



RAM. Revista de Administração Mackenzie
ISSN: 1518-6776
revista.adm@mackenzie.com.br
Universidade Presbiteriana Mackenzie
Brasil

PIZZUTTI DOS SANTOS, CRISTIANE; VON DER HEYDE FERNANDES, DANIEL
AVALIAÇÃO DA ESCALA CONSUMER STYLE INVENTORY (CSI) NO CONTEXTO BRASILEIRO
RAM. Revista de Administração Mackenzie, vol. 7, núm. 2, 2006, pp. 11-38

Universidade Presbiteriana Mackenzie
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=195416296002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc



AVALIAÇÃO DA ESCALA CONSUMER STYLE INVENTORY (CSI) NO CONTEXTO BRASILEIRO

EVALUATION OF THE CONSUMER STYLE INVENTORY (CSI) SCALE
IN THE BRAZILIAN CONTEXT

CRISTIANE PIZZUTTI DOS SANTOS

Doutora pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2001, com realização de doutorado sanduíche em 1999, na Case Western Reserve University, em Cleveland, EUA.

Professora de Marketing na Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Autora em revistas e eventos nacionais e internacionais
Rua Washington Luis, 855, sl. 454 – Porto Alegre – RS – CEP 90010-460
E-mail: cpsantos@ea.ufrgs.br

DANIEL VON DER HEYDE FERNANDES

Bolsista de Iniciação Científica PIBIC/CNPQ. Mestrando em Marketing do Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Autor em revistas e eventos nacionais e internacionais
Rua Tito Lívio Zambecari, 750/403 – Porto Alegre – RS – CEP 90450-230
E-mail: dvon@terra.com.br



RESUMO

O objetivo deste estudo é a avaliação, no contexto brasileiro, da escala Consumer Style Inventory (CSI), desenvolvida por Sproles e Kendall (1986), que investiga os estilos de tomada de decisão dos consumidores. A presente pesquisa tem como foco os jovens, uma vez que poucos estudos têm investigado a tomada de decisão desta população, apesar de as experiências vivenciadas na adolescência influenciarem o comportamento dos indivíduos durante sua vida adulta e do fato de os adolescentes serem cada vez mais responsáveis por suas decisões de consumo e influenciarem fortemente as decisões familiares. Desta forma, a partir de um *survey* com 464 adolescentes, a escala foi avaliada, purificada e validada. Primeiramente, por meio de verificações da validade de conteúdo. Após, a amostra foi dividida aleatoriamente em duas: a primeira serviu à purificação das medidas e a segunda, à validação do modelo de mensuração. Os resultados indicam, de modo geral, um agrupamento bastante similar ao do estudo inicial e a confiabilidade e validade do instrumento no ambiente testado, com pequenas adaptações necessárias – um item de cada um dos seguintes estilos: orientados pela moda, pela marca, hedônico, e dois itens do estilo impulsivo revelaram fraca diferenciação entre os fatores, fraca identificação com seus respectivos estilos ou, ainda, indicaram melhoria significativa do modelo de medidas ao serem retirados, justificando a sua exclusão.

PALAVRAS-CHAVE

Estilos de tomada de decisão; Adolescentes; Avaliação de escala; Taxonomia; Padrões de comportamento do consumidor.

ABSTRACT

The objective of this study is the evaluation, in the Brazilian context, of the Consumer Style Inventory (CSI), developed by Sproles e Kendall (1986), which investigates the consumers' decision-making styles. The present research focuses on young people, since few studies investigated the decision-making process

of this population, despite the impact of the experiences lived in the adolescence on the individuals' adult behavior and the fact that the adolescents are more responsible for their consumption decisions and have more influence on the familiar decisions than ever before. By a survey with 464 adolescents, the scale was evaluated, refined and validated. First of all, we assess the content validity. Then, the sample was divided randomly in two: the first part served to purify the measures and the second one, to validate the measurement model. Overall, the results indicate a factorial structure similar to the initial study and the reliability and validity of the CSI scale on the Brazilian context, with some changes – one item of each of the following styles: guided by the fashion, by the brand, and hedonism; and two items of the impulsive style had weak differentiation among the factors, weak identification with their respective styles or, still, indicated significant improvement in the goodness-of-fit indices of the measurement model by being removed, justifying their exclusion.

KEYWORDS

Decision making styles; Adolescents; Evaluation of scale; Taxonomy; Patterns of consumer behavior.

1 INTRODUÇÃO

O processo de tomada de decisão tem se tornado cada vez mais complexo. A abundância de alternativas, de canais de compra e de atividades promocionais possibilitam uma gama muito grande de escolhas para compra, dificultando a ação das empresas de diferenciar suas ofertas. Ao se engajar em um processo de compra, os consumidores, por sua vez, parecem obedecer a determinados padrões ou estilos de comportamento e a empregar estratégias e regras que guiam suas decisões. O conhecimento desses estilos é importante para os profissionais de marketing, pois revela a orientação do consumidor em situações de compra e pode servir como base para se segmentar os clientes em grupos homogêneos e lucrativos, aos quais serão ofertados produtos e serviços adequados a seu perfil. Assim, pesquisadores têm buscado traçar perfis de compra, evidenciando a importância do tema (MAYNES, 1976; BETTMAN, 1979; WESTBROOK; BLACK, 1985; SPROLLES, 1985; MCDONALD, 1993; WANG; SIU; HUI, 2004; WESLEY; LEHEW; WOODSIDE, 2006).

O propósito dessa pesquisa é justamente examinar, no contexto brasileiro, a aplicabilidade de um instrumento criado para investigar os estilos de

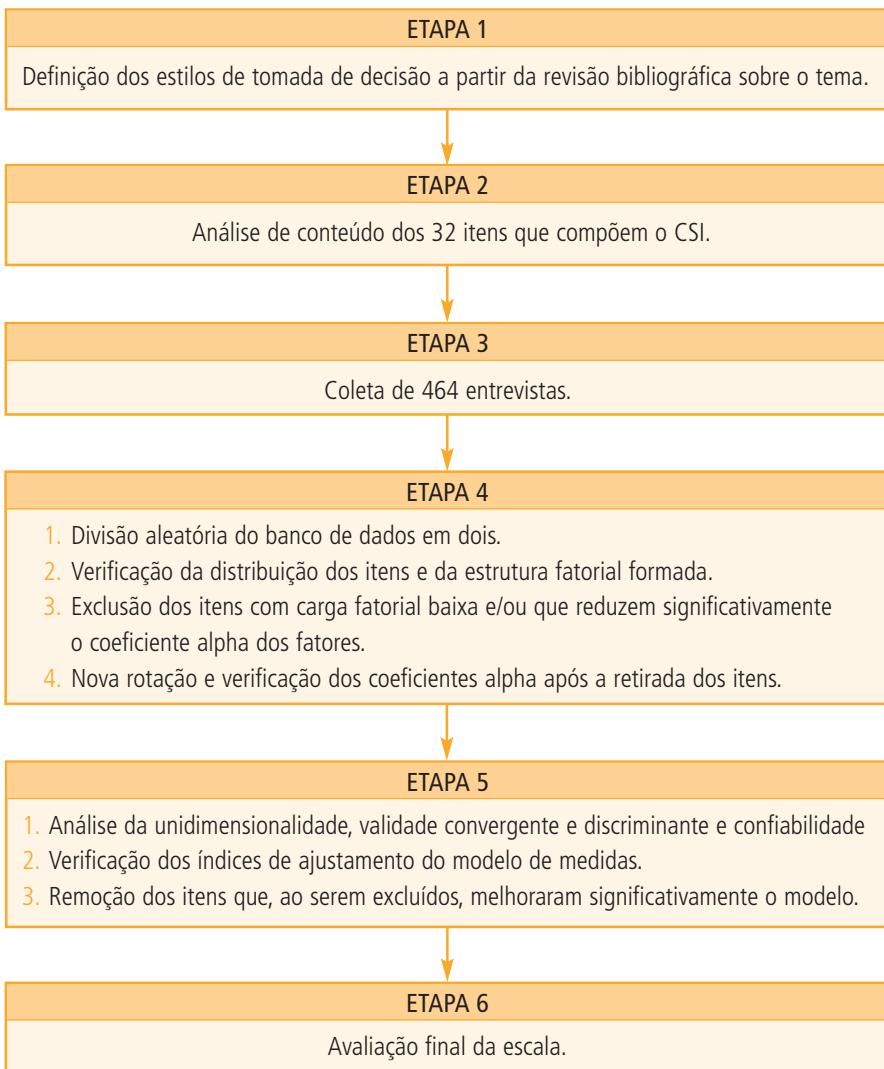
tomada de decisão dos consumidores – o Consumer Styles Inventory, a partir daqui chamado de CSI, desenvolvido por Sproles e Kendall (1986), buscando contribuir com diversos estudos anteriores que tratam da validação desse instrumento. Após realização de exaustiva revisão de literatura, acredita-se que se trata da primeira avaliação desta escala no ambiente brasileiro. Ressalta-se que, após sua criação, diversos estudos (HAFSTROM et al., 1992; DURVASULA et al., 1993; ZOTOS et al., 1996; MITCHELL; WALSH, 2004, TAI, 2005) replicaram o trabalho de Sproles e Kendall (1986) com o objetivo de aperfeiçoar o instrumento e de captar diferenças culturais que poderiam surgir e afetar a validade da escala. Nenhum desses trabalhos propõe, no entanto, a substituição da escala original pela escala modificada conforme os resultados encontrados. Pelo contrário, sugerem que a escala original deve ser testada em outros ambientes para sua adaptação. Nesse sentido, este trabalho utiliza-se da escala original.

Para atingir este propósito, consumidores jovens foram pesquisados. A escolha por este segmento se deve à escassez de estudos envolvendo essa população, principalmente no Brasil, e à importância desse segmento para a economia. No Brasil, o interesse por esse grupo de consumidores cresce à medida que no país existem cerca de 28 milhões de jovens com renda própria de 30 bilhões de reais por ano e poder de influenciar as compras de seus pais, estimadas em 94 bilhões de reais (IBGE, 2003). Além do poder de compra, a importância do estudo do consumidor jovem é refletida na assertiva comum entre os cientistas do comportamento humano de que as experiências vivenciadas na adolescência são de grande importância na construção de padrões de comportamento, inclusive na fase adulta (WARD, 1974). Desta forma, o estudo dessas experiências serviria para se entender não apenas o comportamento do consumidor jovem, mas também o desenvolvimento de padrões de comportamento entre adultos. Apesar da relevância, poucos trabalhos versam sobre o comportamento do consumidor jovem (CHURCHILL; MOSCHIS, 1979; SETTE; SANTOS; REIS, 2003; D'ANGELO, 2002).

Esse artigo é dividido em cinco seções. A primeira delimita o domínio dos estilos de tomada de decisão e descreve a geração da escala e de seus itens (Etapas 1, 2 e 3, na Figura 1). A segunda apresenta a coleta de dados (Etapa 4), enquanto a terceira provê uma avaliação da estrutura fatorial formada e dos procedimentos para purificação da escala (Etapas 5). A próxima seção fornece a validade e dimensionalidade da escala (Etapa 6). A seção final promove uma avaliação geral dos resultados, bem como discute potenciais aplicações do instrumento.

FIGURA I

SUMÁRIO DAS ETAPAS NA AVALIAÇÃO DA ESCALA CSI



15

2 ESTILOS DE TOMADA DE DECISÃO

Os principais conceitos tratados neste artigo referem-se aos estilos de tomada de decisão dos consumidores. Embora diversos fatores influenciem a decisão de compra, os consumidores tendem a obedecer determinados estilos básicos.

cos de tomada de decisão. Os estilos de tomada de decisão são definidos como “orientações mentais que determinam a forma com que os consumidores realizam escolhas entre diferentes produtos no mercado” (SPROLES; KENDALL, 1986, p. 80). Identificar características básicas de estilos de tomada de decisão é essencial para a empresa entender e se relacionar melhor com seus clientes, bem como para desenvolver ofertas que provoquem o interesse desses.

A literatura sobre comportamento de compra do consumidor sugere três abordagens para caracterizar um estilo de consumo: a abordagem psicográfica, que identifica mais de 100 características relevantes ao comportamento de compra (LASTOVICKA, 1982; WELLS, 1974); a abordagem tipológica, que identifica tipos gerais de consumidores (DARDEN; ASHTON, 1974; MOSCHIS, 1976) e a abordagem pelas características, que explora as orientações cognitivas e afetivas especificamente relacionadas à tomada de decisão do consumidor (SPROLES; KENDALL, 1986).

Embora as abordagens sejam diferentes, determinadas características são chaves na tomada de decisão do consumidor e indicam qual estilo ou orientação esse consumidor possui. Entre essas três, entretanto, a última abordagem parece ser a mais consistente, pois enfoca a orientação mental dos consumidores, considerando as orientações cognitivas e afetivas deles em seu processo de tomada de decisão e supondo que os estilos da tomada de decisão podem ser determinados identificando orientações gerais para a seleção de ofertas e a compra (ZOTOS et al., 1996). Essa abordagem é útil aos profissionais de marketing, já que fornece um instrumento de classificação dos consumidores com relação a estilos heterogêneos de tomada de decisão. Tal conhecimento é também relevante, pois possibilita a identificação de conjuntos de consumidores que compartilham orientações para as compras similares, embora essa pareça ser até o momento uma preocupação predominantemente norte-americana.

A abordagem pelas características teve seu início com Sproles (1985), que desenvolveu um instrumento com 50 itens para medir orientações gerais em relação ao consumo. Em 1986, Sproles e Kendall aprimoraram esse instrumento e desenvolveram uma versão mais parcimoniosa usando 40 itens, chamando-o de Consumer Style Inventory (CSI). O CSI foi validado em uma população de estudantes de ensino médio nos Estados Unidos e consiste em medir oito estilos fundamentais de tomada de decisão dos consumidores: 1. perfeccionistas e orientados pela busca de alta qualidade; 2. cientes do preço justo e do valor do dinheiro; 3. orientados pela marca e cientes de que maior preço significa melhor qualidade; 4. inovadores e orientados pela moda; 5. hedonistas; 6. habituais e leais; 7. impulsivos; e 8. confusos para escolher determinada marca.

O CSI, portanto, consiste em oito fatores. O primeiro fator, que mede o estílo perfeccionista de tomada de decisão, refere-se à orientação por produtos de melhor qualidade. Consumidores perfeccionistas costumam comprar de forma sistemática, cuidadosa e por comparação. O construto do preço justo identifica a medida com que os consumidores valorizam preços baixos e em liquidação. Em contrapartida, o terceiro fator, que mede orientação pela marca, caracteriza aqueles com alto escore nesse fator, como os que acreditam comprar o melhor pelo preço mais alto e pelas marcas mais conhecidas. O quarto fator avalia a grandeza do estilo inovador de tomada de decisão, ou seja, relacionado à busca de novas tendências. O estilo hedonista determina o grau com que o consumidor considera a atividade de compra como algo recreativo e divertido. O sexto avalia a magnitude da característica de possuir lojas e marcas favoritas e de preferir estas a outras. O estilo impulsivo mede o quanto o consumidor costuma comprar impulsivamente e de forma não planejada. A última dimensão, da característica confusa de compra, evidencia, ao obter alto escore nesse parâmetro, dificuldade em fazer escolhas.

Shim (1996) propõe que os oito estilos são subgrupos que podem ser classificados em três orientações: utilitária, social/conspicua e indesejável. Os dois primeiros estilos, *perfeccionistas e orientados pela busca de alta qualidade e cientes do preço justo e do valor do dinheiro*, representam a orientação utilitária, pois preço e qualidade são enfatizados. Os próximos quatro estilos, *orientados pela marca e cientes de que maior preço significa melhor qualidade, inovadores e orientados pela moda, hedonistas e habituais e leais à determinada marca*, representam a orientação por motivações sociais de consumo. Consumidores com esses estilos são caracterizados como buscando marcas conhecidas ou produtos caros e sendo enquadrados como consumidores que consideram as compras como atividade recreativa. Finalmente, os *impulsivos e os confusos* representam orientações indesejáveis, pois os compradores podem tomar decisões ruins devido à impulsividade ou confusão na hora da compra.

É importante ressaltar que não se trata de uma tipologia de estilos de tomada de decisão. Embora a escala revele um padrão de comportamento, ofereça estilos independentes entre si, suporte a análise de *clusters* e boa parte da amostra eleja um estilo principal e determinante de suas ações, nada impede que sejam manifestados múltiplos estilos em determinadas situações de compra. Além disso, de acordo com Sproles e Kendall (1986), a maior parte dos indivíduos se engaja em dois estilos dominantes, os quais guiam à tomada de decisão. O CSI oferece, portanto, uma taxonomia de resposta, ou seja, este instrumento não é propriamente a classificação de indivíduos em diferentes grupos fechados, mas a

classificação de ações e padrões de comportamento que guiam as pessoas ao se deparar com situações de compra.

Devido à validade e à confiabilidade do CSI terem sido estabelecidas utilizando uma amostra de estudantes norte-americanos, Sproles e Kendall (1986) recomendaram a validação do instrumento em outras populações. Durvasula et al. (1993) o examinaram utilizando uma amostra de estudantes universitários neozelandeses e encontraram que o instrumento seria aplicável, embora alguns itens obtivessem agrupamento diferentemente ao obtido no estudo original. Hafstrom et al. (1992), baseando-se no estudo de Sproles (1985), reconsideraram diversos itens que haviam sido excluídos por Sproles e Kendall (1986) e examinaram os estudantes universitários coreanos. Ao comparar com as outras aplicações do CSI, o autor verificou que “apesar do otimismo gerado pelos estudos anteriores, deve ser mantido um certo cuidado ao considerar que o CSI possui elementos de validade de construto e potencial de uso entre populações internacionais” (p. 120). Ambos os estudos indicaram a necessidade de pesquisas adicionais em outras populações para examinar o grau em que o CSI pode ser estendido a outras culturas e países.

Alguns estudos tiveram como motivação inicial a aplicação do CSI em relação aos gêneros masculino e feminino, como o de Bakewell e Mitchell (2004), na Grã-Bretanha, e Mitchell e Walsh (2004), na Alemanha. Outros ainda avaliaram os escores obtidos nos diferentes fatores, como Tai (2005), que comparou as médias dos fatores nas cidades de Xangai e de Hong Kong. Por meio desses estudos, contribuições significativas para a validação de escala de Sproles e Kendall (1986) foram oferecidas. A seguir, um quadro-resumo com os estudos sobre a validação do CSI desde a construção da escala até os mais recentes testes de validação.

No geral, ao se examinar as similaridades entre culturas, seis fatores (perfeccionismo, orientado pela marca, confuso, hedonismo, impulsividade e leal) aparecem com relativa estabilidade entre os estudos, tendo mais probabilidade de serem confirmados. O fator preço, todavia, apresentou diversos problemas, tanto de confiabilidade como de validade convergente e discriminante, em diversos países (Nova Zelândia, Grécia, Índia, Alemanha, Coréia e China), e o estilo orientado pela moda apresentou também problemas em alguns países e em alguns de seus itens. Particularmente, os quartos itens dos estilos orientados pela moda e pela marca na escala de Sproles e Kendall (1986) evidenciaram problemas em diferentes culturas (Grécia, Índia e Nova Zelândia) e foram apenas confirmados em estudos com amostras norte-americanas, sendo que o fator orientado pela moda não foi encontrado na Coréia.

TABELA I
ESTUDOS QUE APLICARAM O CSI

| ESTUDOS | AMOSTRA | PRINCIPAIS RESULTADOS |
|----------------------------|---|---|
| Sproles e Kendall (1985) | País: EUA. 111 universitárias. | Encontram-se seis fatores: perfeccionistas, preço, marca, moda, confuso e que evita compras. |
| Sproles e Kendall (1986) | País: EUA. Estudo com 482 estudantes de ensino médio. | Foram incluídos os estilos: lealdade, impulsividade e hedonismo, e retirado o que evita compras, resultando num instrumento de 40 itens. A solução fatorial explicou 46% da variação total. |
| Hafstrom et al. (1992) | País: Coréia. 311 estudantes de ensino médio. | Encontram-se oito fatores, respondendo por 47% da variância. Apesar do estilo orientado pela moda não foi confirmado pela amostra coreana. Foi adaptado o fator que caracteriza a atitude de evitar compras da escala de Sproles e Kendall (1985) e incluíram o estilo de tempo/energia, mas com baixa confiabilidade. |
| Durvasula et al. (1993) | País: Nova Zelândia. 210 estudantes (média de idade – 20 anos). | A solução com oito fatores se mostrou ideal explicando 56% da variância. As escalas representando perfeccionismo, impulsivo e hedonismo foram estáveis e internamente consistentes. Preço, confuso e marca apresentaram alphas muito baixos. |
| Zotos et al. (1996) | País – Amostra. Grécia – 95. Índia – 73. Nova Zelândia – 210. EUA – 108. Total – 486 estudantes. | A análise fatorial indicou a exclusão do estilo orientado pelo preço. A solução com sete fatores foi capaz de explicar de 52,2% a 57,7% da variância entre as quatro amostras. O CSI recebeu maior suporte nos dois países mais desenvolvidos economicamente (EUA e NZ). Os autores indicam que os fatores marca, moda, leal e perfeccionismo foram mais estáveis entre os quatro países. |
| Mitchell e Bates (1998) | País: Inglaterra. 401 estudantes universitários. | Obteve confiabilidade (Alpha de Cronbach – 0,63) para a dimensão tempo/energia, introduzida por Hafstrom et al. (1992) e que não havia sido validada em nenhum outro estudo. A solução de dez fatores explicou 57,5% da variância. Os fatores confuso, preço e perfeccionismo apresentaram a mesma estrutura do original. |
| Walsh et al. (2001) | País: Alemanha. 455 entrevistas, 184 em Hamburgo e 271 em Lüneburgo. | A melhor solução encontrada foi composta por sete fatores explicando 52% da variância total. O fator preço apresentou confiabilidade e validade muito baixa e teve de ser excluído. Dois itens de lealdade agruparam-se num novo fator, ao qual somaram-se os quatro itens da moda e da marca, caracterizando o estilo de busca por variedade. Os fatores perfeccionismo, confuso e impulsivo apresentaram configuração similar ao estudo original. |
| Hiu et al. (2001) | País: China. 387 entrevistas em Guangzhou. | Encontraram-se apenas 18 dos 40 itens da escala, em sete fatores. O fator impulsivo foi retirado e o preço teve apenas um item. Apesar da forte redução nos itens, a escala obteve confiabilidade aceitável às dimensões: perfeccionismo, moda, hedonismo e confuso. |
| Bakewell e Mitchell (2004) | País: Inglaterra. 245 homens entre 18 e 22 anos. | Obteve-se a solução de 12 fatores, sendo oito conforme o estudo inicial, dois (tempo/energia e lealdade) de acordo com Mitchell e Bates (1998) e dois novos (promiscuidade e confuso por tempo restrito) com apenas dois itens cada e confiabilidades de 0,32 e 0,35, respectivamente. Essa solução explicou 63,4% da variância. Apenas os fatores marca, moda e confuso obtiveram confiabilidade aceitável. |

TABELA I (CONTINUAÇÃO)
ESTUDOS QUE APLICARAM O CSI

| ESTUDOS | AMOSTRA | PRINCIPAIS RESULTADOS |
|-------------------------|--|---|
| Mitchell e Walsh (2004) | País: Alemanha. 358, 180 mulheres e 178 homens entre 17 e 44 anos. | Para as mulheres e homens, uma solução com nove fatores foi encontrada, porém apenas quatro fatores foram comuns a ambos (perfeccionismo, marca, impulsivo e confuso). Os fatores moda, hedonismo e tempo/energia ficaram restritos à amostra feminina. |
| Tai (2005) | País: China. 289, 163 em Hong Kong e 126 em Xangai. | Testou a diferença entre duas cidades da China da escala CSI e outros itens, obtendo 60 itens e 15 fatores, dos quais dez foram confirmados, dentre esses perfeccionismo, marca, moda, preço e lealdade. |

3 MÉTODO DE PESQUISA

Para testar a aplicabilidade da escala foi realizado um estudo descritivo de corte transversal (*survey*) com 464 consumidores adolescentes, durante um evento musical ocorrido em janeiro de 2005, que reuniu em torno de 90 mil pessoas. A razão para se investigar adolescentes nesse evento é que nesse local reuniu-se uma grande quantidade de jovens, de várias partes do Estado do Rio Grande do Sul (capital e interior) e com certa heterogeneidade, os quais, nos intervalos dos shows, mostrariam grande disponibilidade em responder à pesquisa. Os dez entrevistadores foram distribuídos por toda a área do evento com o objetivo de abordar os diferentes perfis e “tribos” de jovens presentes no local.

Os estilos de tomada de decisão foram testados por meio da utilização de 32 itens selecionados do CSI (SPROLES; KENDALL, 1986), uma vez que estudos posteriores mostraram que a retirada de um item de cada fator, aqueles com menor carga fatorial, melhorava consistentemente a confiabilidade do instrumento e o modelo de medidas (ZOTOS et al., 1996; SHIM, 1996). Foi solicitado aos entrevistados que respondessem em que grau eles concordavam com cada frase, utilizando uma escala de Likert de 5 pontos (1 = discordo totalmente; 5 = concordo totalmente).

Para que as escalas pudessem ser adaptadas para a aplicação no Brasil, foi necessária a tradução para o português por intermédio da técnica de tradução reversa (MALHOTRA, 2001). Esse procedimento garantiu a manutenção do significado e da precisão das medidas. Além disso, um pré-teste foi feito para identificar problemas potenciais do questionário. Algumas mudanças relativas à linguagem e ao vocabulário dos jovens foram requeridas, porém nenhuma substancial.

Embora a Análise Fatorial Exploratória (AFE) tenha métodos e objetivos diferentes da Análise Fatorial Confirmatória (AFC), existiria um viés de confir-

mação da validade da escala quando a mesma amostra é utilizada às duas análises (FLOYD; WIDAMAN, 1995). Por esse motivo, a divisão aleatória do banco de dados em dois provê maior robustez e consistência externa à avaliação do instrumento (ANDERSON; GERBING; HUNTER, 1987). Dessa forma, a amostra deste estudo foi dividida aleatoriamente em duas: a primeira ($N=232$) serviu para a geração, purificação e verificação da confiabilidade dos construtos, por meio da AFE. A segunda ($N=232$) foi utilizada para a validação do modelo de medidas, englobando validade convergente e discriminante do sistema, pela AFC. Note-se que a avaliação da escala em duas etapas – exploratória e confirmatória – é recomendada por diversos autores, entre eles, Kim e Mueller (1978) e Gorsuch (1983).

Ressalta-se que o tamanho das amostras é considerado adequado, levando-se em consideração o número de parâmetros estimados (HAIR et al., 1998). Testes ANOVAs foram realizados para atestar que diferenças nos resultados não sejam devidas a diferenças nas amostras – nenhuma discrepância significativa foi encontrada.

4 RESULTADOS

Os resultados deste trabalho serão apresentados da seguinte forma: primeiramente será feita a validade de conteúdo e uma caracterização geral da amostra, pela análise univariada. A seguir, será examinada a estrutura e o agrupamento dos dados da escala de Sproles e Kendall (1986) pela Análise Fatorial Exploratória (AFE). Após, a validade e confiabilidade do instrumento serão avaliadas pela Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Salienta-se que uma análise prévia dos dados foi realizada para retirada de *outliers* univariados (casos com três desvios ou mais de distância da média) e multivariados, por meio dos testes Mahalanobis e Cooks, *missing values* e verificação da normalidade univariada, pelo teste Kolmogorov-Smirnov, multivariada, identificada pela estatística Mardia, linearidade e homocedasticidade dos dados pela avaliação dos resíduos das variáveis. Apesar da exaustiva busca e de pequenos desvios de normalidade, nenhum caso precisou ser excluído.

4.1 VALIDADE DE CONTEÚDO

21

A validade de conteúdo, embora subjetiva, é uma avaliação sistemática da extidão com que o conteúdo de uma escala representa aquilo que deve ser mensurado, ou seja, se os itens da escala abrangem adequadamente todo o domínio do construto analisado (MALHOTRA, 2001). Por se tratar, em parte, de uma questão de julgamento, não se pode ter garantia de que uma determinada medida possua

validade de conteúdo. Para verificar a validade de conteúdo do CSI, buscou-se respaldo no relato detalhado dos autores (SPROLES; KENDALL, 1986) sobre o processo de construção e desenvolvimento da escala e também na avaliação da escala por dois professores de marketing experientes e doutores na área.

Além disso, os cuidados referentes aos processos de tradução reversa e realização de um pré-teste com sete adolescentes de diferentes idades garantiram a clareza e compreensão dos termos utilizados e a validade quanto ao conteúdo do instrumento.

4.2 CARACTERIZAÇÃO DA AMOSTRA

A amostra foi composta de 464 jovens entre 12 e 20 anos (média = 16,8 anos). Cerca de 62% dos respondentes são do sexo feminino. A renda familiar dos entrevistados variou de menos de R\$ 500,00 (3% da amostra) a mais de R\$ 5.000,00 (21,4%). Outros 55,7% declararam renda familiar entre R\$ 1.000,00 e R\$ 5.000,00. A maioria dos jovens (65%) não recebe mesada dos pais e 53% estudam em escola particular. Com maior freqüência, eles possuem irmãos ou irmãs (83%) e 45,3% desses disseram ser o mais novo, 38,8% o mais velho e 15,9% o do meio. Em 60% dos adolescentes entrevistados, os pais são casados e, em 35,3%, são separados.

Analisando a média das escalas de estilos de tomada de decisão, verifica-se que o estilo mais marcante na amostra é o perfeccionismo (Média = 3,64). Isso indica que as decisões de consumo são relativamente importantes para os jovens e eles buscam fazer a escolha certa. O segundo estilo mais marcante foi o de lealdade a marcas ($M = 3,33$), mostrando que os jovens têm consciência das marcas e, o mais importante, já formaram preferências mais estáveis. A seguir, aparecem os estilos orientados pelo preço ($M = 3,27$), pelo hedonismo ($M = 3,22$) e pela moda ($M = 3,15$), sugerindo que ao mesmo tempo em que têm consciência da importância do preço e que buscam encontrar as melhores ofertas, os jovens sentem prazer em consumir e gostam de estar atualizados em relação à moda. Finalmente, os estilos com menores médias foram marca ($M = 3,02$), impulsivo ($M = 3,01$) e confuso ($M = 2,93$). É interessante notar que os estilos de tomada de decisão indesejáveis foram os que apresentaram as menores médias entre os jovens, o que é algo positivo, pois parece revelar que esse grupo de consumo já desenvolveu um nível de discernimento mínimo para tomar suas próprias decisões de consumo.

4.3 AVALIAÇÃO DA ESTRUTURA DOS DADOS: ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA

Considerando-se que os estilos de decisão identificados no ambiente norte-americano não haviam sido ainda validados no Brasil, tornou-se relevante veri-

ficar como os dados se distribuíam, a fim de distinguir as dimensões pelas quais eles são avaliados pelos respondentes. Para isso, foi realizada a Análise Fatorial Exploratória com extração dos componentes principais sobre metade da amostra selecionada aleatoriamente. A utilização do método com extração dos componentes principais deve-se aos objetivos da análise, pois por esse método é permitido alcançar o menor número de fatores representando a maior parcela da variância total (HAIR et al., 1998).

O critério de corte foi o autovalor (*eigenvalue*) maior ou igual a 1. Esse critério supõe que uma variável sozinha possui um autovalor de 1 e que um eixo (fator) deve ser capaz de explicar mais variância do que uma variável isolada, em média. Assim são retidos todos os eixos aos quais o autovalor é igual ou superior a 1 (HAIR et al., 1998).

A AFE foi efetuada com rotação ortogonal Varimax, que simplifica a interpretação dos fatores que não estejam claros. A rotação ajusta as cargas fatoriais aos componentes, de forma que se torne mais claro em qual fator determinada variável tem carga mais elevada (LEHMANN; GUPTA; STECKEL, 1998). Essa rotação foi escolhida por buscar fatores distintos e não correlacionados entre si.

O índice KMO, o qual mede a adequação da amostra quanto à correlação entre as variáveis, atingiu 0,85, valor considerado satisfatório (HAIR et al., 1998) e o teste de esfericidade de Bartlett, que testa a probabilidade da matriz de correlação ser uma matriz de identidade e, assim, indicar a adequação da análise fatorial exploratória, apresentou índice de 41,20 ($p < 0,001$).

A análise fatorial é um procedimento estatístico multivariado, cuja finalidade básica é agrupar itens altamente correlacionados. Uma vantagem deste método é que ele permite analisar, em vez de, por exemplo, 32 itens, um conjunto menor de fatores que são compostos por estes indicadores e, portanto, trazem consigo suas características estatísticas (LEHMANN; GUPTA; STECKEL, 1998). Além disso, a análise fatorial assume que os 32 itens são manifestações de um número menor de construtos, variáveis latentes ou simplesmente fatores. Os principais resultados da AFE são: o percentual de variância explicada por toda a solução fatorial e por cada fator; e as cargas fatoriais de cada variável no respectivo fator.

A primeira rodada sugeriu uma estrutura composta por nove fatores. Essa solução, embora tenha sido coerente com a escala de Sproles e Kendall (1986), gerou um fator com apenas um item (o quarto item do estilo hedônico de tomada de decisão na escala original – “Eu gosto de comprar só pela diversão”) com carga fatorial bem diferenciada neste fator (0,61). Isso evidencia que este item não está medindo o comportamento hedônico de compra, mas uma dimensão diferente da composta pelos três itens desse estilo de tomada de decisão.

Havia ainda um outro item (o quarto item do estilo impulsivo de tomada de decisão – “Eu não gasto muito tempo buscando as melhores ofertas”) com suas

cargas fatoriais maiores, porém ainda abaixo de 0,4, pouco diferenciadas entre os fatores 3, 7 e 8, e um terceiro (o quarto item do estilo orientado pela marca – “Boas lojas de departamento e lojas especializadas me oferecem os melhores produtos”) com carga fatorial de 0,35, abaixo de 0,5 recomendado como critério de corte por Hair et al. (1998). Essa solução foi capaz de explicar 63,46% da variância total, sendo que o último fator, com apenas um item, foi capaz de explicar apenas 4,11% da variância total. As communalidades apresentaram-se acima de 0,40, o que indica alta porcentagem de variância da variável que contribui para a correlação com as demais variáveis, revelando baixa ambigüidade da solução com nove fatores. Apenas o quarto item do estilo impulsivo de tomada de decisão apresentou communalidade abaixo de 0,4 (0,36), o que reforça a exclusão desse item, pois já apresentava problemas devido à carga fatorial pouco diferenciada entre os fatores.

Na tentativa de encontrar melhor solução, foram retirados esses três itens que não pertenciam a um fator previsto pela escala original ou que apresentaram carga fatorial muito baixa. A análise fatorial foi novamente produzida sobre a matriz de correlações com rotação Varimax e obteve uma solução que parece ser a mais adequada, já que apresenta estrutura relativamente estável e que permite boa interpretação. Novamente o agrupamento formado foi bastante similar à escala original, sendo que, desta vez, os itens se agruparam em oito fatores, restituindo 62,8% da variância. Embora a retirada dos três itens tenha diminuído a variância total explicada, observa-se que houve a supressão de um fator e que, portanto, uma pequena diminuição nessa porcentagem era esperada. A Tabela 2 mostra os resultados (cargas fatoriais e communalidades) dessa segunda rotação, sendo que em itálico são apresentados os resultados da primeira rotação dos itens suprimidos num segundo momento.

Em relação à carga fatorial, os itens de cada fator apresentaram forte diferenciação entre os oito fatores, sendo todas as cargas fatoriais acima de 0,60, com exceção de apenas o quarto item do estilo orientado pela moda – 0,49 e o primeiro item do estilo impulsivo – 0,54, como pode ser observado na Tabela 2, o que sugere a unidimensionalidade e validade da escala aplicada. Assim, os oito fatores encontrados por Sproles e Kendall (1986) foram confirmados e todos os itens agruparam-se em seus respectivos fatores, conforme previsto e encontrado no exemplo norte-americano.

Esse resultado superou até mesmo o encontrado em algumas aplicações em países desenvolvidos, como o de Walsh et al. (2001) com consumidores alemães, em que se confirmaram seis dos oito fatores encontrados por Sproles e Kendall (1986) e diversos itens foram agrupados em fatores diferentes daqueles da escala original e com carga fatorial, em alguns casos, em mais de um fator.

TABELA 2
CARGAS FATORIAIS E COMUNALIDADES DOS ITENS DA ESCALA^a

| ITEM | CARGA FATORIAL | COMUNALIDADES |
|--|----------------|------------------------|
| Fator 1: Perfeccionismo^b | | <i>Eigenvalue 3,57</i> |
| Adquirir produtos de qualidade muito boa é muito importante para mim. | 0,74 | 0,79 |
| Quando o assunto é comprar produtos, tento comprar o melhor ou fazer a escolha perfeita. | 0,78 | 0,83 |
| Em geral, eu tento comprar produtos com qualidade superior a todos os outros. | 0,75 | 0,80 |
| Eu faço um esforço extra para escolher produtos de qualidade superior a todos os outros. | 0,69 | 0,68 |
| Fator 2: Marca | | <i>Eigenvalue 1,15</i> |
| As marcas bem conhecidas nacionalmente são as melhores para mim. | 0,68 | 0,65 |
| As marcas mais caras são, geralmente, a minha escolha. | 0,71 | 0,67 |
| Quanto maior o preço de um produto, melhor a sua qualidade. | 0,72 | 0,69 |
| Boas lojas de departamento e lojas especializadas me oferecem os melhores produtos. | 0,35 a | 0,41 |
| Fator 3: Moda | | <i>Eigenvalue 1,58</i> |
| Eu geralmente tenho uma ou mais roupas da última moda (atual). | 0,65 | 0,54 |
| Eu mantendo meu guarda-roupas atualizado com as mudanças na moda. | 0,79 | 0,78 |
| Um estilo fashion e atrativo é muito importante para mim. | 0,72 | 0,68 |
| Para obter variedade eu compro em lojas diferentes e escolho marcas diferentes. | 0,49 | 0,55 |
| Fator 4: Hedonismo | | <i>Eigenvalue 2,24</i> |
| Comprar é uma atividade prazerosa para mim. | 0,78 | 0,68 |
| Ir às compras é uma das atividades mais divertidas da minha vida. | 0,81 | 0,78 |
| O tempo que levo comprando em lojas é bem empregado. | 0,70 | 0,65 |
| Eu gosto de comprar só pela diversão. | 0,61 (9) | 0,55 |
| Fator 5: Preço | | <i>Eigenvalue 1,95</i> |
| Eu compro sempre que possível quando os preços são promocionais. | 0,71 | 0,65 |
| Os produtos de preço menor são geralmente a minha escolha. | 0,67 | 0,62 |
| Eu busco cuidadosamente gastar o dinheiro da melhor forma possível. | 0,58 | 0,55 |
| Eu comparo preços para encontrar produtos mais baratos. | 0,81 | 0,60 |
| Fator 6: Impulso | | <i>Eigenvalue 1,18</i> |
| Eu deveria planejar minhas compras mais cuidadosamente. | 0,54 | 0,65 |
| Eu sou impulsivo quando estou comprando. | 0,69 | 0,59 |
| Freqüentemente faço compras sem cuidado, as quais, mais tarde, desejava não ter feito. | 0,74 | 0,66 |
| Eu não gasto muito tempo buscando as melhores ofertas. | 0,38 (7) | 0,36 |
| Fator 7: Confuso | | <i>Eigenvalue 1,32</i> |
| Existem tantas marcas para escolher que, freqüentemente, me sinto confuso. | 0,63 | 0,60 |
| Às vezes é difícil escolher em quais lojas comprar. | 0,71 | 0,53 |
| Quanto mais eu aprendo sobre os produtos, mais difícil fica escolher o melhor. | 0,75 | 0,62 |
| Todas as informações que recebo sobre diferentes produtos me deixam confuso. | 0,71 | 0,63 |

continua

a. Cargas Fatoriais em itálico referentes à primeira rotação de itens suprimidos na segunda rotação. Entre parênteses, o fator ao qual se agruparam na primeira rotação.

b. A ordem de apresentação dos fatores obedeceu à ordem proposta pelo estudo inicial, Sproles e Kendall (1986).

TABELA 2 (CONTINUAÇÃO)
CARGAS FATORIAIS E COMUNALIDADES DOS ITENS DA ESCALA^a

| ITEM | CARGA FATORIAL | COMUNALIDADES |
|---|------------------------|---------------|
| Fator 8: Leal | <i>Eigenvalue 5,41</i> | |
| Eu tenho marcas favoritas que compro sempre. | 0,62 | 0,60 |
| Assim que acho uma marca ou produto de que gosto, eu a(o) mantendo como minha(meu) favorita(o). | 0,72 | 0,58 |
| Eu vou às mesmas lojas cada vez que vou às compras. | 0,79 | 0,65 |
| Eu sou leal a certas marcas e lojas. | 0,79 | 0,68 |

a. Cargas Fatoriais em itálico referentes à primeira rotação de itens suprimidos na segunda rotação. Entre parênteses, o fator ao qual se agruparam na primeira rotação.

Um dos motivos que pode estar levando a essa convergência é o fato de que o estudo de Sproles e Kendall foi realizado com estudantes de ensino médio, assim como era grande parte da nossa amostra. Sabe-se que os interesses, aspirações e comportamentos dos jovens de diferentes países a partir da globalização tornaram-se muito semelhantes. Anderson e Hee (1998) argumentam que devido à proliferação da internet e à televisão via satélite os jovens de diferentes culturas estão muito parecidos, o que pode ter favorecido a adequação da escala ao contexto brasileiro.

Apesar de a estrutura fatorial encontrada estar de acordo com o relatado por Sproles e Kendall (1986), uma análise de correlação (Tabela 3) mostra que nem todos os estilos se agruparam de acordo com a classificação de Shim (1996): utilitários, motivações sociais e indesejáveis. Os estilos considerados utilitários (perfeccionista e orientado ao preço, por exemplo) não apresentaram correlação significativa entre si. Isso pode ter ocorrido pelo fato de os itens ligados ao estilo perfeccionista (por exemplo, “quando o assunto é comprar produtos, eu tento comprar o melhor ou fazer a escolha perfeita”) não parecerem retratar um aspecto utilitário, mas um aspecto de qualidade percebida mais relacionado à marca. Essa idéia é reforçada pelo fato de que as correlações mais fortes desse fator foram com marca, moda e lealdade. Os estilos orientados por motivações sociais (orientados pela marca, pela moda, hedônico e leais) apresentaram correlações significativas em alguns casos, como moda e hedônico, leais e marca (ambos 0,44), e moda e marca, leais e moda (ambos 0,37). Não houve correlação significativa entre os estilos confuso e impulsivo.

TABELA 3
CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

| | PERFECCIONISMO | PREÇO | MARCA | MODA | HEDÔNICO | LEAIS | IMPULSO |
|----------|----------------|-------|-------------|-------------|-------------|-------|---------|
| Preço | -0,02 | | | | | | |
| Marca | 0,34* | -0,15 | | | | | |
| Moda | 0,38 | -0,08 | 0,37 | | | | |
| Hedônico | 0,23 | 0,05 | 0,23 | 0,44 | | | |
| Leais | 0,34 | -0,16 | 0,44 | 0,37 | 0,28 | | |
| Impulso | 0,12 | -0,08 | 0,25 | 0,26 | 0,30 | 0,21 | |
| Confuso | 0,07 | 0,08 | 0,17 | 0,13 | 0,14 | 0,15 | 0,19 |

* Índices em negrito indicam correlação significativa ao nível $p < 0,001$.

Para avaliar a confiabilidade da escala utilizada, foi adotado o método de consistência interna, que avalia a homogeneidade do conjunto de itens. Para isso, utilizou-se o cálculo do coeficiente Alpha de Cronbach, que se constitui em um dos procedimentos mais adotados para avaliar a confiabilidade de uma escala. O coeficiente Alpha de Cronbach (Tabela 4) foi calculado separadamente para as oito dimensões encontradas, assim como a variância explicada e o maior resíduo observado.

TABELA 4
DIMENSIONALIDADE E CONFIABILIDADE DA ESCALA

| ESTILOS DE DECISÃO | ALPHA DE CRONBACH | VARIÂNCIA EXPLICADA | MAIOR RESÍDUO OBSERVADO |
|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------------|
| Lealdade | 0,83 | 17,45% | 0,10 |
| Perfeccionismo | 0,81 | 11,28% | 0,08 |
| Hedonismo | 0,73 | 8,41% | 0,11 |
| Preço | 0,55 | 7,21% | 0,09 |
| Moda | 0,75 | 5,23% | 0,13 |
| Confuso | 0,74 | 4,74% | 0,15 |
| Marca | 0,65 | 4,05% | 0,10 |
| Impulsividade | 0,52 | 3,84% | 0,09 |

As dimensões apresentaram resultados todos acima de 0,6, conforme sugerido por Malhotra (2001), com a exceção do estilo impulsivo de tomada de decisão ($\alpha = 0,52$), o que significa que esta dimensão apresenta, de certa forma, consistência interna insatisfatória. Baixa confiabilidade indicaria que a escala não produz resultados consistentes na extensão em que as medidas são tomadas repetidamente. A exclusão dessa dimensão não foi aplicada, pois como há poucos itens a serem distribuídos por um número grande de fatores, baixos esco-

res *alpha* são esperados (PETERSON, 1994). Todavia, é importante ressaltar que o estilo impulsivo de compra também já havia demonstrado problemas, tanto no estudo inicial (α Cronbach = 0,55) (SPROLES; KENDALL, 1986), como ao ser aplicado em países como Índia (0,41) (ZOTOS et al., 1996), Grã-Bretanha (0,44; 0,26) (MITCHELL; BATES, 1998; BAKEWELL; MITCHELL, 2004) e China, ao não ser encontrado nas amostras de Hiu et al. (2001) e Tai (2005). Portanto, as análises subsequentes deverão atentar a possíveis desvios que reforçem a medição falha desse fator pelos itens que o compõem.

4.4 VALIDADE DO CSI: ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA

Por intermédio da Análise Fatorial Exploratória foi possível confirmar os resultados obtidos por Sproles e Kendall (1986) no que se refere à identificação das dimensões subjacentes aos estilos de tomada de decisão e à confiabilidade das medidas utilizadas. Nessa etapa três itens foram excluídos. Após esta fase inicial de refinamento, a validade das medidas foi testada pela AFC, investigando a capacidade do instrumento em medir aquilo que é esperado que meça (os estilos de tomada de decisão). Pretende-se, portanto, investigar se as diferenças entre os resultados da mensuração estão refletindo as reais diferenças entre os objetos ou indivíduos em relação às características avaliadas.

Garver e Mentzer (1999) consideram que a validade de construto necessita ser testada sob uma perspectiva estatística. Dessa forma, esta avaliação comprehende uma série de propriedades, as quais devem ser satisfeitas para que a validade de construto seja alcançada. Essas propriedades referem-se a unidimensionalidade, confiabilidade, validade convergente e discriminante dos construtos do modelo de mensuração representado pela escala que está sendo analisada.

4.4.1 UNIDIMENSIONALIDADE

A unidimensionalidade é definida como a existência de um construto subjacente a um conjunto de itens, ou seja, refere-se ao grau em que os itens representam uma, e apenas uma, variável latente subjacente (GARVER; MENTZER, 1999) e orienta sistematicamente possíveis refinamentos e modificações, assegurando que o construto em questão possua consistência interna e externa (STEENKAMP; TRIJP, 1991). O critério utilizado para avaliar a unidimensionalidade levou em consideração o exame dos resíduos padronizados. De acordo com Garver e Mentzer (1999), o pesquisador deve se preocupar em obter um número pequeno de resíduos padronizados relativos aos indicadores de cada variável latente. Neste procedimento, são consideradas unidimensionais as dimensões que apresentaram, para todos os pares formados por suas variáveis manifestas, resíduos padroniza-

dos menores do que 2,58 ($p<0,05$). A Tabela 4 mostra, na última coluna, os valores mais elevados para cada dimensão, indicando alta unidimensionalidade dos itens, pois os maiores resíduos encontrados para cada dimensão foram inferiores a 0,2. Esse resultado evidencia a qualidade da escala testada, já que o conjunto de itens de cada fator está realmente medindo um único traço latente.

4.4.2 CONFIABILIDADE COMPOSTA E VARIÂNCIA EXTRAÍDA

A verificação de confiabilidade e variância extraída, a partir da soma das cargas padronizadas e dos erros de mensuração dos indicadores, também foi feita, pois, conforme indica Bagozzi (1994), o coeficiente Alpha de Cronbach torna-se artificialmente inflado quando a escala possui um grande número de itens.

Os resultados, apresentados na Tabela 5, indicaram que as dimensões mostram confiabilidade e variância extraídas superiores aos valores sugeridos na literatura (a partir de 0,50 para a variância extraída e entre 0,70 e 0,90 para a confiabilidade). O fator que mede a orientação por preço para a tomada de decisão apresentou valores abaixo do padrão aceitável, principalmente em relação à variância extraída (0,3).

TABELA 5
VALORES DE CONFIABILIDADE E VARIÂNCIA EXTRAÍDA

| | PERFEC. | PREÇO | MARCA | MODA | HEDÔNICO | LEAIS | IMPULSO | CONFUSO |
|--------------------|---------|-------|-------|------|----------|-------|---------|---------|
| Confiabilidade | 0,85 | 0,68 | 0,75 | 0,78 | 0,71 | 0,88 | 0,72 | 0,81 |
| Variância extraída | 0,65 | 0,48 | 0,53 | 0,53 | 0,46 | 0,64 | 0,50 | 0,56 |

4.4.3 VALIDADE CONVERGENTE

A validade convergente, alcançada quando indicadores que se supõem medir o mesmo fenômeno estão correlacionados, foi verificada pelo exame da significância estatística das cargas fatoriais padronizadas para cada uma das suas variáveis manifestas, a partir de seus respectivos *t-values* (BAGOZZI, 1994), como mostra a Tabela 6. Os quartos itens dos estilos orientados pela marca, hedônico e impulsivo já haviam sido excluídos pela AFE e não serão aqui considerados.

Considera-se que existe validade convergente quando as cargas fatoriais padronizadas apresentam-se significativas ao nível 0,01 ($t\text{-value} \geq 2,33$). Os dados confirmam a validade convergente de todas as dimensões. Porém, salienta-se que dois itens registraram *t-value* próximo ao valor mínimo exigido, o quarto item do estilo orientado pela moda (“Para obter variedade eu compro em lojas diferentes e escolho marcas diferentes”), com *t-value* de 2,95 e o primeiro item

do estilo impulsivo de tomada de decisão (“Eu deveria planejar minhas compras mais cuidadosamente”), com $t\text{-value}$ de 4,02.

TABELA 6

DIMENSIONALIDADE E CONFIABILIDADE DA ESCALA

| FATOR | ITENS | CARGA FATORIAL PADRONIZADA |
|----------------|--------|----------------------------|
| Perfeccionismo | Item 1 | 0,89 (17,37) ^a |
| | Item 2 | 0,75 (15,63) |
| | Item 3 | 0,85 (17,54) |
| | Item 4 | 0,74 (15,46) |
| Marca | Item 1 | 0,68 (12,10) |
| | Item 2 | 0,91 (18,31) |
| | Item 3 | 0,74 (14,78) |
| | Item 4 | |
| Moda | Item 1 | 0,90 (18,22) |
| | Item 2 | 0,95 (24,41) |
| | Item 3 | 0,92 (16,92) |
| | Item 4 | 0,31 (2,95) |
| Hedonismo | Item 1 | 0,96 (18,17) |
| | Item 2 | 0,95 (24,11) |
| | Item 3 | 0,65 (12,29) |
| | Item 4 | |
| Preço | Item 1 | 0,79 (14,11) |
| | Item 2 | 0,68 (13,05) |
| | Item 3 | 0,69 (10,97) |
| | Item 4 | 0,97 (14,42) |
| Impulsividade | Item 1 | 0,34 (4,02) |
| | Item 2 | 0,94 (15,53) |
| | Item 3 | 0,92 (12,84) |
| | Item 4 | |
| Confuso | Item 1 | 0,74 (11,03) |
| | Item 2 | 0,79 (13,51) |
| | Item 3 | 0,85 (18,48) |
| | Item 4 | 0,82 (15,86) |
| Lealdade | Item 1 | 0,91 (16,55) |
| | Item 2 | 0,81 (15,22) |
| | Item 3 | 0,94 (17,08) |
| | Item 4 | 0,98 (20,10) |

a. Entre parênteses, $T\text{-values}$.

4.4.4 VALIDADE DISCRIMINANTE

A validade discriminante, em oposição à validade convergente, diz respeito à extensão pela qual a escala não se correlaciona com medidas de outros cons-

trutos dos quais supõe-se distinguir (CHURCHILL, 1999). Para avaliação da validade discriminante, foi realizado um procedimento que consiste na comparação entre a variância extraída da dimensão e suas variâncias compartilhadas (o quadrado do coeficiente de correlação) com as demais dimensões (FORNELL; LARCKER, 1981). A validade discriminante é positiva quando todas as dimensões apresentam variâncias extraídas maiores do que as respectivas variâncias compartilhadas. Os resultados corroboram a validade discriminante, à medida que as dimensões parecem se distinguir, já que todas apresentaram variâncias extraídas maiores do que as compartilhadas. Esse resultado vai de encontro ao observado pela AFE, em que boa parte dos itens apresentou carga fatorial bem diferenciada em seus previstos fatores.

4.4.5 ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO DE MEDIDAS

Por fim, os índices de ajustamento obtidos pelo modelo de medidas foram satisfatórios, com valores bem próximos do mínimo aceitável. A possibilidade de reespecificações, pela retirada de parâmetros para a melhoria significativa do modelo, foi considerada e dois itens foram indicados para serem suprimidos pelo teste Lagrange Multiplier (LM) multivariado. Os itens foram os mesmos que apresentaram fraca significância para a validade convergente: o quarto item do estilo orientado pela moda e o primeiro do estilo impulsivo de tomada de decisão. Ao serem retirados (um de cada vez), a melhoria do ajustamento do modelo de medidas foi significativa, corroborando a retirada dos mesmos ($\Delta\chi^2 = 6,51$; $\Delta CFI = 0,14$; $\Delta NFI = 0,22$; $\Delta RMSEA = 0,02$). A tabela abaixo mostra os índices finais de ajustamento.

TABELA 7
ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO

| χ^2 (QUI-QUADRADO) | GL (GRAUS DE LIBERDADE) | CFI (COMPARAÇÃO TÍVE FIT INDEX) | NFI (NORMED FIT INDEX) | NNFI (NON NORMED FIT INDEX) | RMR (ROOT MEAN SQ. RESIDUAL) | RMSEA (ROOT OF APPROX.) |
|-------------------------|-------------------------|---------------------------------|------------------------|-----------------------------|------------------------------|-------------------------|
| 482,51 (p = 0,00) | 195 | 0,96 | 0,92 | 0,95 | 0,09 | 0,06 |

Observa-se que todos os índices apresentam valores aceitáveis indicados na literatura (BAGOZZI, 1994). O qui-quadrado foi significativo, porém deve ser avaliado em composição com os outros critérios de ajustamento, uma vez que é um teste sensível a desvios de normalidade e amostras superiores a 200 (BEN-

TLER, 1989). Assim, o valor do qui-quadrado em relação aos graus de liberdade não excedeu o limite de 5 (2,47); o RMSEA apresentou valor entre 0,05 e 0,08; e os CFI, NFI e NNFI obtiveram valores acima de 0,90.

4.5 AVALIAÇÃO GERAL DA ESCALA

Os fenômenos investigados nas ciências sociais derivam, freqüentemente, da teoria. Conseqüentemente, a teoria desempenha um papel fundamental em como são conceituados os problemas que são mensurados. Contudo, um instrumento de medida que pretenda mensurar fenômenos sociais somente será cientificamente útil se possuir validade. Validade refere-se à acuracidade das respostas de uma medida, sendo obtida quando a escala consegue capturar as características que interessam a um pesquisador. De acordo com Nunnally (1978), a validação de um instrumento de medida requer investigação científica, não existindo forma de se provar a validade de um instrumento apenas recorrendo a uma autoridade, deduzindo de uma teoria ou recorrendo a qualquer tipo de prova matemática.

A partir dos resultados apresentados, verificaram-se a confiabilidade e a validade da escala de estilos de tomada de decisão com uma estrutura formada por oito fatores. Esse resultado contrasta, de certa forma, com aqueles obtidos pelas demais aplicações da escala em diferentes contextos, pois apenas o estudo de Durvasula et al. (1993) confirmou as oito dimensões de Sproles e Kendall (1986), mas com baixa confiabilidade para algumas dimensões. Entretanto, ressalta-se a necessidade de aprimoramento de algumas dimensões para a aplicação dessa escala no Brasil. Essas se referem principalmente à reformulação do fator relacionado à orientação do consumidor pelo preço, o qual apresentou problemas de confiabilidade tanto pela análise pelo coeficiente Alpha de Cronbach quanto pelo cálculo a partir da soma das cargas padronizadas e dos erros de mensuração dos indicadores e o fator relacionado ao estilo impulsivo de tomada de decisão, o qual teve dois itens retirados, um por apresentar carga fatorial pouco diferenciada entre os fatores na AFE, e outro por reduzir significativamente os índices de ajustamento do modelo na AFC.

A dimensão relacionada ao estilo hedônico também merece maiores cuidados na aplicação da escala, porém não exclusivamente no ambiente brasileiro, já que esse fator, como mencionado, apresentou problemas ao ser testado em outras culturas. No presente estudo, a orientação hedônica de compra apresentou problemas com um item na AFE.

Outras dimensões que apresentaram problemas foram o estilo orientado pela marca, com a extração de um item na AFE, e pela moda, devido à indicação de extração de um de seus itens na AFC.

Apesar da necessidade desses cuidados com alguns itens de alguns construtos da escala, o presente estudo demonstra, com base nos índices de ajustamen-

to e na análise da validade e confiabilidade, que o instrumento avaliado reflete sua proposta de mensuração na população investigada, ou seja, avaliar a forma como os jovens interagem com o mercado, fazendo escolhas em situações de compra.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pesquisas sobre os estilos de tomada de decisão têm sido realizadas há décadas (DARDEN; ASHTON, 1974). Mais recentemente, verifica-se, na literatura, a prevalência da adoção da abordagem pelas características de Sproles e Kendall (1986) para explicar as diferentes maneiras de os consumidores abordarem o mercado em momentos de compra.

Pesquisas norte-americanas são freqüentemente tomadas como base sem a preocupação de se avaliar consistentemente o instrumento de medida desenvolvido em outra cultura e validado numa população, muitas vezes, diferente. Do ponto de vista acadêmico, o artigo examina, portanto, a aplicabilidade de medidas norte-americanas no contexto brasileiro, em especial, da escala de estilos de tomada de decisão desenvolvida por Sproles e Kendall e o comportamento de compra dos adolescentes, segmento que, aos poucos, vêm recebendo a devida atenção por parte de acadêmicos e profissionais. O estabelecimento de instrumentos de medidas que permitam a avaliação da forma como os consumidores interagem no mercado é um dos grandes desafios dos pesquisadores de marketing. Nesse sentido, o CSI pode ser considerado um avanço na busca de medidas mais compreensíveis e viáveis a serem utilizadas.

A distribuição dos dados deste estudo revelou uma estrutura similar à encontrada no estudo de Sproles e Kendall (1986). A semelhança dos resultados fatoriais encontrados pelas amostras norte-americana e brasileira revela similaridades no comportamento dos jovens entre essas duas culturas e valida o instrumento de medida neste último contexto.

Sob a perspectiva gerencial, o presente estudo traz algumas contribuições para os profissionais de marketing. A primeira e mais direta é a abordagem dos consumidores adolescentes por meio dos seus estilos de tomada de decisão. Os resultados mostram que o adolescente brasileiro parece não seguir os mesmos padrões dos norte-americanos, pois, apesar da estrutura fatorial similar, enquanto no estudo inicial o fator relacionado ao estilo leal de tomada de decisão foi pouco utilizado, no presente estudo esse estilo foi fortemente considerado, sendo determinante na forma de interação dos jovens com as lojas. Conhecer quais os estilos prevalecentes entre os jovens permite um direcionamento dos esforços de marketing de modo mais eficaz (por exemplo, sendo o perfeccionismo o estilo

prevalente na amostra, ressaltar o aspecto de qualidade e custo/benefício na hora da compra).

Além disso, entende-se que um instrumento capaz de medir a característica dos consumidores é particularmente relevante para as empresas, dando suporte à melhor interação com os clientes. Um dos grandes desafios para as empresas é lidar com a heterogeneidade do mercado, à medida que muitos consumidores experimentarão alta atração por determinado atributo, enquanto outros podem se sentir neutros a respeito dele. O desenvolvimento e a validação de um instrumento que torne possível a identificação e o agrupamento de clientes em segmentos torna-se, portanto, de extrema valia para o melhor relacionamento com esses clientes, com o oferecimento de ofertas e programas de marketing mais adequados e alinhavados com as necessidades e expectativas dos clientes.

5.1 LIMITAÇÕES E FUTURAS PESQUISAS

As contribuições trazidas por este estudo devem ser ponderadas pelas limitações que as cercaram. Este trabalho utilizou-se de uma abordagem de corte transversal, a partir de uma amostra não probabilística, composta por adolescentes de apenas uma região do país. Sob esta perspectiva, a generalização dos resultados é limitada. No entanto, partindo-se da idéia de que esta população é fortemente influenciada por aspectos ligados à globalização, como a utilização da internet e a tevê a cabo, acredita-se que os resultados podem ser considerados para jovens de outras partes do país.

Futuras pesquisas podem buscar identificar outros fatores que caracterizam estilos não representados pelo CSI e como eles se relacionam com os aqui estudados. A mudança de hábitos dos jovens na última década, com a introdução e a disseminação do uso da internet, por exemplo, torna a interação dos jovens com o mercado mais complexa. Além disso, as influências sobre esses estilos, como a família e os meios de comunicação, têm sido foco de investigação importante, principalmente fora do Brasil.

Estudos focalizados em diferentes áreas geográficas e com populações diferentes das utilizadas aqui – jovens – também serão bem-vindos, no sentido de se continuar avaliando a escala proposta pelos autores e adaptá-la, se necessário, aos diferentes contextos de pesquisa.

Por fim, pesquisas poderiam, a partir do estudo aqui documentado, utilizar o método de *clusters* para identificar subgrupos e fornecer novos *insights* sobre o comportamento de compra dos jovens. Isso, por certo, ofereceria às empresas informações consistentes para segmentações de mercado, acrescentando aos aspectos basicamente demográficos atitudes comportamentais que costumam dirigir a escolha por ofertas específicas.

APÊNDICE – ESCALA FINAL

Item

- **Fator 1: Perfeccionismo**

Adquirir produtos de qualidade muito boa é muito importante para mim. Quando o assunto é comprar produtos, tento comprar o melhor ou fazer a escolha perfeita. Em geral, eu tento comprar produtos com qualidade superior a todos os outros. Eu faço um esforço extra para escolher produtos de qualidade superior a todos os outros.

- **Fator 2: Marca**

As marcas bem conhecidas nacionalmente são as melhores para mim. As marcas mais caras são, geralmente, a minha escolha. Quanto maior o preço de um produto, melhor a sua qualidade.

- **Fator 3: Moda**

Eu geralmente tenho uma ou mais roupas da última moda (atual). Eu mantendo meu guarda-roupas atualizado com as mudanças na moda. Um estilo *fashion* e atrativo é muito importante para mim.

- **Fator 4: Hedonismo**

Comprar é uma atividade prazerosa para mim. Ir às compras é uma das atividades mais divertidas da minha vida. O tempo que levo comprando em lojas é bem empregado.

- **Fator 5: Preço**

Eu compro sempre que possível quando os preços são promocionais. Os produtos de preço menor são geralmente a minha escolha. Eu busco cuidadosamente gastar o dinheiro da melhor forma possível. Eu comparo preços para encontrar produtos mais baratos.

- **Fator 6: Impulso**

Eu sou impulsivo quando estou comprando. Freqüentemente faço compras sem cuidado, as quais, mais tarde, desejava não ter feito.

- **Fator 7: Confuso**

Existem tantas marcas para escolher que, freqüentemente, me sinto confuso. Às vezes é difícil escolher em quais lojas comprar. Quanto mais eu aprendo sobre os produtos, mais difícil fica escolher o melhor. Todas as informações que recebo, sobre diferentes produtos, me deixam confuso.

- **Fator 8: Leal**

Eu tenho marcas favoritas que compro sempre. Assim que acho uma marca ou produto de que gosto, eu a(o) mantenho como minha(meu) favorita(o). Eu vou às mesmas lojas cada vez que vou às compras. Eu sou leal a certas marcas e lojas.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, J.; GERBING, D.; HUNTER, J. On the assessment of unidimensional measurement: internal and external consistency, and overall consistency criteria. Chicago: *Journal of Marketing Research*, v. 24, n. 4, p. 432-437, 1987.
- ANDERSON, P.; HEE, X. Price influence of age segments of Beijing consumers. Colorado: *Journal of Consumer Marketing*, v. 15, p. 152-69, 1998.
- BAGOZZI, R. Structural equations models in marketing research. In: BAGOZZI, R. *Principles of marketing research*. Cambridge: Blackwell, 1994.
- BAKEWELL, C.; MITCHELL, V. Male consumer decision-making styles. Stirling: *The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, v. 14, n. 2, 2004.
- BENTLER, P. EQS structural equation program manual. Los Angeles: BMDP Statistical, 1989.
- BETTMAN, J. R. Memory factors in consumer choice: a review. Chicago: *Journal of Marketing*, v. 43, p. 37-53, 1979.
- BRIM, O. *Socialization after childhood*. Nova York: John Wiley & Sons, Inc., 1966.
- CHURCHILL, G. *Marketing research*. Orlando: Fryden Press, 1999.
- ; MOSCHIS, G. P. Television and interpersonal influences on adolescent consumer learning. *Journal of Consumer Research*, v. 5, p. 23-35, 1979.
- D'ANGELO, A. Vantagem ou desvantagem? Pioneiros e seguidores no mercado de rádios para jovens de Porto Alegre. In: ENANPAD, 26., Salvador, BA. *Proceedings...* Salvador, 2002. 1 CD.
- DARDEN, W. R.; ASHTON, D. Psychographic profiles of patronage preference groups. Massachusetts: *Journal of Retailing*, v. 50, p. 99-112, 1974.
- DHOLAKIA, R. Going shopping: key determinants of shopping behaviours and motivations. Edinburgh: *International Journal of Retail & Distribution*, v. 23, p. 27-33, 1999.
- DIAMANTOPOULOS, A. Modeling with LISREL: a guide for the uninitiated. In: HOOLEY, G.; HUSSEY, M. *Quantitative methods in marketing*. London: The Dryden Press, 1994.
- DURVASULA, S. J.; ANDREWS, C.; LYSONSKI, S.; NETEMEYER, R. Assessing the cross-national applicability of consumer behavior models: A model of attitude toward advertising in general. Chicago: *Journal of Consumer Research*, v. 19, n. 4, p. 626-36, 1993.
- FAN, J.; XIAO, J. Decision-making styles of young-adult Chinese consumers: an international comparison. San Francisco: *Consumer Interests Annual*, v. 43, p. 76-82, 1997.
- FLOYD, F.; WIDAMAN, K. Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. Washington: *Psychological Assessment*, v. 7, n. 3, p. 286-299, 1995.
- FORNELL, C.; LARCKER, D. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Chicago: *Journal of Marketing Research*, v. 18, 1981.
- GARVER, M.; MENTZER, J. Logistics research methods: employing structural equation modeling to test for construct validity. Lombard: *Journal of Business Logistics*, v. 20, n. 1, 1999.
- GORSLUCH, R. L. *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum, 1983.

- HAFSTROM, J.; CHAE, J.; SHIM, F. Consumer decision-making styles: Comparison between United States and Korean young consumers. Georgia: *Journal of Consumer Affairs*, v. 26, n. 1, p. 146-58, 1992.
- HAIR, J.; ANDERSON, R.; TATHAM, R.; BLACK, W. *Multivariate data analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 1998.
- HIU, A. Y.; SIU, N. M.; WANG, C. L.; CHANG, L. K. An investigation of decision-making styles of consumers in China. Georgia: *Journal of Consumer Affairs*, v. 35, n. 2, p. 326-47, 2001.
- IBGE. Pesquisa Anual de Serviços. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.
- KIM, J.; MUELLER, C. *Introduction to factor analysis: what it is and how to do it*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Quantitative Applications in the Social Sciences Series, n. 13, 1978.
- LASTOVICKA, J. L. On the validation of lifestyle traits: a review and illustration. Chicago: *Journal of Marketing Research*, v. 19, p. 126-138, fev. 1982.
- LEHMANN, D.; GUPTA, S.; STECKEL, J. *Marketing research*. Reading: Addison, 1998.
- MALHOTRA, N. *Pesquisa de marketing: orientação aplicada*. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.
- MAYNES, S. *Decision-making for consumers: an introduction to consumer economics*. New York: Macmillan, 1976.
- MCDONALD, W. J. The roles of demographics, purchase histories, and shopper decision-making styles in predicting consumer catalog loyalty. *Journal of Direct Marketing*, v. 7, n. 3, p. 55-66, 1993.
- MITCHELL, V.; W.; BATES, L. UK Consumer decision making styles. London: *Journal of Marketing Management*, v. 14, p. 199-226, 1998.
- ; WALSH, G. Gender differences in German consumer decision-making styles. London: *Journal of Consumer Behaviour*. v. 3, n. 4, p. 331-347, 2004.
- MOSCHIS, G. P. *Acquisition of the consumer role by adolescents*. Dissertação de Doutorado, University of Wisconsin, Madison, 1976.
- NUNNALLY, J. *Psychometric theory*. 2 ed. New York: McGraw-Hill, 1978.
- SETTE, R.; SANTOS, R.; REIS, R. Estratégias de marketing para o aumento do consumo de café entre os jovens. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 27., Atibaia, SP. *Proceedings...* Atibaia, 2003. CD.
- SHIM, S. Adolescent consumer decision making styles: the consumer socialization perspective. Hoboken: *Psychology and Marketing*, v. 13, n. 6, p. 547-569, 1996.
- SPROLES, G. B.; KENDALL, E. L. A methodology for profiling consumers' decision making styles. *The Journal of Consumer Affairs*, v. 20, n. 2, p. 267-270, 1986.
- . From perfectionism to faddism: measuring consumers' decision making styles. In: AMERICAN COUNCIL ON CONSUMER INTEREST CONFERENCE, Columbia. *Proceedings...* Columbia 1985. p. 79-85.
- STEENKAMP, J.; TRIJP, H. The use of LISREL in validating marketing constructs. Fontainebleau: *International Journal of Research in Marketing*, v. 8, 1991.

- TAI, S. H. C. Shopping styles of working Chinese females. Oxford: *Journal of Retailing & consumers Services*, v. 12, n. 3, p. 191-203, 2005.
- WALSH, G.; MITCHELL, V.; HENNIG-THURAU, T. German consumer decision-making styles. *Journal of Consumer Affairs*, v. 35, n. 1, p. 73-96, 2001.
- WANG, C.; SIU, N.; HUI, A. Consumer decision-making styles on domestic and imported brand clothing. Uester: *European Journal of Marketing*, v. 38, n. 1, 2004.
- WARD, S. L. Consumer socialization. *Journal of Consumer Research*, v. 1, p. 1-14, set. 1974.
- WELLS, W. *Lyfe style and psychographic*. Chicago: American Marketing Association, 1974.
- WESLEY, S.; LEHEW, M.; WOODSIDE, A. G. Consumer decision-making styles and mall shopping behavior: Building theory using exploratory data analysis and the comparative method. Chicago: *Journal of Business Research*, v. 59, n. 5, 2006.
- WESTBROOK, R.; BLACK, W. A. Motivation-based shopper typology. Massachusetts: *Journal of Retailing*, v. 61, p. 78-103, 1985.
- ZOTOS, Y.; LYSONSKI, S.; DURVASULA, S. Consumer decision-making styles: a multi-country investigation. Uester: *European Journal of Marketing*, v. 30, n. 12, p. 10-22, 1996.

TRAMITAÇÃO

Recebido em 19/12/2005

Aprovado em 7/6/2006

Copyright of Revista de Administração Mackenzie is the property of Universidade Presbiteriana Mackenzie, RAM-Revista de Administracao Mackenzie and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.