



Acta Colombiana de Psicología

ISSN: 0123-9155

ISSN: 1909-9711

Universidad Católica de Colombia

Mangueira Estanislau, Andrezza; Nunes da Fonsêca, Patrícia
Adequação psicométrica da Richmond Compulsive Buying Scale para a Região Nordeste do Brasil
Acta Colombiana de Psicología, vol. 24, núm. 2, 2021, Julho-Dezembro, pp. 111-119
Universidad Católica de Colombia

DOI: <https://doi.org/10.14718/ACP.2021.242.10>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79870010010>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

 redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Adequação psicométrica da Richmond Compulsive Buying Scale para a Região Nordeste do Brasil¹

Andrezza Manguiera Estanislau; Patrícia Nunes da Fonsêca

How to cite this article:

Estanislau, A. M., & Fonsêca, P. N (2021). Adequação psicométrica da Richmond Compulsive Buying Scale para a Região Nordeste do Brasil. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(2), 111-119. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2021.24.2.10>

Recibido, septiembre 30/2019; Concepto de evaluación, marzo 25/2021; Aceptado, mayo 13/2021

Andrezza Manguiera Estanislau²

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5778-7604>
Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

Patrícia Nunes da Fonsêca³

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6322-6336>
Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

Resumo

Objetivou-se coletar evidências das propriedades psicométricas da Richmond Compulsive Buying Scale (RCBS) em estudantes universitários da Região Nordeste do Brasil. Para isso, foram realizados dois estudos. O Estudo 1 contou com 300 universitários oriundos do Nordeste brasileiro. Predominaram aqueles do sexo feminino (71 %), de universidade particular (67 %) e com média de idade de 23,5 anos ($DP = 6,7$). Os resultados indicaram uma estrutura empírica sustentável (teste de Kaiser-Meyer-Olkin [KMO] = 0,82), com indicadores psicométricos considerados adequados à mensuração da compra compulsiva. Além disso, uma estrutura unifatorial, constituída por seis itens, que explicaram 51,85 % da variância e alfa de Cronbach = 0,86. Já o Estudo 2 teve como finalidade testar a estrutura fatorial encontrada no Estudo 1. Participaram 279 universitários, a maioria de universidade pública (54,1 %), do sexo masculino (51,3 %) e com média de idade de 23,1 anos ($DP = 4,74$). Por meio da análise fatorial confirmatória, foram verificados bons indicadores de ajuste: $X^2/gl = 2,90$; GFI = 0,98; CFI = 0,98; TLI = 0,98; RMSEA = 0,08 (IC 90 % = 04-0,10). Conclui-se que a RCBS apresentou parâmetros psicométricos adequados e é uma medida útil para os futuros estudos sobre a compra compulsiva.

Palavras-chave: validade, compra compulsiva, confiabilidade.

Adecuación psicométrica de la Richmond Compulsive Buying Scale para la región noreste de Brasil

Resumen

Se propuso recoger evidencia de las propiedades psicométricas de la Richmond Compulsive Buying Scale (RCBS) en estudiantes universitarios de la región noreste de Brasil. Para ello, se realizaron dos estudios. El Estudio 1 contó con 300 universitarios oriundos del nordeste brasileño. Predominaron aquellos de sexo femenino (71 %), de universidad privada (67 %) y con promedio de edad de 23,5 años ($DE = 6,7$). Los resultados indicaron una estructura empírica sustentable (test de *Kaiser-Meyer-Olkin* [KMO] = 0,82), con indicadores psicométricos considerados adecuados a la medición de compra compulsiva. Asimismo, una estructura unifactorial, constituida por seis ítems, que explican el 51,85 % de la varianza y alfa de Cronbach = 0,86. El Estudio 2 tuvo como fin probar la estructura factorial encontrada en el Estudio 1. Participaron 279 universitarios, mayoritariamente de universidad pública (54,1 %), de sexo masculino (51,3 %) y con promedio de edad de 23,1 años ($EP = 4,74$). Por medio del Análisis Factorial Confirmatorio, fueron verificados buenos indicadores de ajuste: $X^2/gl = 2,90$; GFI = 0,98; CFI = 0,98; TLI = 0,98; RMSEA = 0,08 (IC 90 % = 04-0,10). Se concluye que la RCBS presentó parámetros psicométricos adecuados y es una medida útil para futuros estudios sobre la compra compulsiva.

Palabras clave: validez, compra compulsiva, confiabilidad.

¹ Esta pesquisa é derivada da dissertação de mestrado intitulada “Quando a vontade de comprar se torna incontrolável: um estudo a partir da personalidade e valores humanos”. Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, localizada na Universidade Federal da Paraíba, *campus* Jardim Cidade Universitária, João Pessoa, Paraíba. CEP: 58033-455. Telefone: (83) 3216-7006.

² Doutoranda em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba. Autora da correspondência. e-mail: andrezza.estanislau@hotmail.com

³ Professora doutora do curso de Psicologia na Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

Psychometric adaptation of the Richmond Compulsive Buying Scale to the Northeast region of Brazil

Abstract

The objective of this study was to gather evidence of the psychometric properties of the *Richmond Compulsive Buying Scale* (RCBS) in university students in the Northeast region of Brazil. For this purpose, two studies were conducted. The first study involved 300 university students from the Brazilian Northeast. They were predominantly female (71%), from private universities (67%) and with an average age of 23,5 years old ($SD=6,7$). The results indicated a sustainable empirical structure (*Kaiser-Meyer-Olkin* [KMO] test = 0,82), with psychometric indicators considered adequate for measuring compulsive buying. The results also indicated an unifactorial structure, consisting of six items, which explained 51,85% of the variance, and *Cronbach's Alpha* of 0,86. The second study aimed at testing the factorial structure found in the first study. A total of 279 university students participated, mostly from public universities (54,1%), male (51,3%) and with an average age of 23,1 years old ($EP=4,74$). Through the Confirmatory Factor Analysis, good fit indicators were verified: $X^2/df = 2,90$; GFI = 0,98; CFI = 0,98; TLI = 0,98; RMSEA = 0,08 (IC 90% = 0,04-0,10). It is concluded that the RCBS presented adequate psychometric parameters and is a useful measure for future studies about compulsive buying.

Keywords: test validity, compulsive buying, reliability.

Introdução

O ato de comprar está presente no dia a dia das pessoas e envolve dois aspectos fundamentais: (a) avaliação, quando o indivíduo reflete se deve ou não adquirir determinado bem ou serviço; (b) decisão, que acontece após a avaliação (por exemplo, comprar ou não comprar; Magalhães et al., 2017). Nesse sentido, quando o indivíduo apresenta um comportamento disfuncional, a exemplo de comprar compulsivamente, esses aspectos são afetados e, portanto, não há uma reflexão clara sobre a aquisição (Brandtner & Serralta, 2016). Fato que tem despertado atenção e preocupação dos pesquisadores e profissionais da saúde, uma vez que a compra compulsiva é considerada um transtorno clínico (Tavares et al., 2008).

Diferentes terminologias são utilizadas para se referir a esse transtorno, tais como onomania (ON), compra patológica (CP), comportamento de compra compulsiva (CCC) e compra compulsiva (CC). Por serem considerados os termos que mais facilitam a compreensão do construto de interesse (Souza et al., 2016), as duas últimas terminologias citadas (CCC e CC) serão adotadas neste trabalho como sinônimas.

No que se refere à definição desse construto, pode-se afirmar que existe uma considerável diversidade de definições (por exemplo, Black, 2001; Faber, 2000; Faber & O'Guinn, 1992), pautando-se o presente artigo na apresentada por Ridgway et al. (2008), que definem a CC como a tendência que um consumidor tem de se preocupar com a compra, que acontece de maneira repetitiva, sem controle e por impulso. Esses autores defendem que a CC apresenta

tanto elementos do transtorno obsessivo-compulsivo (TOC) quanto do transtorno de controle de impulso (TCI).

Contudo, na 4ª edição do *Manual Diagnóstico e Estatístico de Transtornos Mentais* (DSM-IV), o comprar compulsivo foi considerado uma patologia que pertencia à seção de TCI (Associação Americana de Psiquiatria, 2002; Sena, 2014). Entretanto, a CC não foi incluída no DSM-V por falta de evidências contundentes para estabelecer critérios diagnósticos (Kukar-Kinney et al., 2012). Além disso, ela passou a ser enquadrada na categoria adição comportamental, já que produz uma sensação de prazer e recompensa de curta duração que motiva a reprodução do comportamento, independentemente de suas consequências negativas (Associação Americana de Psiquiatria, 2014).

A CC é usada como uma função compensatória, que visa minimizar sentimentos e emoções negativas, tais como frustração, tristeza, solidão e raiva, proporcionando ao comprador compulsivo a tendência de ficar mais feliz e relaxado no momento da compra (Pinto, 2003). Entretanto, após a compra, os sentimentos de satisfação advindos desse ato rapidamente se transformam em um profundo mal-estar, podendo gerar irritabilidade, nervosismo, depressão, desvalorização pessoal, briga com cônjuge e familiares, impaciência com amigos ou colegas, vergonha, culpa, falências pessoais, frustrações e uma vida baseada em mentiras para si mesmo ou para os outros sobre seu comportamento (Dantas, 2015; Silva, 2014).

Diversos fatores são apontados como motivadores da CC, entre eles, cultura de consumo (materialismo e socialização ou influência do grupo; Kostman, 2004), contexto familiar (estrutura familiar, comportamento compulsivo dos pais

e o *status* socioeconômico da família; Rindfleisch et al., 1997; Woodruffe-Burton et al., 2002), pessoais internos (características da personalidade, autoestima, ansiedade e introversão; Kwak et al., 2009; Mowen, 2000) e de natureza demográfica (gênero e idade; Kostman, 2004; Matos & Bonfanti, 2016).

Devido à necessidade de compreender melhor o comportamento de CC, algumas escalas foram elaboradas para mensurá-lo, a saber: Compulsive-Buying Measurement Scale (D'Astous, 1990; Valence et al., 1988), Compulsive-Buying Scale—Clinical Screener (Faber & O'Guinn, 1992), Compulsive-Buying Scale (DeSarbo & Edwards, 1996; Edwards, 1993), Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale—Shopping Version (Monahan et al., 1996) e Compulsive Buying Scale (Ridgway et al., 2008). Todavia, a maioria dos autores quando estudam a CC, geralmente, centra-se em apenas uma das dimensões (ou obsessivo-compulsivo, ou controle de impulso). Entretanto, existem autores que defendem que o comprar compulsivo envolve elementos das duas dimensões, como é o caso de Ridgway et al. (2008).

Diante disso, o presente artigo tomou como base a Compulsive Buying Scale elaborada por Ridgway et al. (2008) e validada para o Brasil como Richmond Compulsive Buying Scale (RCBS) por Leite et al. (2013). Tal escolha é justificada pelo fato de que a referida medida tem o intuito de superar as limitações advindas de outros instrumentos que só mensuram uma única dimensão (ou TOC, ou TCI) na CC. Trazendo como diferencial o entendimento de que um comprador compulsivo será incapaz de resistir a um impulso de comprar e terá pensamentos excessivos (obsessões) sobre a compra, que os levarão a comprar de maneira repetitiva (compulsões). Além disso, esse instrumento apresenta índices psicométricos satisfatórios (alfa de Cronbach = .84).

A Compulsive Buying Scale foi elaborada a partir de escalas que avaliavam a CC, depois foi realizada uma revisão com mais de 300 artigos científicos sobre a temática e, com base neles, foram elaborados 121 itens potenciais para a construção da escala. Após uma avaliação de juízes sobre os itens, foram excluídos aqueles que apresentavam redundâncias e ambiguidades, sendo reduzidos a 15 itens, os quais foram posteriormente aplicados em uma amostra de 352 estudantes de graduação. Os dados foram tabulados por meio de uma análise fatorial exploratória (AFE) com rotação oblíqua (Promax), e os itens com carga de 0,50 ou mais em um fator hipotético foram retidos. Com base nesse critério, restaram nove itens carregados nos dois fatores hipotéticos, explicando conjuntamente 69 % da variância total.

Por fim, foi realizada uma análise fatorial confirmatória (AFC) com os nove itens restantes, e mais três itens foram removidos por terem apresentado cargas fatoriais abaixo

do que é apontado pela literatura. De maneira geral, evidenciou-se que as duas dimensões (obsessivo-compulsivo e controle de impulsos) estavam correlacionadas ($r = .77$) e a confiabilidade interna do instrumento foi de .84. O alfa de Cronbach referente à dimensão obsessivo-compulsivo foi de .77 e de .78, para a dimensão controle de impulsos.

A Compulsive Buying Scale tem sido validada em diversos países, por exemplo, China (He et al., 2018) e Hungria (Maraz et al., 2015). No contexto brasileiro, ela foi validada como Richmond Compulsive Buying Scale (RCBS) por Leite et al. (2013). O processo de adaptação semântica da RCBS para o Brasil ocorreu da seguinte maneira: inicialmente, quatro profissionais (um tradutor, dois psicólogos e um especialista bilíngue em saúde mental) realizaram a primeira tradução, que foi do inglês (idioma original da medida) para o português. Em seguida, mais três profissionais (dois tradutores e um psicólogo) retraduziram a escala, ou seja, do português para o inglês. Concluída essa etapa, foi feito um encaminhamento desse material para os autores originais avaliarem os ajustes. Após parecer positivo, cinco especialistas em psicologia analisaram a clareza da linguagem, a relevância teórica e as dimensões mensuradas pela medida. Por fim, realizou-se um pré-teste com o instrumento, aplicando-o a 20 pessoas da população geral. Ao findar essas etapas, a escala foi aplicada a 254 participantes com idade superior a 18 anos, dividido em grupos de clínicos e não clínicos.

Após os procedimentos, foi realizada uma AFE com rotação Varimax e métodos numéricos e gráficos (*screenplot*) como critério de extração de fatores. Os resultados indicaram a presença de dois fatores principais (TOC e TCI). Ademais, ao comparar os resultados da medida original com os achados da validação brasileira feita por Leite et al. (2013), pôde-se observar que todos os itens permaneceram, no entanto, houve uma mudança na quantidade de itens referentes a cada dimensão, ficando quatro itens na dimensão TOC e dois itens na dimensão TCI. O alfa de Cronbach obtido foi de 0,87, o que demonstra parâmetros psicométricos adequados.

Apesar de a escala supracitada já ter sido validada para o contexto brasileiro, é pertinente verificar a adequação psicométrica desse instrumento para o Nordeste do Brasil, uma vez que há uma grande diversidade regional no país, no que diz respeito a costumes, valores e interesses. Segundo Noronha et al. (2015), as diferenças culturais, regionais ou de outra natureza são apontadas como algumas das dificuldades presentes no momento de elaborar e/ou validar um instrumento. Além disso, Primi (2005) apontou que poucos estudos são desenvolvidos no Brasil com o foco de revisar, atualizar dados ou se atentar com a sistematização e padronização regional de uma medida psicológica, o que

reforça a pertinência de verificar a adequação psicométrica desse instrumento para a Região Nordeste do país.

A escolha em conduzir o estudo no Nordeste deve-se ao fato de esta ser a segunda região do país que mais recebe investimento em publicidade e, consequentemente, maior incentivo para ir às compras (Conselho Executivo de Normas Padrões [Cenp], 2018). Outrossim, optou-se por verificar a adequação do instrumento em uma amostra com universitários, tendo em vista algumas especificidades desse grupo: é um público que começa a ter maior acesso ao crédito, passando a adquirir cartões de lojas, banco, crédito e débito (Silva, 2014), além de serem vistos como uma categoria que consome mais e, portanto, torna o mercado mais lucrativo (Norum, 2008). Ademais, pretende-se ainda comprovar a estrutura fatorial da medida validada para o Brasil por meio de uma análise confirmatória, haja vista que não foram encontrados estudos que realizassem tal análise no contexto brasileiro.

A necessidade de estudar a CC se dá pelos efeitos nocivos que essa prática pode trazer aos seres humanos, principalmente, na sociedade atual, em que as pessoas adquirem um determinado produto não pela sua funcionalidade, mas pelo *status* que lhe é atribuído. Ademais, diversos estímulos (por exemplo, publicidades e propagandas) instigam o consumidor a ir às compras, o que leva o indivíduo a adquirir produtos que não precisa. Diante disso, entende-se que o presente estudo tem relevância, visto que apresenta um instrumento com bons índices psicométricos, que se adequa à realidade que se pretende estudar. Dessa forma, será possível compreender melhor o fenômeno estudado, consequentemente, entender as variáveis antecedentes e consequentes de tal comportamento.

Nesse sentido, levanta-se o seguinte problema: a RCBS é uma medida que apresenta parâmetros psicométricos adequados para a Região Nordeste do Brasil? Buscando responder a essa questão, pretende-se coletar evidências das propriedades psicométricas da RCBS em estudantes universitários da Região Nordeste do Brasil, bem como testar a estrutura fatorial da medida supracitada para o Brasil.

Método

Tipo de estudo

Os Estudos 1 e 2 são de natureza *ex post facto*, com ênfase psicométrica (Kerlinger, 1979).

Participantes

Cada estudo contou com amostras não probabilísticas (por conveniência). A primeira, utilizada no Estudo 1, foi

composta por 300 universitários, dos quais a maioria é do estado da Paraíba (63 %), do sexo feminino (71 %) e de universidade particular (67 %). A média da idade foi de 23.5 anos ($DP = 6.7$). Como critério de inclusão, os participantes deveriam ser universitários, com idade mínima de 18 anos. Foram excluídos da amostra os participantes menores de idade e os que não responderam aos instrumentos. Já amostra utilizada no Estudo 2 contou com 279 universitários, oriundos do Nordeste brasileiro, sendo a maioria do estado da Paraíba (67 %), do sexo masculino (51 %), de universidade pública (54.1 %) e com média de idade igual a 23.1 anos ($DP = 4.74$). O critério de inclusão e exclusão foi o mesmo do Estudo 1.

Instrumentos

Nos dois estudos, os participantes receberam um livreto com os instrumentos a seguir.

Compulsive-Buying Scale

Elaborada por Ridgway et al. (2008), com o objetivo de avaliar o comportamento de CC. Foi validada para o Brasil como Richmond Compulsive Buying Scale por Leite et al. (2013) e é composta por seis itens, representados em duas dimensões, obsessivo-compulsivo e controle de impulsos. Os itens correspondentes à primeira dimensão foram mensurados em uma escala Likert de 7 pontos, variando de 1 (discordo totalmente) a 7 (concordo totalmente), já os itens da segunda dimensão foram medidos em uma escala de 7 pontos, variando entre 1 (nunca) e 7 (com muita frequência). O alfa de Cronbach obtido foi de .87, o que demonstrou a boa confiabilidade da escala.

Questionário sociodemográfico

Questões sobre as características dos participantes, com o intuito de obter um perfil da amostra estudada, a saber: idade, sexo e instituição.

Procedimento

Os Estudos 1 e 2 seguiram o mesmo procedimento. Inicialmente, a pesquisa foi submetida ao Comitê de Ética em Pesquisa do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal da Paraíba (CEP-CCS) e aprovada com o Parecer n.º 3.538.027 e o Certificado de Apresentação de Apreciação Ética n.º 14332919.3.0000.5188, estando de acordo com todos os preceitos legais previstos na Resolução 466/2012 e 510/2016. A coleta de dados foi realizada em universidades públicas e privadas, contando com participação tanto individual como coletiva. Procurou-se abordar os participantes no ambiente acadêmico, solicitando que colaborassem com a pesquisa. Em todos os casos, o respondente preenchia o

questionário individualmente, sendo informado sobre o objetivo da pesquisa, o caráter anônimo e voluntário da sua participação, os possíveis benefícios e riscos do estudo, bem como a possibilidade de desistir a qualquer momento sem nenhum prejuízo.

Foi solicitado que os participantes assinassem o termo de consentimento livre e esclarecido antes de iniciar a coleta, explicando que, ao aceitar participar do estudo, estaria dando seu consentimento para que os dados fossem tratados no seu conjunto. Colaboradores, previamente treinados, foram encarregados de aplicar os questionários. Em média, 10 minutos foram demandados para concluir a participação no estudo.

Análise dos dados

Os dados foram tabulados e analisados por meio do *software IBM SPSS* (versão 21) para calcular as estatísticas descritivas (frequência, medidas de tendência central e dispersão), com vistas à caracterização da amostra.

O Estudo 1 pretendeu reunir evidências de validade e precisão da RCBS, a fim de verificar a adequabilidade do instrumento. Para isso, realizou a AFE, tendo como método de extração a fatoração dos eixos principais, visto que é o método mais apropriado quando as amostras apresentam distribuição normal (Damásio, 2012) e, segundo Hair et al. (2010), em amostras acima de 200 participantes, pode-se inferir normalidade, como é o caso do presente estudo. Ademais, considerou-se o critério de Kaiser (valor próprio igual ou superior a 1) e optou-se também por realizar a análise paralela de acordo com o critério de Timmerman e Lorenzo-Seva (2011).

O Estudo 2 utilizou o Analysis Moment Structures, versão 21 (Amos) com a finalidade de reunir evidências de ajuste do modelo fatorial da RCBS por meio de uma AFC, considerando como entrada a matriz de covariâncias e o estimador de Maximum Likelihood (ML), tal escolha foi baseada na distribuição de normalidade multivariada da amostra, tendo em vista que a utilização do método supracitado é considerada mais apropriada quando as amostras apresentam distribuição normal (Damásio, 2012). A adequação de ajuste do modelo aos dados empíricos foi avaliada por meio dos indicadores a seguir.

$\chi^2 / g.l.$, é a razão entre o qui-quadrado (χ^2) e os respectivos graus de liberdade ($g.l.$) para compreender um indicador “subjetivo” de ajuste (Garson, 2012). Tem-se aceitado, preferencialmente, valores entre 2 e 3, sendo admitido até 5 (Byrne, 2010).

Goodness-of-Fit Index (GFI) é um indicador que descreve o quanto o modelo explica a proporção de variância-covariância

dos dados, sendo admitidos valores entre 0.9 e .95 (bom) e igual ou superior a .95 (muito bom; Marôco, 2014).

Comparative Fit Index (CFI) é um índice de comparação de ajustamento de modelos. Seus valores variam de 0 (ajuste nulo) a 1 (ajuste perfeito), no entanto valores próximos ou acima de .90 são admitidos (ajuste aceitável; Byrne, 2010; Hair et al., 2009).

Tucker-Lewis Index (TLI), este indicador é similar ao CFI, entretanto o que os diferencia é o fato de o TLI penalizar menos a qualidade do ajustamento pela complexidade do modelo em relação ao CFI. Idealmente, os valores desejados são acima de .90 (Bentler & Bonett, 1980).

Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA), este indicador é baseado na análise dos residuais, que revela um índice de ajuste do modelo. É recomendado que os valores desse indicador se situassem entre .05 e .08, admitindo-se até .10 para ser considerado um modelo aceitável (Byrne, 2010; Tabachnick & Fidell, 2013).

Resultados

Os resultados são descritos em subseções, de acordo com as análises psicométricas utilizadas. Primeiramente, no Estudo 1, é apresentada a AFE e, posteriormente, no Estudo 2, são apresentados os resultados da AFC.

Estudo 1

A fim de verificar a dimensionalidade da medida, procedeu-se com uma AFE e obtiveram-se os seguintes índices para verificar a adequação da matriz de correlação: Kaiser-Meyer-Olkin (κ_{MO}) = .82 e teste de esfericidade de Bartlett = 853.86 (15); $p < .001$, evidenciando que o método da análise fatorial é adequado para o tratamento dos dados. A seguir (Tabela 1), são apresentadas as cargas fatoriais e a comunalidade dos itens, além do índice de consistência interna da escala.

Em suma, todas as cargas fatoriais apresentaram valores superiores a .30, atendendo ao critério de saturação mínima sugerido na literatura (Pasquali, 2010). Os seis itens descritos na Tabela 1, compõem a estrutura final do instrumento. No entanto, a estrutura fatorial da medida não permaneceu a mesma em comparação com a medida original e a validação brasileira. Com base no critério de Kaiser, o resultado sugeriu a unidimensionalidade do instrumento, com valor próprio de 3.56, responsável por 51.85 % da variância total das respostas dos indivíduos. A maior saturação foi encontrada no item 2 = 0.87 (“Os outros consideram que eu compro em excesso”) e a menor, no item 1 = 0.54 (“Há sacolas de

Tabela 1.

Estrutura fatorial da Richmond Compulsive Buying Scale

Itens	Fator	h ²
02. Os outros consideram que eu compro em excesso.	0.87*	0.75
04. Considero-me um comprador impulsivo (não penso nas consequências).	0.78*	0.61
05. Compro coisas que não preciso.	0.73*	0.54
06. Compro coisas que não planejei comprar.	0.70*	0.46
03. Boa parte da minha vida se baseia em comprar.	0.67*	0.45
01. Há sacolas de compras fechadas em meu armário.	0.54*	0.29
Quantidade de itens	6	
Alfa de Cronbach	.86	
Variância explicada (%)	51.85	
Valor próprio	3.56	

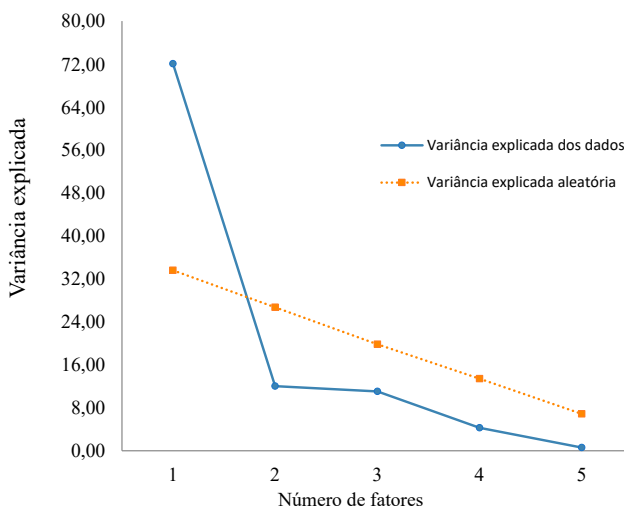
Nota. *Carga fatorial considerada satisfatória, isto é, $> |0.30|$.

h² = comunalidade.

compras fechadas em meu armário”). Ademais, o alfa de Cronbach foi igual a 0,86, o que sugere que o instrumento apresente consistência interna satisfatória.

Entretanto, pelo fato de o critério de Kaiser ser um método mais simples, optou-se por uma estratégia mais refinada para extinguir qualquer dúvida referente à quantidade de dimensões a serem extraídas, por isso realizou-se uma análise paralela com base no critério de Timmerman e Lorenzo-Seva (2011). Pôde-se observar que a estrutura unifatorial da escala foi corroborada por meio da análise paralela, uma vez que, ao comparar a variância explicada dos dados reais e aleatórios, observa-se que, somente quando o número de fator é igual a 1, os dados reais explicam a variância em maior porcentagem (72.04 %) do que os dados aleatórios (33.59 %), como pode ser observado na figura abaixo.

Figura 1.

Representação gráfica da análise paralela*Estudo 2*

Decidiu-se realizar uma AFC com o objetivo de testar a estrutura encontrada no Estudo 1. Por meio da AFC, foram verificados bons indicadores de ajuste, atendendo aos pontos de corte sugeridos pela literatura. Especificamente, tem-se: $\chi^2/g1 = 2.90$; GFI = 0.98; CFI = 0.98; TLI = 0.98; RMSEA = 0.08 (IC 90 % = 0.04-0.10). A estrutura fatorial correspondente pode ser observada na Figura 2.

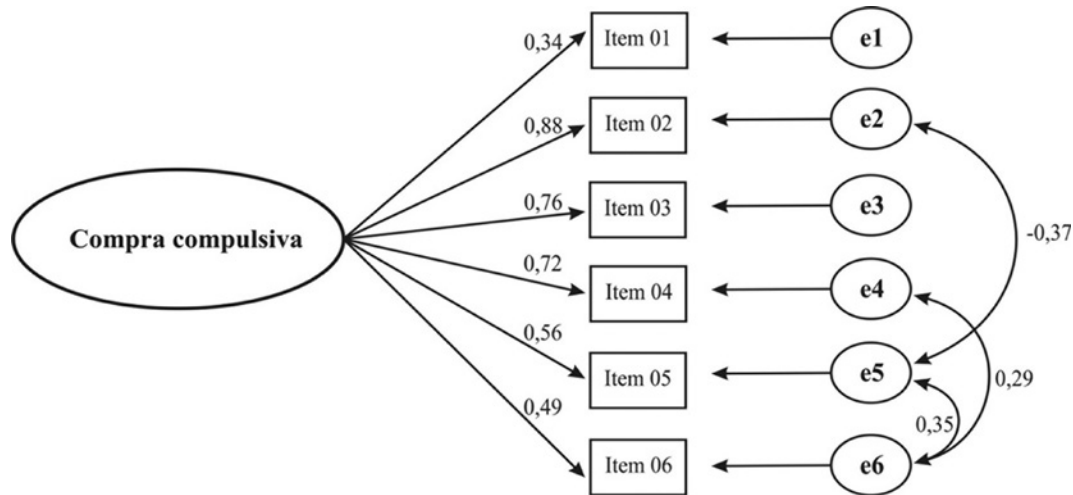
Como se pode perceber na Figura 2, todos os pesos fatoriais (λ) foram estatisticamente significativos ($p < .001$) e maiores que 0.30, variando entre 0.34 e 0.88. Dessa forma, os índices de bondade foram acima dos pontos de corte esperados na literatura, o que confirma a estrutura unifatorial da RCBS. Além disso, o alfa de Cronbach (.79) e a confiabilidade composta ($CC = 0.86$) indicaram uma consistência interna satisfatória. Portanto, está-se diante de um modelo que indica uma precisão adequada e assegura parâmetros psicométricos aceitáveis (Pasquali, 2016).

Discussão

Inicialmente, buscou-se verificar a adequação psicométrica da RCBS para o Nordeste do Brasil, uma vez que há uma grande diversidade regional no país. Os resultados da AFE sugeriram a unidimensionalidade do instrumento com valor próprio de 3.56, responsável por 51.85 % da variância total das respostas dos indivíduos, para extinguir qualquer dúvida referente à quantidade de dimensões a serem extraídas, optou-se por realizar a análise paralela de acordo com o critério de Timmerman e Lorenzo-Seva (2011), que também recomendou a unidimensionalidade do instrumento, uma vez que, somente quando o número de fator é igual a 1, os dados reais explicam a variância em

Figura 2.

Modelo da equação estrutural da *Richmond Compulsive Buying Scale*



maior porcentagem (72.04 %) do que os dados aleatórios (33.59 %).

Tais resultados contrariaram tanto o que sugeriu os autores da medida original quanto a corroboração da adaptação brasileira. Isso pode ser explicado devido ao fato de esse construto poder ser entendido como uma sobreposição entre a dimensão obsessivo-compulsivo e controle de impulso. Além disso, pôde-se observar na medida original uma correlação de .77 entre as duas dimensões, o que indica uma associação forte entre elas.

Outro fato que pode ter influenciado o resultado da pesquisa atual é que uma medida pode ser unidimensional para um determinado extrato da população e para outro não, caso presente, por exemplo, uma determinada discrepância (Behling & Law, 2000). Fato presente na amostra do atual estudo, já que a validação brasileira realizada por Leite et al. (2013) contou com participantes clínicos e não clínicos, e o estudo atual contou com a participação de estudantes universitários, público que apresenta algumas particularidades, a saber: se encontra no início da vida profissional; tem necessidade de se sentir pertencente a um grupo, assim, termina por ser usuário de algum produto ou apresentar um estilo de consumo característico da coletividade e ainda é considerado pelas empresas (de calçados, roupas e diversão) como um mercado lucrativo (Norum, 2008).

Além disso, o estudo foi realizado no Nordeste brasileiro, região rica em diversidade cultural e a segunda do país que mais recebe investimento em publicidade, ou seja, incentivo para ir às compras (Cenp, 2018). Por fim, todas as cargas fatoriais apresentaram valores superiores a .30, atendendo ao critério de saturação mínima sugerido na literatura

(Pasquali, 2010). E o instrumento apresentou evidências de validade e precisão favoráveis (alfa de Cronbach = .86).

Vale ressaltar que, na AFE realizada por Leite et al. (2013), foram utilizados os métodos numéricos e gráficos (*screenplot*) como critério de extração de fatores. Já na atual pesquisa, para a definição do número de fatores, utilizaram-se o critério de Kaiser e a análise paralela. Optou-se pela junção de um método simples, porém clássico, como é o caso do critério de Kaiser, e uma estratégia mais refinada, como a análise paralela, para que, assim, pudessem ser sanadas quaisquer dúvidas sobre a quantidade de dimensões a serem extraídas. As divergências encontradas entre os resultados do estudo atual e o realizado por Leite et al. (2013) podem ser justificadas tanto teoricamente pelo fato de o construto poder ser entendido como uma sobreposição entre a dimensão obsessivo-compulsivo e controle de impulso quanto pelas características da amostra.

A fim de confirmar a estrutura encontrada, demandou-se a realização do segundo estudo, no qual foi feita a AFC. Por meio dessa análise, foram verificados indicadores de ajuste adequados: $\chi^2/gf = 2.90$; GFI = 0.98; CFI = 0.98; TLI = 0.98; RMSEA = 0.08 (IC 90 % = 0.04-0.10) com alfa de Cronbach de .79 e confiabilidade composta de .86, o que indica a boa adequação da medida. Tendo em vista que a RCBS é um instrumento com uma quantidade relativamente pequena de itens, foi incorporada a confiabilidade composta, devido ao fato de ela ser menos sensível à quantidade de itens em comparação ao alfa de Cronbach.

Ademais, todos os pesos fatoriais (λ) foram estatisticamente significativos ($p < .001$) e maiores que 0.30, variando entre 0.34 e 0.88. Atendendo ao critério de saturação mínima

sugerido na literatura (Pasquali, 2010). Para um melhor ajustamento do modelo, foram correlacionados os erros de medida dos itens 2 e 5, dos itens 4 e 6, e dos itens 5 e 6. Mesmo com a identificação de alguns problemas no ajuste, o modelo de medida apresentou bons índices de ajustamento, o que possibilita a aceitação do referido modelo.

Diante do que foi exposto, pode-se concluir que o estudo chegou ao seu fim, alcançando seu objetivo inicial, que foi adequar psicometricamente a RCBS para a região do Nordeste brasileiro e testar a estrutura fatorial da referida medida para o Brasil. Contudo, assim como acontece em grande parte das pesquisas, esta apresentou algumas limitações, como: a questão da desabilidade social sobre os dados informados, o fato de a pesquisa fazer uso de uma amostra por conveniência e a impossibilidade de generalização tanto para a população geral como para o grupo do qual a amostra foi extraída, pois colaboraram com a pesquisa, apenas universitários de algumas cidades do Nordeste brasileiro. Por isso, sugere-se a replicação deste estudo em amostras maiores e mais diversificadas.

Quanto às divergências encontradas neste estudo com relação à estrutura fatorial sugerida pelos autores da medida original e corroborada pelos autores que a validaram para o Brasil, não desmerece os achados e muito menos inviabiliza a utilização dessa medida para fins de pesquisa. Pelo contrário, o presente estudo propõe uma medida unidimensional que apresenta bons indicadores de validade e precisão. Portanto, isso pode ser considerado uma contribuição relevante para o estudo da temática, já que a unidimensionalidade favorece uma das principais finalidades da psicomетria que é a parcimônia (Pasquali, 2010).

Referências

- Associação Americana de Psiquiatria. (2014). *Manual diagnóstico e estatístico de transtornos mentais — DSM*. (5ª ed.). Artmed.
- Associação Americana de Psiquiatria. (2002). *Manual diagnóstico e estatístico de transtornos mentais — DSM*. (4ª ed., Dornelles, C., rev. e trad.). Artmed.
- Behling, O., & Law, K. (2000). *Translating questionnaires and other research instruments: Problems and solutions*. Sage Publications, Inc.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Black, D. (2001). Compulsive buying disorder: Definition, assessment, epidemiology and clinical management. *CNS Drugs*, 15(1), 17-27. <https://doi.org/10.2165/00023210-200115010-00003>
- Brandtner, M., & Serralta, F. B. (2016). Terapia cognitivo comportamental para compras compulsivas: um estudo de caso sistemático. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(1), 181-188. <https://doi.org/10.1590/0102-37722016012116181188>
- Byrne, B. M. (2010). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. (2ª ed.). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Conselho Executivo das Normas-Padrão. (2018). *Investimento em mídias*. <https://www.cenp.com.br/cenp-meios?id=5>
- D'Astous, A. (1990). An Inquiry into the Compulsive Side of Normal Consumers. *Journal of Consumer Policy*, 13, 15-31. <https://doi.org/10.1007/BF00411867>
- Damásio, B. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica*, (11), 213-228. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v11n2/v11n2a07.pdf>
- Dantas, J. A. S. (2015). *Estudo Psico-comunicacional do consumo compulsivo: reflexões a partir de breves relatos*. [Monografia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, Brasil]. Repositório Institucional. <https://repositorio.ufba.br/ri/handle/ri/21278>
- DeSarbo, W., & Edwards E. (1996). Typologies of Compulsive Buying Behavior: A constrained clusterwise regression approach. *Journal of Consumer Psychology*, 5(3), 231-262. https://doi.org/10.1207/s15327663jcp0503_02
- Edwards, E. A. (1993). Development of a New Scale for Measuring Compulsive Buying Behavior. *Financial Counseling and Planning*, 4(1), 67-84. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.528.769>
- Faber, R. J., & O'Guinn, T. C. (1992). A Clinical Screener for Compulsive Buying. *Journal of Consumer Research*, 19(3), 459-469. <https://doi.org/10.1086/209315>
- Faber, R. J. (2000). A systematic investigation into compulsive buying. Em A. L. Benson (ed.), *I shop therefore I am. Compulsive buying and the search for self* (pp. 27-54). Aronson.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis: Global Edition*. (7ª ed.). Pearson.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. (6ª ed.). Bookman.
- He, E., Kukar-Kinney, M., & Ridgway N. M. (2018). Compulsive buying in China: Measurement, prevalence, and online drivers [Compra compulsiva na China: medição, prevalência e drivers on-line]. *Journal of Business Research*, 91, 28-39. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.05.023>
- Garson, G. D. (2012). *Structural Equation Modeling* (2015 ed). Estatísticas Associates Publishers.
- Kerlinger, F. N. (1979). *Metodologia da pesquisa em ciências sociais: um tratamento conceitual*. (Rotundo, H. M., trad.). Editora Pedagógica e Universitária LTDA.

- Kostman, A. (2004). Há uma imelda em cada um. *Revista Veja*, 14 julho de 2004
- Kukar-Kinney, M., Ridgway, N. M., & Monroe, K. B. (2012). The role of price in the behavior and purchase decisions of compulsive buyers. *Journal of Retailing*, 88(1), 63-71. <https://doi.org/10.1016/j.jretai.2011.02.004>
- Kwak, H., Zinkhan, G. M., & Dominick, J. R. (2009). The moderating role of gender and compulsive buying tendencies in the cultivation effects of tv show and tv advertising: A cross cultural study between the United States and South Korea. *Media Psychology*, 4(1), 77-111. https://doi.org/10.1207/S1532785XMEP0401_04
- Leite, P., Rangé, B., Kukar-Kiney, Monika, Ridgway, Nancy, Monroe, Kent, Ribas Junior, Rodolfo, Fernandez, J. L., Nardi, Antonio Egidio, & Silva, A. (2013). Cross-cultural adaptation, validation and reliability of the Brazilian version of the Richmond Compulsive Buying Scale. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 35(1), 38-43. <https://doi.org/10.1016/j.rbp.2012.10.004>
- Magalhães, M. D. R. A., Lopes, E. L., & Moretti, S. L. A. (2017). O desejo incontrollável de comprar: uma revisão crítica sobre a vulnerabilidade no consumo. *Revista Interdisciplinar de Marketing*, 7(1), 42-56. <https://doi.org/10.4025/rimar.v7i1.34039>
- Maraz, A., Eisinger, A., Hende, B., Urbán, R., Paksi, B., Kun, B., Kökönyei, G., Griffiths, M. D., & Demetrovics Z. (2015). Measuring compulsive buying behaviour: Psychometric validity of three different scales and prevalence in the general population and in shopping centres. *Psychiatry Research*, 225(3), 326-334. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychres.2014.11.080>
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software e aplicações*. (2ª ed.). Pêro Pinheiro.
- Matos, C. A., & Bonfanti, K. (2016). Comportamento compulsivo de compra: fatores influenciadores no público jovem. *Revista de Gestão*, 23(2), 123-134. <https://doi.org/10.1016/j.rege.2015.12.002>
- Mowen, J. (2000). *The 3M model of motivation and personality: theory and empirical applications to consumer behavior*. Kluwer Academic Publishers.
- Monahan, P., Black, D. W., & Gabel, J. (1996). Reliability and validity of a scale to measure change in persons with compulsive buying. *Psychiatry Research*, 64(1), 59-67. [https://doi.org/10.1016/0165-1781\(96\)02908-3](https://doi.org/10.1016/0165-1781(96)02908-3)
- Norum, P. S. (2008). The role of time preference and credit card usage in compulsive buying behaviour. *International Journal of Consumer Studies*, 32(3), 269-275. <https://doi.org/10.1111/j.1470-6431.2008.00678.x>
- Noronha, A. P. P., Rueda, F. J. M., & Santos, A. A. A. (2015). Diferenças regionais e as normas de interpretação do Teste de Bender-Sistema de Pontuação Gradual. *Psicologia em Pesquisa*, 9(1), 3-9. <http://dx.doi.org/10.5327/Z1982-1247201500010002>
- Pasquali, L. (2016). *TEP — Técnicas de exame psicológico: os fundamentos*. (2ª ed.). Vetor.
- Pasquali, L. (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Artmed.
- Pinto, A. E. N. (2003). Consumo compulsivo. *Palestra realizada na semana do consumidor organizada pelo Procon*. Belo Horizonte.
- Primi, R. (org.). (2005). *Temas em Avaliação Psicológica*. Casa do psicólogo.
- Ridgway, N. M., Kukar-Kinney, M., & Monroe, B. K. (2008). An expanded conceptualization and a new measure of compulsive buying. *Journal of Consumer Research*, 35(4), 622-639. <https://doi.org/10.1086/591108>
- Rindfleisch, A., Burroughs, J. E., & Denton, F. (1997). Family structure, materialism, and compulsive consumption. *Journal of Consumer Research*, 23(4), 312-325. <https://doi.org/10.1086/209486>
- Sena, T. (2014). Manual diagnóstico e estatístico de transtornos mentais — DSM-5, estatísticas e ciências humanas: inflexões sobre normalizações e normatizações. *Revista Internacional Interdisciplinar INTERthesis*, 11(2), 96-117. <https://doi.org/10.5007/1807-1384.2014v11n2p96>
- Silva, A. B. B. (2014). *Mentes consumistas: do consumismo à compulsão por compras*. Globo.
- Souza, L., Becker, M., & Boff, R. (2016). Terapia cognitivo-comportamental das compras compulsivas: uma revisão de literatura. *Revista de Psicologia da IMED*, 8(2), 185-193. <https://doi.org/10.18256/2175-5027/psico-imed.v8n2p185-193>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. (6ª ed.). Allyn & Bacon.
- Tavares, H., Lobo, D. S. S., Fuentes, D., & Black, D. W. (2008). Compras compulsivas: uma revisão e um relato de caso. *Brazilian Journal of Psychiatry*, 30, 16-23. <https://doi.org/10.1590/S1516-44462008005000002>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Valence, G., D'Astous, A., & Louis Fortier (1988). Compulsive buying: Concept and measurement. *Journal of Consumer Policy*, 11(4), 419-433. <https://doi.org/10.1007/BF00411854>
- Woodruffe-Button, H., Eccles, S., & Elliott, R. (2002). Towards a theory of shopping: A holistic framework. *Journal of Consumer Behaviour*, 1(3), 256-266. <https://doi.org/10.1002/cb.71>