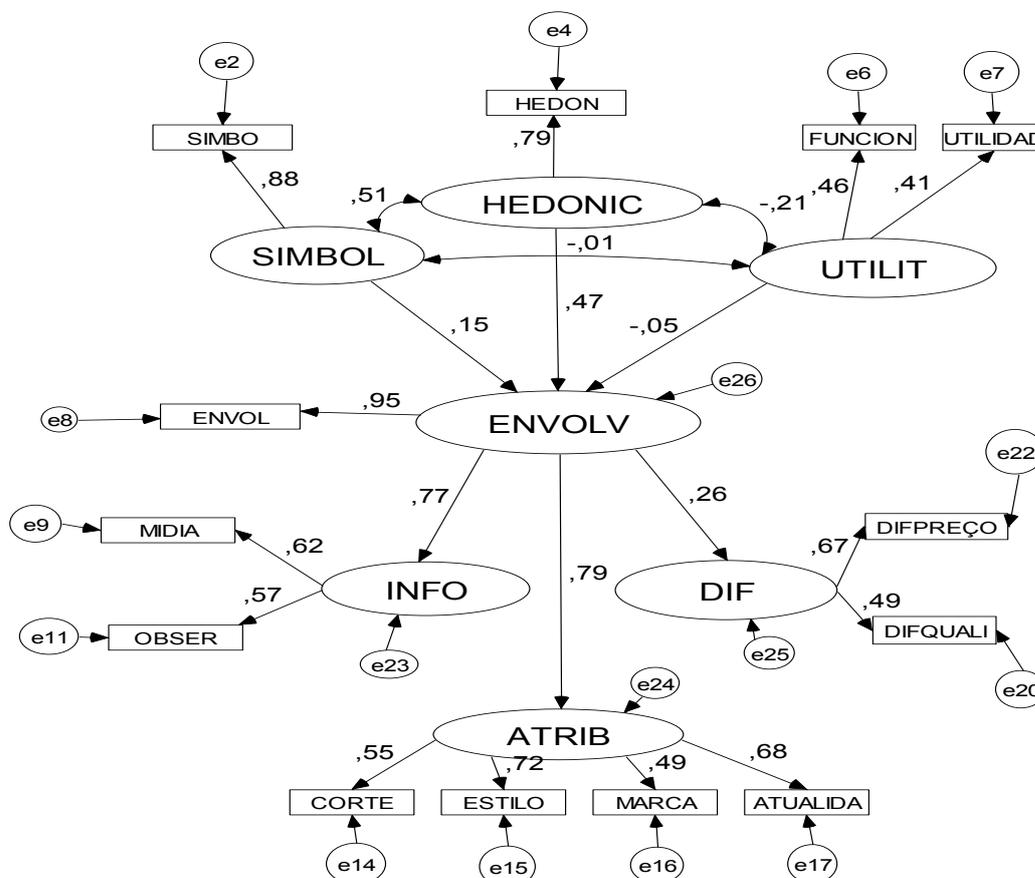
A FIGURA VII mostra o modelo teórico proposto pela presente pesquisa. As covariâncias entre cada par de construto na análise de mensuração foram, nesta etapa, substituídas por relações específicas:

FIGURA VII – Modelo Estrutural Especificado no AMOS



Utilizando o critério de máxima verossimilhança, o modelo foi estimado. A FIGURA VIII mostra o resultado do modelo com os seus coeficientes padronizados.

FIGURA VIII – Resultado do Modelo Original



O primeiro passo da análise foi avaliar o ajuste geral do modelo. Os resultados desse primeiro modelo revelaram um $\chi^2=144,343$ ($P=0,000$). O GFI e o GFI ajustado alcançaram 0,922 e 0,890 respectivamente. Já o PGFI foi de 0,658, o RMSEA de 0,073 e o CFI de 0,841 (vide ANEXO VII). Apesar do qui-quadrado significativo, o GFI, o AGFI e o RMSEA alcançaram valores que representam um bom ajuste do modelo.

O segundo passo da análise envolveu a avaliação da significância e direção dos caminhos do modelo. Abaixo, encontram-se os testes de hipótese para as estimativas desses parâmetros (H_0 : o parâmetro estimado é igual a zero; H_a : o parâmetro estimado é diferente de zero). Pode-se observar que quase todos eles encontraram significância ao nível de 5%, exceto 3: o parâmetro que liga o construto UTILIT ao construto ENVOLV, o que liga o construto SIMBOL ao construto ENVOLV e o que relaciona a variável FUNCION ao construto UTILIT.

TABELA VIII – Estimativas das cargas e suas significâncias no modelo original

	ESTIMATIVA PADRONIZADA	ERRO PADRÃO	P-VALUE
ENVOLV ← SIMBOL	0,155	0,116	0,103
ENVOLV ← HEDONIC	0,474	0,129	0,000
ENVOLV ← UTILIT	-0,054	0,328	0,651
INFO ← ENVOLV	0,773	0,196	0,000
ATRIB ← ENVOLV	0,792	0,148	0,000
DIF ← ENVOLV	0,261	0,082	0,007
SIMBO ← SIMBOL (fixo)	0,877	-----	-----
UTILIDAD ← UTILIT(fixo)	0,406	-----	-----
FUNCION ← UTILIT	0,461	0,472	0,051
HEDON ← HEDONIC(fixo)	0,787	-----	-----
ENVOL ← ENVOLV(fixo)	0,946	-----	-----
OBSER ← INFO	0,570	0,079	0,000
MIDIA ← INFO	0,619	0,086	0,000
CORTE ← ATRIB	0,549	0,054	0,000
ESTILO ← ATRIB	0,718	0,055	0,000
MARCA ← ATRIB	0,494	0,055	0,000
ATUALIDA ← ATRIB	0,679	0,068	0,000
DIFQUALI ← DIF	0,490	0,060	0,000
DIFPREÇO ← DIF	0,666	0,092	0,000

Quanto às direções previstas, apenas a ligação entre a “Percepção do Valor Utilitário” e “Envolvimento” não apoiou o que havia sido conjecturado, ou seja, que quanto maior esse tipo de percepção, maior seria o envolvimento com vestuário. O resultado do modelo mostrou que, apesar dessa relação não ter sido considerada significativa, a direção foi contrária à prevista. É possível que esse resultado esteja ligado ao fato da percepção dos valores hedônicos e simbólicos terem força maior para os mais envolvidos. Talvez os dados estejam dizendo que quanto mais se percebe apenas os valores utilitários do vestuário (já que a percepção de valor utilitário é, em maior ou menor grau, comum a todos), menor o envolvimento. Adicionalmente, a percepção do valor hedônico acabou sobressaindo em relação à percepção do valor simbólico em suas influências nos níveis de envolvimento dos homens com o vestuário, sendo o único antecedente que alcançou significância ao nível de 0,05.

As cargas dos parâmetros que ligam envolvimento aos seus conseqüentes foram todas significativas e nas direções previstas. Através desses valores, observa-se que envolvimento exerce uma forte influência nas buscas por informação sobre o vestuário ($\beta=0,77$) e na percepção da importância dos

diferentes atributos ($\beta=0,79$), embora com a ressalva de que os atributos de imagem foram os que predominaram nesse construto. Adicionalmente, envolvimento pareceu também exercer influência significativa, embora menor, na percepção de diferenças entre as marcas de roupa masculina ($\beta=0,26$). Portanto, com relação ao apoio ou não às hipóteses da pesquisa, encontraram-se os seguintes resultados (nível de confiança de 95%):

TABELA IX – Apoio às Hipóteses

H1: Quanto maior a percepção dos valores simbólicos do vestuário, maior será o nível de envolvimento dos homens com o vestuário.	Não apoiada
H2: Quanto maior a percepção dos valores hedônicos do vestuário, maior será o nível de envolvimento dos homens com o vestuário.	Apoiada
H3: Quanto maior a percepção dos valores utilitários do vestuário, maior será o nível de envolvimento dos homens com o vestuário.	Não apoiada
H4: Quanto maior o nível de envolvimento com o vestuário, maior será a busca contínua de informação sobre vestuário.	Apoiada
H5: Quanto maior o nível de envolvimento com o vestuário, maior será a percepção da importância dos diferentes atributos da roupa.	Apoiada
H6: Quanto maior o nível de envolvimento com o vestuário, maior será a percepção de que as marcas de roupa masculina são diferentes umas das outras.	Apoiada

Assim, o teste do modelo teórico proposto pela presente pesquisa encontrou apoio empírico parcial. Se todas as hipóteses relativas aos conseqüentes de envolvimento com vestuário foram apoiadas, apenas uma das três hipóteses relativas aos antecedentes (a percepção de valor hedônico) foi apoiada ao nível de confiança de 95%.

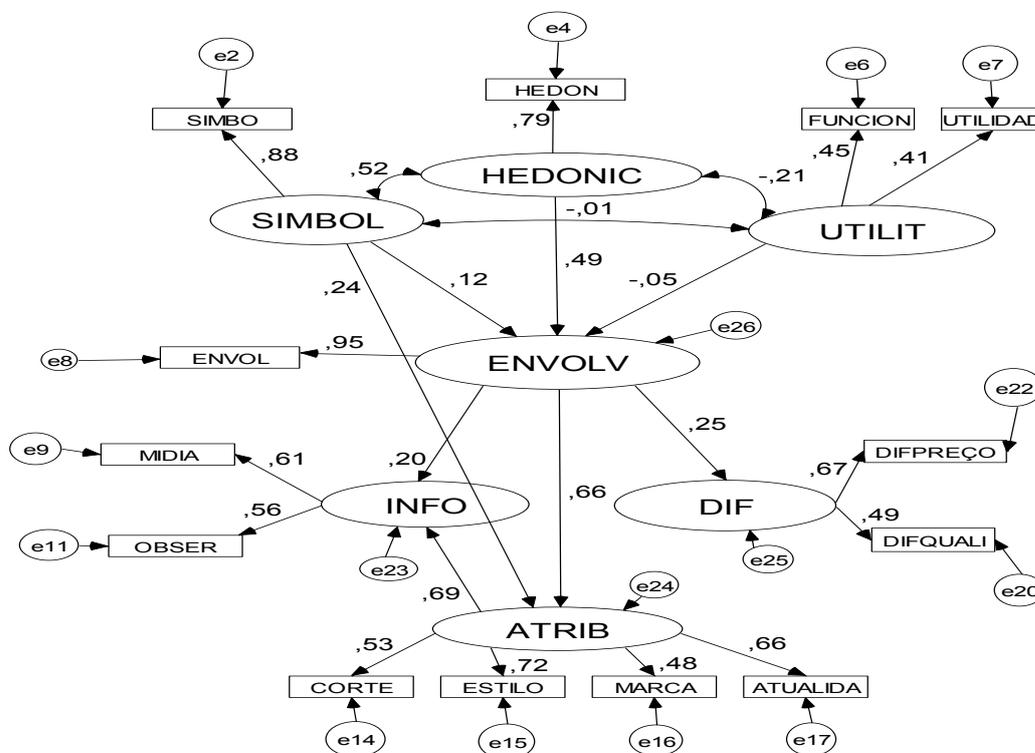
Porém, como um último passo em SEM, é preciso testar não apenas se o modelo em questão tem ajuste adequado, mas também se ele tem melhor desempenho do que um modelo alternativo. Se o modelo proposto não mostrar melhor desempenho, é o modelo teórico alternativo quem deve ser apoiado. Assim, é importante frisar que um bom nível de ajuste não prova que a teoria em questão é a melhor maneira para explicar a matriz de covariância observada: um bom ajuste não significa que o modelo dado é a única estrutura verdadeira.

É comum a utilização de modelos aninhados para competir com o modelo proposto. Os modelos são comparados em termos de um teste da diferença dos χ^2

dos modelos, o χ^2 de um modelo base e o χ^2 de um modelo alternativo e menos restrito (mais parâmetros liberados para o cálculo).

Assim, criou-se um modelo menos restrito do que o modelo original. A teoria foi, conforme se recomenda, preponderante para a criação dos dois caminhos alternativos na especificação desse segundo modelo. O primeiro caminho adicionado se referiu à ligação entre a percepção da importância dos diferentes atributos e busca de informação, colocando que quanto mais se percebe a importância dos atributos, mais se buscam informações sobre vestuário (talvez para a realização de escolhas e usos satisfatórios). O segundo caminho inserido se referiu à ligação entre percepção do valor simbólico e importância dada aos atributos, colocando que quanto maior a percepção do valor de comunicação e de expressão do vestuário, maior a percepção de importância dos atributos (de imagem) das roupas. A proposta geral desse modelo não descarta a proposta prévia, mas sim a complementa ao trazer à tona novas ligações entre variáveis. A FIGURA IX mostra os resultados desse modelo reespecificado:

FIGURA IX – Resultado da Re-especificação



O teste da diferença entre os qui-quadrados dos modelos aninhados mostrou resultado significativo ($\Delta\chi^2=22,35$ e $\Delta df=2$, maior que o valor crítico de 5,99 com significância de 0,05). A re-especificação revelou um ajuste geral ainda melhor: apesar da diminuição do PGFI (0,640), o GFI e o AGFI foram de 0,934 e 0,905 respectivamente, enquanto o RMSEA diminuiu para 0,064 e o CFI aumentou para 0,882 (vide ANEXO VIII). Foi, então, o modelo alternativo quem acabou sendo apoiado, conforme mostra a TABELA X:

TABELA X – Sumário dos índices dos modelos estruturais

	Modelo original	Segundo modelo
χ^2	144,34	113,48
GFI	0,922	0,934
AGFI	0,890	0,905
PGFI	0,658	0,640
CFI	0,841	0,882
RMSEA	0,073	0,064

Quanto aos parâmetros do modelo alternativo, encontraram-se os seguintes resultados:

TABELA XI – Estimativas das cargas e suas significâncias na re-especificação

	ESTIMATIVA PADRONIZADA	ERRO PADRÃO	P-VALUE
ENVOLV ← SIMBOL	0,124	0,119	0,204
ENVOLV ← HEDONIC	0,486	0,132	0,000
ENVOLV ← UTILIT	-0,055	0,329	0,651
INFO ← ENVOLV	0,197	0,243	0,208
ATRIB ← ENVOLV	0,659	0,136	0,000
DIF ← ENVOLV	0,249	0,082	0,010
SIMBO ← SIMBOL (fixo)	0,877	-----	-----
UTILIDAD ← UTILIT(fixo)	0,410	-----	-----
FUNCION ← UTILIT	0,450	0,448	0,050
HEDON ← HEDONIC(fixo)	0,787	-----	-----
ENVOL ← ENVOLV(fixo)	0,945	-----	-----
OBSEER ← INFO	0,563	0,091	0,000
MIDIA ← INFO	0,606	0,099	0,000
CORTE ← ATRIB	0,528	0,054	0,000
ESTILO ← ATRIB	0,716	0,055	0,000
MARCA ← ATRIB	0,482	0,056	0,000
ATUALIDA ← ATRIB	0,656	0,067	0,000
DIFQUALI ← DIF	0,489	0,060	0,000
DIFPREÇO ← DIF	0,666	0,092	0,000
INFO ← ATRIB	0,693	0,316	0,009
ATRIB ← SIMBOL	0,235	0,126	0,003

Ambos os caminhos adicionados foram estatisticamente significantes. Porém, curiosamente, a relação direta entre envolvimento (ENVOLV) e busca de informação (INFO) perdeu significância. A ligação indireta entre eles, através da importância dos atributos de imagem (ATRIB), revelou-se maior do que a direta.

A tabela abaixo mostra os resultados dos efeitos totais (efeitos diretos + efeitos indiretos) de uma variável sobre a outra. Observa-se que o efeito da percepção dos valores hedônicos (HEDONIC) sobre o construto envolvimento com vestuário (ENVOLV) foi de 0,486. Este foi o único antecedente significativo. Já os efeitos totais do envolvimento sobre a busca de informação (INFO), a percepção de importância dos atributos de imagem (ATRIB) e a percepção de diferenças entre as marcas de roupa masculina (DIF) foram de 0,653, 0,659 e 0,249, respectivamente. Os efeitos totais da percepção do valor hedônico sobre a busca de informação (0,317) foram mais fortes do que os efeitos da percepção do valor simbólico (0,244). Já os efeitos da importância dada aos atributos de imagem sobre a busca de informação (0,693) acabaram se tornando mais fortes, nesse modelo reespecificado e apoiado, do que os próprios níveis de envolvimento. Por sua vez, a percepção da importância dos atributos (de imagem) pareceu receber igual influência dos valores hedônicos (0,320) e dos valores simbólicos (0,317).

TABELA XII – Efeitos totais padronizados do modelo reespecificado

	HEDONIC	UTILIT	SIMBOL	ENVOLV	ATRIB	DIF	INFO
ENVOLV	0,486	-0,055	0,124				
ATRIB	0,320	-0,036	0,317	0,659			
DIF	0,121	-0,014	0,031	0,249			
INFO	0,317	-0,036	0,244	0,653	0,693		
CORTE	0,169	-0,019	0,167	0,348	0,528		
ESTILO	0,229	-0,026	0,227	0,472	0,716		
MARCA	0,154	-0,017	0,153	0,318	0,482		
ATUALIDA	0,210	-0,024	0,208	0,432	0,656		
DIFQUALI	0,059	-0,007	0,015	0,122		0,489	
DIFPREÇO	0,081	-0,009	0,021	0,166		0,666	
MIDIA	0,192	-0,022	0,148	0,396	0,420		0,606
OBSER	0,179	-0,020	0,137	0,368	0,390		0,563
ENVOL	0,459	-0,052	0,117	0,945			
UTILIDAD		0,410					
FUNCION		0,450					
HEDON	0,787						
SIMBO			0,877				