
 <p>ESCOLA DE CIÊNCIAS DA SAÚDE E DA VIDA</p>	<p>PSICO</p> <p>Psico, Porto Alegre, v. 51, n. 4, p. 1-15, out.-dez. 2020 e-ISSN: 1980-8623 ISSN-L: 0103-5371</p>
<p> http://dx.doi.org/10.15448/1980-8623.2020.4.36089</p>	

ARTIGO

Childbearing Motivation Questionnaire: adaptação e evidências de validade para o Brasil

Childbearing Motivation Questionnaire: adaptación y evidencias de validez en Brasil

Childbearing Motivation Questionnaire: adaptation and validity evidences for Brazilian context

Giuliana Violeta

Vásquez Varas¹

orcid.org/0000-0003-3941-1707

giuli_vv700@hotmail.com

Juliane Callegaro

Borsa¹

orcid.org/0000-0001-7703-5509

juliborsa@puc-rio.br

Recebido em: 22 out. 2019.

Aprovado em: 26 ago. 2020.

Publicado em: 15 mar. 2021.

Resumo: O presente artigo objetiva descrever os procedimentos de adaptação e evidências iniciais de validade do *Childbearing Motivation Questionnaire* (CBQ) para o Brasil. O CBQ está constituído por duas escalas. A primeira avalia a motivação positiva geral para ter filhos (PCM) e cinco fatores específicos; a segunda avalia a motivação negativa geral (NCM) e quatro fatores específicos. A adaptação do CBQ foi realizada em cinco etapas: (i) tradução; (ii) síntese das versões traduzidas; (iii) avaliação por juízes *experts*; (iv) avaliação pelo público-alvo; e (v) tradução reversa. Para a avaliação da estrutura fatorial de ambas as escalas do CBQ, realizou-se análise fatorial exploratória e análises fatoriais confirmatórias em modelos de segunda ordem e bifactor em uma amostra de 1894 brasileiros de 18 a 68 anos de 25 estados do Brasil. A escala PCM apresentou excelente ajuste tanto para a uma solução fatorial de segunda ordem quando para o modelo bifactor, mas os índices complementares indicam que a escala é primariamente unidimensional. Já a NCM apresentou uma estrutura unifatorial com boas propriedades psicométricas. Os resultados mostram o CBQ como um instrumento válido para a mensuração das motivações positivas e negativas gerais para ter filhos na população brasileira.

Palavras-chave: análise fatorial confirmatório, confiabilidade, validade, Childbearing Motivation Questionnaire, adaptação transcultural

Resumen: Este artículo tiene como objetivo describir los procedimientos de adaptación y evidencias iniciales de validez del *Childbearing Motivation Questionnaire* (CBQ) para Brasil. El CBQ consta de dos escalas. La primera evalúa la motivación positiva general para tener hijos (PCM) y cinco factores específicos y la segunda evalúa la motivación negativa general (NCM) y cuatro factores específicos. El CBQ se adaptó en cinco etapas: (i) traducción; (ii) síntesis de las versiones traducidas; (iii) evaluación por jueces expertos; (iv) evaluación por parte del público objetivo y (v) traducción inversa. Para la evaluación de la estructura factorial de ambas escalas del CBQ, se realizaron análisis factoriales exploratorios y análisis factoriales confirmatorios en modelos de segunda orden y bifactor en una muestra de 1894 brasileños de 18 a 68 años de 25 estados de Brasil. La escala PCM mostró un ajuste excelente tanto para una solución factorial de segunda orden como para el modelo bifactorial, pero los índices complementarios indican que la escala es principalmente unidimensional. El NCM, presentó una estructura unifactorial con buenas propiedades psicométricas. Los resultados muestran CBQ como un instrumento válido para medir las motivaciones positivas y negativas generales para tener hijos en la población brasileña.

Palabras clave: análisis factorial confirmatorio, confiabilidad, validez, Childbearing Motivation Questionnaire, adaptación transcultural



Artigo está licenciado sob forma de uma licença
[Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

¹ Pontifícia Universidade Católica de Rio de Janeiro (PUC-Rio), Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

Anteriormente à revolução sexual e feminista, a maioria das pessoas tinham famílias numerosas, com cinco filhos em média (Fundo de População das Nações Unidas [UNFPA], 2018). Na atualidade cada país apresenta diversas taxas de fecundidade, com diferenças maiores do que em qualquer época da história (UNFPA, 2018). Alguns países como Estados Unidos de América (EUA) e Nova Zelândia apresentam taxas de fecundidade total (TFT) de pouco mais de dois nascimentos por mulher, aproximando-se do nível de reposição populacional (i.e., média do número de filhos por mulher que manteria a população em um tamanho constante). Já outros como Itália e Alemanha, têm TFT que, se mantidos, causarão um declínio dramático na população e outros, como a África Subsaariana, apresentam média de cinco filhos por mulher (Banco Mundial, s.d.).

Nos países ocidentais, a queda da taxa de fecundidade foi impulsionada pela capacidade, conhecimento e motivação sem precedentes para gerir a vida reprodutiva. As pessoas estão reivindicando seu direito de tomar suas próprias decisões sobre o número e o momento das gestações, resultando em profundas mudanças e desafios demográficos (Morgan & King, 2001). Na atualidade os casais podem controlar com eficácia o número de filhos e embora fatores involuntários ainda afetem o tamanho da família, avanços contínuos nas técnicas contraceptivas tornam a tomada de decisões reprodutivas uma escolha consciente e deliberada (Tavares, 2016).

No Brasil, a TFT começou seu declive na década de 1960, mudando de seis filhos por mulher a menos de dois na atualidade (Banco Mundial, s.d.). As razões que perpassam essas mudanças são variadas, tornando-se importante a análise das escolhas reprodutivas na realidade brasileira, não só para entender as motivações subjacentes às decisões de ter ou não ter filhos, mas também para inserir esses conhecimentos em campos de interesse social, como a promoção da escolha consciente em campos da saúde sexual e reprodutiva e no desenvolvimento de estratégias eficazes para o aconselhamento reprodutivo (Finocchiaro-Kessler et al., 2012).

As motivações para a parentalidade (MP), definidas como disposições para responder favorável ou desfavoravelmente a diversos aspectos associados a ter ou não ter filhos (Miller, 1994), são consideradas parte fundamental da escolha reprodutiva, na medida em que são a base do processo de tomada de decisões reprodutivas e delas derivam os desejos de fertilidade, as intenções de fertilidade e os comportamentos reprodutivos (Miller, 1994; Miller, Millstein, & Pasta, 2008; Miller & Pasta, 1993).

O interesse no estudo das MP tem sua origem na explosão demográfica ocorrida após a Segunda Guerra Mundial, que trouxe reflexões sobre o que motiva as pessoas a terem filhos. Inicialmente surgiram enfoques demográficos como o modelo microeconômico de fertilidade (Bagozzi & Van Loo, 1978) e o modelo de demanda infantil (McClelland & Pilon, 1983; Lee & Bulatao, 1983), que tentaram explicar o conceito de tamanho de família desejado ou preferido para compreender os motivos implícitos ao aumento do número de filhos por mulher. O modelo microeconômico de fertilidade expunha que a força motriz subjacente para ter um número determinado de filhos advém da relação entre gostar das crianças e/ou gostar de outros bens de consumo (Bagozzi & Loo, 1978), enquanto o modelo de demanda infantil entende a motivação para ter filhos como resultado da evolução das ideias e avaliações sobre os filhos e a imposição social de uma composição determinada de família (McClelland & Pilon, 1983; Lee & Bulatao, 1983).

As mudanças histórico-sociais da década de 1970 (e.g. luta dos movimentos feministas e os avanços médico-tecnológicos relacionados aos métodos contraceptivos) geraram um declive na TFT (Banco Mundial, s.d.) e modificaram os objetivos dos estudos das MP, surgindo como resultado o modelo custo-benefício (Aniold, 1975; Hoffman & Hoffman, 1973). Esse modelo propõe que as MP são resultado de avaliações individuais sobre as consequências de ter e não ter filhos, portanto se os custos de ter uma criança superam os benefícios, a pessoa escolherá não ter filhos; porém se os benefícios compensam os custos, a pessoa escolherá ter filhos (Hoffman & Hoffman, 1973).

Durante as décadas subsequentes, apareceram novos modelos explicativos das MP tendo como base teorias já estabelecidas como, por exemplo, a teoria da autodeterminação (Dor & Cohen-Fridel, 2010; Gauthier, Senecal, & Guay, 2007) e a genética do comportamento (Miller, Pasta, MacMurray, Muhleman, & Comings, 2000); porém foi o modelo motivos-desejos-intenções-comportamentos (*Traits-Desires-Intentions-Behaviour-TDIB*) do pesquisador norte-americano Warren Miller (1994) o mais utilizado para explicar a tomada de decisões reprodutivas na atualidade. Esse modelo sugere a existência de motivações positivas e negativas para a parentalidade incluídas em um esquema multidimensional que integra aspectos biológicos, sociais e comportamentais na explicação do comportamento reprodutivo. Com base no modelo TDIB, o autor elaborou o *Childbearing Motivation Questionnaire* (CBQ) para mensurar as MP (Miller, 1995). Esse questionário foi utilizado em EUA, demonstrando ser uma medida válida e confiável (Alexander, Perrin, Jennings, Ellen, & Trent, 2019; Finocchiaro-Kessler et al., 2012; Jagannathan, 2005; Van Egeren, 2003). Adaptações do CBQ na Itália (Sina, Ter Meulen, & Carrasco de Paula, 2010), Honduras (Kennedy, 2005), Polônia (Mynarska & Ryttek, 2014, 2017, 2020) e Iran (Ghazanfarpour et al., 2018; Irani & Khadivzadeh, 2019; Khadivzade, Arghavani, Shokrollahi, & Masumeh, 2018; Pezeshki, Zeigham, & Miller, 2005) apresentaram adequadas propriedades psicométricas, sugerindo ser um instrumento útil para uso em diferentes contextos culturais.

Uma recente revisão sistemática da literatura, realizada por Varas e Borsa (2019), encontrou que em 1965 foi publicado o primeiro artigo sobre as MP e que na atualidade existem 49 artigos desenvolvidos sobre esse construto. As autoras perceberam que cerca da metade dos estudos foram realizados nos EUA, não existindo pesquisas sobre essa temática no Brasil nem em outro país da América Latina. Também identificaram que o modelo TDIB foi o mais utilizado para explicar as MP desde uma perspectiva que integra aspectos individuais e contextuais da escolha reprodutiva (Varas & Borsa, 2019).

Considerando a importância de pesquisar as MP na realidade brasileira com instrumentos de mensuração que contemplem as particularidades culturais e que cumpram com os critérios de validade, torna-se relevante a adaptação do CBQ para uso nesse contexto. O presente artigo objetiva descrever os procedimentos de adaptação transcultural bem como apresentar evidências de validade baseada na estrutura interna do CBQ para o Brasil.

Método

Processo de tradução e adaptação

O processo de tradução e adaptação do CBQ iniciou após concordância do autor do instrumento original e incluiu cinco etapas baseadas nas diretrizes da Comissão Internacional de Testes (*International Test Commission* [ITC], 2010) e no trabalho de Borsa, Damásio e Bandeira (2012). Inicialmente, três tradutores independentes traduziram o questionário do inglês para o português brasileiro. Em seguida, considerando a equivalência semântica, idiomática e conceitual dos itens, foi realizada uma síntese das versões traduzidas buscando uma versão única. Posteriormente, a versão sintetizada foi avaliada por dois psicólogos especialistas em avaliação psicológica e por cinco pessoas com perfil semelhante ao do público-alvo da escala (i.e. brasileiros, de ambos os sexos, entre 20 e 40 anos), para verificar a adequação das instruções assim como a legibilidade dos itens e opções de resposta. Após pequenas revisões, a versão adaptada foi retraduzida do português para o inglês por um terceiro tradutor bilingue independente. A versão retraduzida foi avaliada pelo autor da escala original e considerada equivalente gramatical e semanticamente.

Instrumento

O CBQ (Miller, 1994; 1995) é um questionário de autorrelato composto por 47 itens divididos em duas escalas independentes. A primeira, *Positive Childbearing Motivation* (PCM), possui 27 itens que apresentam uma pontuação geral sobre a motivação positiva (MP) para ter filhos e cinco categorias específicas que descrevem aspectos

positivos da parentalidade: (i) prazeres da gravidez, nascimento e infância (PG - seis itens), (ii) paternidade tradicional (PT - seis itens), (iii) satisfações em criar os filhos (SC - seis itens), (iv) sentir-se necessário e conectado (SN - cinco itens); e (v) valores instrumentais dos filhos (VI - quatro itens). A segunda escala, *Negative Childbearing Motivation* (NCM), é composta por 20 itens que apresentam uma pontuação geral sobre a motivação negativa (MN) para ter filhos e quatro categorias específicas com aspectos negativos da parentalidade: (i) incômodos da gravidez e o parto (IG - dois itens), (ii) medos e preocupações da parentalidade (MPP - seis itens), (iii) aspectos negativos do cuidado infantil (AN - oito itens); e (iv) estresse dos pais (EP - quatro itens). Na primeira parte, a pessoa terá que dizer quão desejável é para ele ou ela cada uma dessas consequências de ter filhos e na segunda parte, a pessoa terá que responder quão indesejável é a consequência apresentada. Para tanto, utiliza-se uma escala tipo Likert de 4 pontos (4=*very*, 3=*moderately*, 2=*slightly*, 1=*not*).

Nos estudos iniciais da construção da escala, Miller (1995) realizou análises de componentes principais e análises de agrupamento de dados (*cluster analyses*) em 401 casais, encontrando-se duas categorias gerais (MP e MN) e nove subcategorias mencionadas no parágrafo anterior (PG, PT, SC, SN, VI, IG, MPP, NA e EP). As escalas PCM e a NCM demonstraram consistência interna satisfatória com α entre 0.83 e 0.94 e confiabilidade teste-reteste com α entre 0.58 e 0.79 para a avaliação após um ano e entre 0.54 e 0.71 para a avaliação realizada após três anos. Nas análises do estudo original, as correlações entre PCM e NCM não foram significativas, corroborando a ideia e que se trata de conceitos independentes. O instrumento demonstrou adequada consistência interna em estudos com a versão original apresentando α que oscilavam entre 0.78 e 0.96 (Alexander et al., 2019; Van Egeren, 2003; Finocchiaro-Kessler et al., 2012; Jagannathan, 2005; Miller, 1995). Em estudos realizados com o CBQ no Irã, o questionário apresentou α entre 0.82 e 0.93 (Ghazanfarpour et al., 2018; Irani & Khadivzadeh, 2018; Khadivzadeh et al., 2018; Pezeshki et

al., 2014), na Polônia os α oscilaram entre 0.68 e 0.94 (Mynarka & Rytel, 2014, 2020) e na adaptação realizada na Itália, a escala PCM apresentou α de 0.92 (Sina et al., 2010).

Participantes

A amostra do presente estudo foi composta por 1894 brasileiros residentes em 25 estados do Brasil. Os estados onde se obteve maior quantidade de respondentes foram o Rio de Janeiro (n=749, 39.55%) e São Paulo (n=404, 21.33%). As idades dos participantes variavam entre 18 a 68 anos (M=29.48; DP=6.70); sendo a maioria do sexo feminino (n=1598, 84.37%), com grau de instrução igual ou superior à pós-graduação completa (n=894, 44.83%) e que, no momento da pesquisa, declararam estar namorando (n=625, 33%). O tipo de amostragem foi por conveniência (não probabilística).

Procedimentos éticos e coleta de dados

Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética (protocolo nº 68/2918- CAEE nº 3.095.859). As questões éticas foram garantidas, de acordo com as diretrizes da Resolução n.º 510/2016 do Ministério de Saúde. A coleta de dados foi realizada de forma on-line utilizando a ferramenta Survey Monkey e o *link* para a participação da pesquisa foi divulgado por *e-mail* e em redes sociais entre os meses de dezembro 2018 e julho 2019.

Análise dos dados

Considerando que o intuito foi testar a estrutura fatorial da versão adaptada da CBQ para o Brasil, cuja versão original já apresentava um modelo teoricamente embasado e com evidências empíricas, realizou-se análises fatoriais confirmatórias (AFCs) de segunda ordem de ambas as escalas do CBQ (PCM e NCM). Na escala PCM considerou-se cinco fatores de primeira ordem (PG, PT, SC, SN e VI) e um fator de segunda ordem (MP) já na escala NCM considerou-se quatro fatores de primeira ordem (IG, MPP, AN e EP) e um fator de segunda ordem (MN). Utilizou-se o método *Weighted least squares mean and variance adjusted* (WLSMV). O índice de ajuste absoluto (*absolute fit*) calculado

foi o qui-quadrado (χ^2) e o índice de ajuste parcimonioso utilizado foi o índice de raiz quadrada do erro de aproximação (*Root-Mean-Square Error of Approximation*, RMSEA). Finalmente os índices de ajuste comparativo utilizados foram o índice de adequação de ajuste (*Comparative Fit Index*, CFI) e o índice de Tucker-Lewis (Tucker Lewis Index, TLI). Os valores de RMSEA menores que 0.06 indicam um bom ajuste, entre 0.06 e 0.08 um ajuste razoável, entre 0.08 e 0.10 indica um ajuste medíocre, e maiores que 0.10 indicam falta de ajuste. Os índices CFI e TLI devem ser maiores que 0.90 ou 0.95, ou devem estar próximos a esses valores (Brown, 2006; Byrne, 2013). Os índices de adequação de ajuste apresentados foram selecionados com base em sua popularidade na literatura e, sobretudo, no seu desempenho favorável em pesquisas de simulação Monte Carlo (Brown, 2006).

A escala NCM não apresentou ajuste adequado ao modelo de segunda ordem testado, por isso, foi realizada uma análise fatorial exploratória (AFE) utilizando o *Diagonally Weighted Least Square* (DWLS), o critério de retenção foi o *Parallel Analysis* (PA) (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) com Rotação Oblíqua Robust Promin (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). Esses métodos foram escolhidos devido a sua precisão na identificação de construtos latentes subjacentes às variáveis e devido à hipótese da existência e correlações entre os possíveis fatores (Costello & Osborne, 2005). A adequação da amostra foi avaliada a partir do teste de Kayser-Meyer-Olkin (KMO) e do teste de esfericidade de Bartlett.

Posteriormente, com o intuito de avaliar simultaneamente a influência dos fatores gerais e fatores específicos na variabilidade de cada item foi realizada análises bifactor em cada uma das escalas do CBQ. O modelo bifactor na PCM esteve composto por um fator geral (MP) e cinco fatores específicos (PG, PT, SC, SN e VI); já o modelo bifactor na NCM esteve composto por um fator geral (MN) e quatro fatores específicos (IG, MPP, AN e EP). Os índices de ajuste usados para avaliar o modelo bifactor foram: ômega hierárquico (ω_H e ω_{HS}), *Explained Common Variance* (ECV), ECV-I e porcentagem de correlações não contami-

nadas (PUC). Esses índices são especialmente importantes para uma interpretação adequada, uma vez que os modelos bifactor tendem a ter um melhor ajuste do que as AFCs apenas pela maneira como são especificados (Flores-Kanter, Dominguez-Lara, Trógolo, & Medrano, 2018). O ômega hierárquico (ω_H ; Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006) foi utilizado para relatar a quantidade de variação total que pode ser atribuída aos fatores gerais e esperou-se índices ≥ 0.70 para concluir parcialmente a favor da unidimensionalidade (Reise, Scheines, Widaman, & Haviland, 2013). Os ômeegas hierárquicos de cada um dos cinco fatores específicos das escalas (ω_{HS}) foram usados para avaliar a variação das pontuações dos fatores específicos (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016) e valores ≥ 0.30 foram considerados significativos. Por outro lado, o ECV (Sijtsma, 2009; Ten Berge & Socan, 2004) evidenciou a quantidade de variação comum devido ao fator geral, no qual índices maiores a 0.60 é uma indicação de que há pouca variação comum entre os fatores específicos além do fator geral (Reise et al., 2013) e, no nível do item, o ECV-I (Stucky, Thissen, & Edelen, 2013) indicou a porcentagem da variação real de cada item explicada pelo fator geral, esperando valores ≥ 0.80 que concluam sobre uma influência significativa do fator geral (Stucky & Edelen, 2015). Por sua vez, a PUC (Reise et al., 2013) forneceu informações sobre o percentual de correlações não contaminadas pela multidimensionalidade (Rodríguez et al., 2016) e índices > 0.70 , pode trazer evidências da unidimensionalidade da escala (Rodríguez et al., 2016).

Foi utilizado o coeficiente Ômega ω (McDonald, 1999) para avaliar a consistência interna dos fatores de primeira e segunda ordem na PCM e do modelo unifactorial do NCM considerando-se valores aceitáveis índices de ω entre 0.70 e 0.90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008). Finalmente realizou-se análise de correlação de Person para testar a hipótese proposta pelo autor da inexistência de correlação significativa entre a NCM e PCM.

As AFEs foram realizadas no programa FACTOR, as AFCs, no *software* Mplus versão 7.11,

implementando o método WLSMV, os índices do bifactor foram calculados por meio do módulo Índices Bifactor de Lara e Rodriguez (2017), o Ômega de McDonald foi testado no programa JASP e as correlações foram realizadas pelo programa SPSS para Windows.

Resultados

Inicialmente se realizou duas AFCs de segunda ordem para as escalas PCM e NCM de forma independente, empregando o método de estimação WLSMV. Na escala PCM, o modelo de um fator de segunda ordem e cinco fatores de primeira ordem apresentou um ajuste adequado aos

dados [$\chi^2(319)=3649$; $p=0.000$; CFI=0.96; TLI=0.96; RMSEA=0.080 (intervalo de confiança de 90% 0.078 – 0.083)]. Assim, a partir de indicadores de ajuste do modelo (e.g., CFI, TLI, RMSEA) foi possível verificar que o instrumento apresentou a mesma qualidade psicométrica que o instrumento original.

As cargas fatoriais dos fatores de primeira ordem em relação ao fator de segunda ordem foram: PG: 0.95; PT: 0.89; SC: 0.93; SN: 0.96 e VI: 0.94. Os 27 itens da escala apresentaram pesos fatoriais estatisticamente diferentes de zero ($\lambda \neq 0$; $z > 1.96$, $p < 0.05$) como pode se observar na Tabela 1.

Tabela 1 – Cargas fatoriais PCM

Fatores de primeira ordem	Itens	Carga fatorial	Erro
Prazeres da gravidez, nascimento e infância	Item 3: Sentir o bebê se mexendo e chutando dentro da minha parceira (dentro de mim).	0.849	0.009
	Item 4: Dar à minha (meu) parceira (o) a satisfação de ser mãe (pãe).	0.785	0.012
	Item 5: Ajudar minha esposa a dar à luz a um bebê (Dar à luz a um bebê).	0.862	0.008
	Item 7: Dar mamadeira (Amamentar) ao bebê.	0.866	0.008
	Item 11: Dar colo e carinho ao bebê.	0.935	0.007
	Item 13: Dedicar-me e dedicar muito do meu tempo na criação dos filhos e ser pai (mãe).	0.875	0.00
	Ω	0.915	
Paternidade tradicional	Item 14: Ter um filho(a) que irá dar continuidade às minhas tradições familiares.	0.792	0.013
	Item 15: Ser a referência de uma família grande e dinâmica.	0.743	0.014
	Item 16: Fortalecer meu relacionamento conjugal por meio de um filho(a).	0.750	0.016
	Item 17: Suprir minhas crenças religiosas sobre a vida familiar.	0.707	0.020
	Item 25: Dar um neto(a) aos meus pais.	0.794	0.013
	Item 26: Colocar em prática o meu potencial de ter filhos (procriação).	0.866	0.011
	Ω	0.859	

Fatores de primeira ordem	Itens	Carga fatorial	Erro
Satisfações das crianças dos filhos	Item 19: Ter um filho(a) bem-sucedido(a) na vida.	0.781	0.013
	Item 20: Brincar com meu filho(a).	0.944	0.007
	Item 21: Ter um filho(a) que contribua para a sociedade.	0.863	0.011
	Item 22: Orientar e ensinar meu filho(a).	0.963	0.006
	Item 23: Compartilhar a educação do meu filho(a) com minha (meu) parceira(o).	0.883	0.010
	Item 27: Vivenciar o amor especial e intimidade que um filho(a) proporciona.	0.913	0.009
	Ω	0.928	
Sentir-se necessitado e conectado	Item 6: Sentir-me necessária(a) e útil por meio de um bebê.	0.828	0.010
	Item 8: Ter meu filho(a) me fazendo companhia e me dando apoio no futuro.	0.788	0.011
	Item 9: Ter um bebê indefeso para amar e proteger.	0.857	0.009
	Item 10: Sentir-me mais completo(a) como homem (mulher) por meio do meu bebê.	0.862	0.009
	Item 24: Viver uma vida mais plena e enriquecida através do meu filho(a).	0.832	0.010
	Ω	0.885	
Valores instrumentais	Item 1: Saber que sou fértil.	0.724	0.015
	Item 2: Ter a admiração da minha família e amigos por causa do meu bebê.	0.735	0.015
	Item 12: Ter um bebê de sexo masculino.	0.705	0.015
	Item 18: Ter um bebê de sexo feminino.	0.728	0.015
	Ω	0.765	
ω da PCM		0.964	

Nota: Método de estimação: *Weighted least squares mean and variance adjusted* (WLSMV); PCM = *Positive Childbearing Motivation*; ω = Omega.

Para a escala NCM realizou-se uma AFC empregando o WLSMV. O modelo original de um fator de segunda ordem e quatro fatores de primeira ordem não apresentaram um ajuste adequado aos dados [$\chi^2(166)=4341$; $p=0.000$; CFI=0.88; TLI=0.86; RMSEA=0.125 (intervalo de confiança de 95% 0.122 – 0.128)] e, considerando-se esses resultados, optou-se por realizar uma AFE (KMO=0.93; Teste de Esfericidade de Bartlett $X^2(190)=16758$, $p=0.000010$), com método de extração *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) e *Rotação Robust Promin* (Lorenzo-Seva & Ferrando,

2019). A escala NCM apresentou uma solução unifatorial e todos os itens apresentaram cargas maiores que 0.50 como se pode apreciar na Tabela 2. Posteriormente, realizou-se uma AFC na escala NCM para corroborar a estrutura unifatorial encontrada na AFE empregando o DWLS. O modelo de um fator apresentou ajuste adequado aos dados [$\chi^2(170)=2154$; $p<0.001$; CFI=0.96; TLI=0.95; RMSEA=0.084 (intervalo de confiança de 95% 0.081 – 0.087)]. Na Tabela 3, apresentam-se os índices de ajuste para as AFCs testadas.

Tabela 2 – Cargas fatoriais NCM

Itens	Cargas Fatoriais	Communality
1. Ver a minha companheira vivenciar (Vivenciar) os desconfortos da gravidez.	0.658	0.433
2. Ficar afastado do meu trabalho ou da minha profissão por um bebê.	0.533	0.285
3. Ter o meu casamento desgastado por causa de um bebê.	0.667	0.445
4. Ter um filho(a) infeliz e problemático(a).	0.704	0.704
5. Ser responsável por um bebê carente e exigente.	0.813	0.661
6. Ter um bebê que desgaste a minha saúde	0.818	0.669
7. Gastar tempo e energia cuidando do meu filho(a).	0.858	0.735
8. Ter que lidar com a bagunça e o barulho que as crianças fazem.	0.849	0.721
9. Comprometer o orçamento familiar por causa de uma criança.	0.779	0.607
10. Preocupar-me com a saúde e segurança do meu filho(a).	0.687	0.472
11. Cuidar de um bebê chato e irritante.	0.837	0.700
12. Ter um filho(a) que é um fardo para minha parceira (meu parceiro).	0.689	0.475
13. Ter um bebê que nasça com alguma má-formação.	0.598	0.357
14. Preocupar-me se estou criando meu filho(a) de forma correta.	0.530	0.281
15. Ter um filho(a) que constrange ou envergonha o resto da família.	0.595	0.354
16. Cuidar de um filho(a) doente.	0.672	0.451
17. (Se for mulher) Ter um filho(a) que me obrigue a trabalhar. (Se for homem) Ter um filho(a) que obrigue a minha parceira a trabalhar.	0.553	0.306
18. Sentir-se culpado(a) ou inadequado(a) como pai (mãe)	0.526	0.277
19. Ver minha companheira vivenciar (Vivenciar) a dor do parto.	0.627	0.393
20. Ter um bebê que tire a minha liberdade de fazer outras coisas.	0.807	0.651
M		0.69
DP		0.09
Ω		0.92

Nota: Método de estimação: *Parallel Analysis* (PA). Método de Extração: *Diagonally Weighted Least Square* (DWLS). Método de Rotação: Robust Promin. M = Média, DP = Desvio-Padrão; ω = Omega.

Tabela 3 – Análises fatoriais confirmatórias da CBQ (n=1894)

CBQ	Modelo	Índices de Adequação de Ajuste				
		χ^2 (df)	χ^2/df	RMSEA (95% C.I)	CFI	TLI
PCM	Modelo de segunda ordem	3649(319)	11.44	0.08 (0.078-0.083)	0.96	0.96
	Modelo bifactor	2017(287)	7.03	0.06 (0.059-0.064)	0.98	0.98
NCM	Modelo de segunda ordem	4341(166)	25.15	0.125 (0.122-0.128)	0.88	0.86
	Modelo unifactorial	2154(170)	12.67	0.084 (0.081-0.087)	0.96	0.95
	Modelo bifactor	2256(144)	15.67	0.09 (0.092-0.099)	0.94	0.92

Nota. CBQ = Childbearing Motivation Questionnaire; PCM = Positive Childbearing Motivation; NCM = Negative Childbearing Motivation, χ^2 = chi-square; df = degrees of freedom; CFI = comparative fit index, TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square error of approximation; C.I = confidence interval.

Os índices de ajuste dos modelos bifactor das escalas PCM e NCM foram melhores que os modelos de segunda ordem. A escala PCM apresentou $[\chi^2(287)=2017; p=0.000; CFI=0.98; TLI=0.98; RMSEA=0.06$ (intervalo de confiança de 95% 0.059 - 0.064)]. O ω_H que indica a proporção da variância que pode ser atribuída ao fator geral foi de 0.943. Os ω_{hs} que indicam a proporção da variação correspondente a uma subescala após controlar a variação atribuída ao fator geral foi de 0.142 para a subescala PG, 0.292 para a subescala PT, 0.051 para a subescala SC, 0.123 para a subescala SN e 0.192 para a subescala VI. Por sua vez, o índice de ECV é 0.804 e adicionalmente, a ECV-I, que indica se a variação nas respostas a um item que pode ser atribuída à variação na dimensão geral (Stucky & Edelen, 2015) variam entre 0.384 e 0.99, com cinco itens abaixo do valor de 0.80, sugerindo que esses itens não refletem a dimensão geral e o índice PUC foi de 0.826. A escala NCM apresentou $[\chi^2(144)= 2256; p=0.000; CFI=0.94; TLI=0.92; RMSEA=0.09$ (intervalo de confiança de 95% 0.092 - 0.099)]. O ω_H foi de 0.914 e os ω_{hs} da subescala IG foi de 0.44, 0.001 para a subescala MPP, 0.169 para a subescala AN e 0.033 para a subescala EP. Por sua vez o ECV foi de 0.735 e os ECV-I dos itens da PCM oscilavam entre 0.43 e 0.996, com sete itens abaixo do valor de 0.80, sugerindo que esses itens não refletem a dimensão geral. Por fim, o índice PUC foi de 0.737.

Ademais, foi avaliada a consistência interna dos

quatro fatores de primeira ordem e um fator de segunda ordem da PCM e do modelo unifactorial da escala NCM utilizando o coeficiente ω (McDonald, 1999) devido a que esse coeficiente se basear na proporção da variância comum e apresentar melhor desempenho quando comparado com outros índices como o alfa de Cronbach (Revelle & Zinbarg, 2009). Como pode se observar nas tabelas 1 e 2, os valores de ω da PCM apresentaram valores aceitáveis que oscilaram entre 0.765 e 0.964 tanto nos cinco fatores de primeira ordem como no fator de segunda ordem. Já o modelo de um fator da NCM apresentou valor de 0.92 o que corrobora a consistência interna do modelo de segunda ordem da PCM e do modelo unifactorial da NCM.

Finalmente, com a intenção de testar a falta de correlação entre as escalas PCM e NCM encontrada nos estudos realizados por Miller (Miller, 1994), realizou-se análises de correlação de Pearson. Encontrou-se que as motivações positivas para ter filhos (PCM) ($M=65.11; DP=19.90$) apresentaram correlação negativa e moderada com as motivações negativas para ter filhos (NMC) ($M=42.29; DP=13.01$); $r(1894)=-0.52; p<0.001; R^2=0.28$.

Discussão

Ao tentar entender a força motriz por traz da escolha reprodutiva, diversas perspectivas teóricas e empíricas foram abordadas ao longo das últimas décadas. Cientistas demográficos e sociais se concentraram na análise das intenções

para ter filhos, os psicólogos se preocuparam com atitudes e cognições que representam os aspectos aprendidos da motivação e os biólogos focaram nas bases genéticas, fisiológicas e anatômicas (Capron & Atam, 2001).

O TDIB de Miller, conceitua as MP como dois traços amplos (positivo e negativo) de base biológica, mas que recebem influência de diversos fatores individuais e contextuais desde os primeiros anos de vida até a etapa adulta. Representa, assim, um avanço na integração das abordagens sociais, comportamentais e biológicas. Além disso, o CBQ, instrumento elaborado pelo autor para mensurar as MP, apresentou propriedades psicométricas satisfatórias nas pesquisas realizadas tanto com a versão original como com as versões adaptadas para Irã, Itália e Polônia (Ghazanfarpour et al., 2018; Irani & Khadivzadeh, 2018; Mynarska & Rytel, 2014, 2017, 2020; Khadivzade et al., 2018; Pezeshki et al., 2014; Sina et al., 2010). Isso posto, a principal contribuição deste trabalho é ser o primeiro estudo de tradução adaptação e validação da versão brasileira do CBQ, fomentando oportunidades de novas pesquisas sobre as MP em um contexto que apresenta escassez de estudos sobre esse construto.

Inicialmente, com o objetivo de adaptar e traduzir o CBQ, seguiu-se o *guideline* de Borsa et al. (2012), que sintetiza o sugerido por diferentes pesquisadores como Beaton, Bombardier, Guillemin e Ferraz (2000); Gjersing, Caplehorn e Clausen (2010) e Hambleton (2005) no que se refere aos procedimentos de adaptação transcultural de instrumentos psicométricos. Identificou-se itens que precisaram ser reformulados considerando dificuldades na compreensão por parte do público objetivo (e.g. item original: "*Being the center of a large, active family*" - item adaptado: "Ser a referência de uma família grande e dinâmica", tradução nossa) e realizou-se mudanças de palavras com a intenção de incluir outros tipos de relacionamento além do matrimônio (e.g. item original: "*Having a child who is a burden to my husband /wife*" - item adaptado: "Ter um filho que é um fardo para meu parceiro /parceira", tradução nossa).

Considerando a importância de avaliar a plausibilidade da estrutura fatorial das duas escalas da

CBQ (NCM e PCM), utilizou-se AFCs inicialmente em modelos de segunda ordem e posteriormente em modelos bifactor. A escolha de testar modelos de segunda ordem teve como justificativa a teoria proposta pelo autor no modelo TDIB, que descreve as MP como duas amplas disposições para ter filhos (positiva e negativa) que se manifestam em aspectos cada vez mais específicos sobre a parentalidade (fatores específicos e itens) (Miller, 1995). Já o modelo bifactor foi testado com o intuito de avaliar simultaneamente a influência dos fatores gerais e os fatores específicos sobre os itens. O resultado da avaliação do modelo de segunda ordem da escala PCM adaptada ao Brasil apresentou bons índices de ajuste evidenciando a existência de um fator de segunda que explica cinco fatores de primeira ordem, que por sua vez explicam as relações entre os indicadores observados. Por outro lado, o modelo de segunda ordem da escala NCM não apresentou bons índices de ajuste no presente estudo e por esse motivo realizou-se uma AFE com a finalidade de identificar o comportamento do instrumento na amostra brasileira. A EFA da NCM evidenciou que os 20 itens da escala se agruparam em um único fator de forma espontânea, sem fixação no número de fatores, apoiando a unidimensionalidade da medida.

Por outro lado, as taxas de ajuste do modelo bifactor das escalas PCM e NCM foram superiores às do modelo de segunda ordem, mas no caso da escala NCM, os índices do modelo bifactor não foram superiores ao modelo unidimensional corroborando-se o modelo de um fator na NCM já encontrado no EFA. A melhora nos índices de ajuste do bifactor em relação aos modelos de segunda ordem é consistente com o trabalho de Jovanovic (2015) já que é um cenário esperado ao competir com modelos oblíquos e hierárquicos (Gignac, 2016; Morgan, Hodge, Wells, & Watkins, 2015). A análise conjunta das estatísticas associadas ao modelo bifactor, tanto no nível fatorial (ω_H , ECV, PUC) quanto nos itens (ECV-I), indica que a escala PCM é predominantemente unidimensional e o fator geral (MP) é forte o suficiente para ser considerado de forma independente e, conseqüentemente, para ser interpretado. Esses resultados corroboram a hipóteses de que

as escalas evidenciam fatores gerais positivo e negativo segundo o caso.

Segundo Miller (1994; 1995), as MP são disposições individuais para reagir de maneiras específicas certas condições e variam de muito amplas e gerais a muito estreitas e específicas. O nível geral inclui duas dimensões amplas e ortogonais de motivação positiva e negativa para ter filhos. O nível intermediário representa dimensões mais particulares da parentalidade dividido em cinco subcategorias na dimensão positiva e quatro na negativa (e.g., prazeres da gravidez e da criança dos filhos). Finalmente, no nível específico, existem valores em relação a aspectos muito privativos da parentalidade, como o desejo de ter um filho de um determinado sexo ou o medo de experienciar as dores do parto. Miller também indicou que os dois traços motivacionais amplos, estavam relacionados com fatores inatos e biológicos que afetam o vínculo e a capacidade de resposta aos bebês (Avison & Furnham, 2015; Miller, Pasta, MacMurray, Chiu, Wu, & Comings, 1999; Miller et al., 2000). Por outro lado, os segundo e terceiro níveis, que descrevem situações mais específicas, refletem atitudes culturais e cognitivas baseadas na experiência e os elementos que as compõem poderiam mudar segundo o contexto. Isto posto, existe a possibilidade de que a prevalência dessas situações seja substancialmente diferente entre os países embora algum grau de constância possa aparecer (Avison & Furnham, 2015; Miller, 1994, 2011).

Esses pressupostos do autor ajudam-nos a refletir sobre os resultados encontrados nas AFCs de ambas as escalas, que corroboram a existência de um fator geral, mas que na escala NCM não corrobora a existência de quatro fatores específicos proposto pelo autor (Miller, 1994), uma vez que refletem atitudes culturais em relação à procriação. Esses resultados são esperados considerando que o autor previu que na medida em que as características culturais do novo contexto fossem diferentes do contexto utilizado em seu estudo, poderia ser necessária uma modificação ou substituição dos itens existentes que reflitam as condições distintas do contexto investigado (Miller, 1995).

Em outros estudos de adaptação transcultural da CBQ, as motivações positivas e negativas apareciam independentemente da cultura, indicando que essa é uma medida confiável para a avaliação geral das MP, mas sugerindo que as subcategorias apresentadas nas escalas PCM e NCM devem ser minuciosamente observadas levando em relação às características do contexto (ver Ghazanfarpour et al., 2018; Khadivzadea et al., 2018; Mynarska & Rytel, 2020). Por exemplo, na adaptação do CBQ na Polônia (Mynarska & Rytel, 2014), os autores incluíram itens sobre aspectos da parentalidade que eles consideraram importantes para os jovens com base nos resultados de pesquisas qualitativas realizadas anteriormente (Mynarska, 2009). No estudo de Pezeshki et al. (2014) realizado no Irã, a validade aparente e de conteúdo foram avaliadas considerando duas perguntas: (a) existem elementos no CBQ desenvolvido nos EUA que não são relevantes no Irã?; e (b) há elementos não incluídos no CBQ desenvolvido nos EUA que são relevante para o Irã? Após a avaliação dessas questões, dois itens da escala PCM foram ajustados para serem mais apropriados à cultura iraniana e cinco itens novos foram incorporados (três na PCM e dois na NCM) por representarem motivações importantes nessa cultura. Assim, pondera-se a necessidade um estudo mais aprofundado sobre os aspectos negativos da parentalidade no contexto brasileiro, com o objetivo de refinar a escala NCM para uso em pesquisas futuras que procurem descrever as especificidades das motivações negativas na população brasileira.

Finalmente, outro dado interessante encontrado no presente estudo é a correlação negativa moderada significativa ($r=-0.53$) entre PCM e NCM, que sugere que ambas (motivação positiva e negativa) estão relacionadas; portanto, maiores níveis de motivação positiva se associam com menores níveis de motivação negativa e vice-versa. Este achado difere dos dados encontrados nos estudos realizados com a CBQ em outros países onde a associação foi muito baixa ou inexistente, indicando independência entre PCM e NCM (Mynarska & Rytel, 2017; Mynarska & Rytel, 2020; Pezeshki et al.,

2014; Van Egeren, 2003). No estudo realizado com a CBQ no Irã (Pezeshki et al., 2005) foi encontrada correlação significativa de 0.21 entre PCM e NCM em mulheres; na Polônia as correlações foram de -0.15 em pessoas com filhos e 0.01 em pessoas sem filhos (Mynarska & Rytel, 2020); enquanto em outros estudos as correlações encontradas não foram significativas (Van Egeren, 2003; Mynarska & Rytel, 2014) suportando a hipótese de que esses são dois aspectos separados das MP (Miller, 1995). É importante mencionar que os achados no presente estudo devem levar em consideração as características da amostra que difere tanto em número de participantes quando em características sociodemográficas nas amostras utilizadas na Polônia e no Irã.

A amostra do presente estudo, composta em sua maioria por mulheres com média de idade de 29 anos, com nível de educação igual ou superior à graduação completa e que estão inseridas ao mercado; ponderamos como hipótese para a correlação encontrada entre PCM e NCM, a ambivalência que gera a escolha de ter ou não ter filhos em mulheres jovens com altos níveis de escolaridade devido às dificuldades para conciliar vida profissional e familiar. Com a inclusão das mulheres em espaços que antes eram tradicionalmente masculinos, expandiram-se as possibilidades de ação e oportunidades para as mulheres (Pontello & Wagner, 2008) mas também gerou um problema crescente na conciliação entre a maternidade e a vida profissional (Menéndez & García, 2010), uma vez que a mulher ainda é a principal responsável pelas atividades domésticas e pelos cuidados com os filhos (Borsa & Nunes, 2011). Portanto, em um panorama social onde os diversos papéis da mulher se sobrepõem, pode-se evidenciar interações entre motivações positivas e negativas para a parentalidade enquanto forças complementares. Frente a esse cenário, mulheres que estão motivadas a ter filhos apresentarão uma visão positiva da futura parentalidade minimizando os possíveis aspectos negativos. Por outro lado, as mulheres que destacam os aspectos negativos da parentalidade darão menos valor os aspectos

positivos, reforçando sua visão negativa ter filhos. Enfatizamos que a hipótese apresentada como uma possível explicação da correlação entre PNC e NCM, considerando as características da população avaliada, deve ser testada por outras pesquisas com amostras diversificadas para corroborar o rejeitar sua implicância.

Considerações finais

O objetivo deste estudo foi descrever os procedimentos de adaptação transcultural e evidências iniciais de validade do CBQ para o contexto brasileiro. Os resultados fornecem informações que contribuem à hipótese de que existem dois traços amplos (positivos e negativos) que fundamentam a disposição motivacional geral do indivíduo em relação à procriação, mas não corroboram a teoria de Miller (1994, 1995) de que tanto PCM e NCM são componentes independentes das MP. No geral, um ajuste satisfatório foi observado na versão original da PCM e na versão unifatorial da NCM, o que aponta o CBQ como um instrumento útil para avaliação de motivação positiva e negativa para ter filhos no contexto brasileiro.

O CBQ é um instrumento de fácil aplicação, que pode ser utilizado individual e coletivamente. Além disso, a sua adaptação para o Brasil supre uma lacuna nos estudos sobre motivação para ter filhos, na medida em que se configura como um instrumento necessário para o desenvolvimento de pesquisas que ajudem a compreender o comportamento reprodutivo.

Além disso, este trabalho também fornece evidências sobre a importância de se levar em consideração as estatísticas complementares ao analisar um modelo bifactor, uma vez que o uso apenas das estatísticas fornecidas pela análise fatorial é insuficiente para determinar o peso explicativo específico de cada um dos fatores e, acima de tudo, do fator general. No entanto, o que deve ser enfatizado em maior grau é que todo modelo teórico, por mais simples ou complexo que possa parecer, deve ser continuamente testado.

No que diz respeito às limitações, cabe mencionar o uso de uma amostra por conveniência

composta predominantemente por mulheres jovens, com nível educacional elevado e residentes na região Sudeste do país. Também é importante salientar que o presente estudo só representa as primeiras etapas do processo de validação da CBQ, sendo necessários novos estudos que visem buscar outras evidências de validade do CBQ para o contexto brasileiro. As técnicas de funcionamento diferencial do item (differential item functioning, DIF), da Teoria de Resposta ao Item (TRI), poderão ser úteis para avaliar a similaridade dos itens do instrumento para diferentes grupos (Sireci, Yang, Harter, & Ehrlich, 2006) e evidências de validade baseadas na relação com outras variáveis, poderão ser obtidas mediante a comparação dos escores do CBQ com os resultados de outros instrumentos que avaliam construtos correlatos (American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA], & National Council on Measurement in Education [NCME], 1999). Por fim, recomenda-se, que pesquisas futuras busquem replicar os resultados em diferentes amostras levando em consideração a estabilidade temporal da medida, a fim de corroborar ou não a solidez dos achados encontrados no presente estudo.

Referências

- Alexander, K. A., Perrin, N., Jennings, J. M., Ellen, J., & Trent, M. (2019). Childbearing motivations and desires, fertility beliefs, and contraceptive use among urban African-American adolescents and young adults with STI histories. *Journal of Urban Health, 96*(2), 171-180.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (1999). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Nova Iorque: AERA.
- Arnold, F. (1975). *The Value of Children: A Cross-National Study, Volume One*. Introduction and Comparative Analysis.
- Avison, M. & Furnham, A. (2015). Personality and voluntary childlessness. *Journal of Population Research, 32*, 45-67. <https://doi.org/10.1007/s12546-014-9140-6>
- Bagozzi, R. P. & Loo, M. F. van (1978). Toward a general theory of fertility: A causal modeling approach. *Demography, 15*(3), 301-320. <https://doi.org/10.2307/2060652>
- Banco Mundial. (s.d.). *Tasa de fertilidad, total (nacimientos por cada mujer)*. Recuperado de <https://datos.bancomundial.org/indicador/sp.dyn.tfrt.in>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of crosscultural adaptation of self-report measures. *Spine, 25*(24), 3186-3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Ten Berge, J. M. & Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika, 69*(4), 613-625.
- Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Adaptação e validação de instrumentos psicológicos entre culturas: algumas considerações. *Paidéia (Ribeirão Preto), 22*(53), 423-432. <https://doi.org/10.1590/S0103-863X2012000300014>
- Borsa, J. C., & Nunes, M. L. T. (2011). Aspectos psicossociais da parentalidade: O papel de homens e mulheres na família nuclear. *Psicologia Argumento, 29*(64), 31-39. <https://doi.org/10.7213/rpa.v29i64.19835>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Campo-Arias, A. & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista Salud Pública, 10*(5), 831-839.
- Capron, C. & Atam, V. (2001). Comments on "Why have children in the 21st century?". *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie, 17*(1), 21-30.
- Conselho Nacional de Saúde. (2016). *Resolução nº 510/2016*. Recuperado de <http://conselho.saude.gov.br/resolucoes/2016/Reso510.pdf>
- Costello, A. B. & Osborne, J. (2005). Practical assessment, research & evaluation. *The Journal of Consumer Marketing, 10*(7), 1-9.
- Dor, A. & Cohen-Fridel, S. (2010). Perceived parenthood: Cross-cultural differences between Jewish and Arab emerging adults. *Journal of Adult Development, 17*(1), 12. <https://doi.org/10.1007/s10804-009-9074-y>
- Finocchiaro-Kessler, S., Sweat, M. D., Dariotis, J. K., Anderson, J. R., Jennings, J. M., Keller, J. M., Vyas, A. A., & Trent, M. E. (2012). Childbearing motivations, pregnancy desires, and perceived partner response to a pregnancy among urban female youth: does HIV-infection status make a difference? *AIDS care, 24*(1), 1-11. <https://doi.org/10.1080/09540121.2011.596514>
- Flores-Kanter, P. E., Dominguez-Lara, S., Trógolo, M. A., & Medrano, L. A. (2018). Best practices in the use of bifactor models: Conceptual grounds, fit indices and complementary indicators. *Revista Evaluar, 18*(3), 44-48.
- Fundo de População das Nações Unidas. (2018). *O poder da escolha. Direitos reprodutivos e transição demográfica*. Recuperado de https://brazil.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/SWOP_2018.pdf
- Gauthier, L., Sénécal, C., & Guay, F. (2007). Construction et validation de l'Échelle de motivation à avoir un enfant (EMAE). *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/European Review of Applied Psychology, 57*(2), 77-89.

- Ghazanfarpour, M., Arghavani, E., Khadivzade, T., Saeidi, M., Kareshki, H., Irani, M., Heidari, E. & Dizavandi, F. (2018). Childbearing Motivation in Iranian Engaged Couples. *International Journal of Pediatrics*, 6(4), 7563-7568.
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57-68. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>
- Gjersing, L., Coplehorn, J. R. M., & Clausen, T. (2010). Cross-cultural adaptation of research instruments: language, setting, time and statistical considerations. *BMC Medical Research Methodology*, 10(1), 10-13. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-10-13>
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hoffman, L. W., & Hoffman, M. L. (1973). The value of children to parents.
- International Test Commission. (2010). *International Test Commission guidelines for translating and adapting tests* (2. ed.). Recuperado de https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Irani, M. & Khadivzadeh, T. (2018). The relationship between childbearing motivations with fertility preferences and actual child number in reproductive-age women in Mashhad, Iran. *Journal of Education and Health Promotion*, 7, 175. https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_175_18
- Jagannathan, R. (2005). Economic Crisis and Women's Childbearing Motivations: The Induced Abortion Response of Women on Public Assistance. *Brief Treatment & Crisis Intervention*, 6(1). <https://doi.org/10.1093/brief-treatment/mhi029>
- Jovanović, V. (2015). A bifactor model of subjective well-being: A re-examination of the structure of subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 87, 45-49. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.026>
- Kennedy, J. E. (2005). Personality and motivations to believe, misbelieve, and disbelieve in paranormal phenomena. *Journal of Parapsychology*, 69(2), 263.
- Khadivzade, T., Arghavani, E., Shokrollahi, P., Ghazanfarpour, M., & Kareshki, H. (2018). Factorial structure of the Persian version of Childbearing Questionnaire in first time engaged couples in Iran. *Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 38(4), 470-475. <https://doi.org/10.1080/01443615.2017.1379967>
- Lara, S. A. D. & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones: Revista de Avances en Psicología*, 3(2), 59-65.
- Lee, R. D., & Bulatao, R. A. (1983). *The demand for children: A critical essay. Determinants of fertility in developing countries: a summary of knowledge*, 233-287.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2019). *Robust Promin: a method for diagonal weighted factor rotation. Technical report, URV*. Tarragona, Spain.
- McClelland, D. C. & Pilon, D. A. (1983). Sources of adult motives in patterns of parent behavior in early childhood. *Journal of personality and social psychology*, 44(3), 564. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.3.564>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Menéndez, M. D. C. R. & García, C. M. F. (2010). Empleo y maternidad: el discurso femenino sobre las dificultades para conciliar familia y trabajo. *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 28(2), 257.
- Miller, W. B. (1994). Childbearing motivations, desires, and intentions: A theoretical framework. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 120(2), 223-258.
- Miller, W. B. (1995) Childbearing Motivations and its measurement. *Journal of Biosocial Science*, 27, 473-487. <https://doi.org/10.1017/S0021932000023087>
- Miller, W. B. (2011). Differences between fertility desires and intentions: Implications for theory, research and policy. *Vienna Yearbook of Population Research*, 9, 75-98. <https://doi.org/10.2307/41342806>
- Miller, W. B., Millstein, S.G., & Pasta, D.J. (2008) The measurement of childbearing motivation in couples considering the use of assisted reproductive technology. *Biodemography and Social Biology*, 54(1), 8-32. <https://doi.org/10.1080/19485565.2008.9989129>
- Miller, W.B., & Pasta, D. J. (1993). Motivational and Nonmotivational Determinants of Child-Number Desires, Population and Environment. *Journal of Interdisciplinary Studies*, 15(2), 113-136. <https://doi.org/10.1007/BF02209405>
- Miller, W. B., Pasta, D. J., MacMurray, J., Chiu, C., Wu, S., & Comings, D. E. (1999). Genetic influences on childbearing motivation: A theoretical framework and some empirical evidence. In L. J. Severy & W. B. Miller (Eds.), *Advances in population: Psychosocial perspectives* (Vol. 3, pp. 53-102). London, England: Jessica Kingsley.
- Miller, W. B., Pasta, D. J., MacMurray, J., Muhleman, D., & Comings, D. E. (2000). Genetic influences on childbearing motivation: Further testing a theoretical framework. In J. L. Rodgers, D. C. Rowe, & W. B. Miller (Eds.), *Genetic influences on human fertility and sexuality: Theoretical and empirical contributions from the biological and behavioral sciences* (pp. 35-66). Boston, MA: Springer.
- Morgan, S. P., & King, R. B. (2001). Why have children in the 21st century? Biological predisposition, social coercion, rational choice. *European Journal of Population*, 17(1), 3-20. <https://doi.org/10.1023/A:1010784028474>
- Morgan, G.B., Hodge, K. J., Wells, K. E., & Watkins, M.W. (2015). Are fit indices biased in favor of bi-factor models in cognitive ability research?: A comparison of fit in correlated factors, higher-order, and bi-factor models via Monte Carlo simulations. *Journal of Intelligence*, 3, 2-20. <https://doi.org/10.3390/jintelligence3010002>
- Mynarska, M. (2009). *Individual fertility choices in Poland*. Doctoral dissertation. Rostock: Rostock University.
- Mynarska, M. & Rytel, J. (2014). Pomiar motywacji do posiadania dzieci wśród osób bezdzietnych. Polska adaptacja kwestionariusza motywów rodzicielskich. In *Polskie Forum Psychologiczne* (Vol. 19, No. 4, pp. 522-543).

- Mynarskay, M. & Ryttek, J. (2017). From motives through desires to intentions: investigating the reproductive choices of childless men and women in Poland. *Journal of Biosocial Science*, 1-13. <https://doi.org/10.1017/S0021932017000190>
- Mynarska, M. & Rytel, J. (2020). Fertility Desires of Childless Poles: Which Childbearing Motives Matter for Men and Women? *Journal of Family Issues*, 41(1), 7-32.
- Pezeshki, M. Z., Zeigham, B., & Miller, W. (2014). Measuring the Childbearing Motivation of couples referred to the Shiraz Health Center for premarital examinations. *Journal of Biosocial Science*, 37(1), 37-53. <https://doi.org/10.1017/S0021932003006485>
- Pontello, A. C. S. & Wagner, A. (2008). Paternidade em tempos de mudança. *Psicologia: Teoria e Prática*, 10(1), 174-185.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26.
- Revelle, W. & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Sina, M., Ter Meulen, R., & Carrasco de Paula, I. (2010). Human infertility: is medical treatment enough? A cross-sectional study of a sample of Italian couples. *Journal of Psychosomatic Obstetrics & Gynecology*, 31(3), 158-167. <https://doi.org/10.3109/0167482X.2010.487952>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107.
- Sireci, S. G., Yang, Y., Harter, J., & Ehrlich, E. J. (2006). Evaluating guidelines for test adaptations: A methodological analysis of translation quality. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 37(5), 557-567. <https://doi.org/10.1177/0022022106290478>
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183-206). New York: Routledge.
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Orlando Edelen, M. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41-57.
- Tavares, L. P. (2016). Who Delays Childbearing? The Associations Between Time to First Birth, Personality Traits and Education. *The European Journal of Population*, 575-597. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9393-1>
- Timmerman, M. E. & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Van Egeren, L. A. (2003). Prebirth predictors of coparenting experiences in early infancy. *Infant Mental Health Journal: Official Publication of The World Association for Infant Mental Health*, 24(3), 278-295. <https://doi.org/10.1002/imhj.10056>
- Varas, G. V. & Borsa, J. C. (2019). Revisión sistemática del estudio de las motivaciones para la parentalidad. *Estudos e Pesquisas em Psicologia*, 19(1), 261-283. <https://doi.org/10.12957/epp.2019.43019>
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144.

Giuliana Violeta Vásquez Varas

Mestre em Psicologia pela Universidade San Martin de Porres (USM), em Lima, Peru.

Juliane Callegaro Borsa

Doutora em Psicologia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), em Porto Alegre, RS, Brasil; professora adjunta do Departamento de Psicologia e do Programa de Pós-Graduação em Psicologia Clínica da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), no Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

Endereço para correspondência

Juliane Callegaro Borsa
Pontifícia Universidade Católica de Rio de Janeiro
Rua Marquês de São Vicente, 225, 2º andar, sala 201
Gávea, 22451-900
Rio de Janeiro, RJ, Brasil