

CONSCIÊNCIA SOCIAL DE INEQUIDADE DE GÊNERO NO TRABALHO: ADAPTAÇÃO E EVIDÊNCIAS DE VALIDADE DO KGE-BR

*SOCIAL AWARENESS OF GENDER INEQUITY IN WORK: ADAPTATION AND VALIDITY EVIDENCE OF
KGE-BR*

Luana de Souza Barros¹, Ligia Carolina Oliveira-Silva², Sônia Maria Guedes Gondim³, Deniel Gomes Frutuoso⁴, Pricila de Souza Zarife⁵, Ligia Abreu Gomes Cruz⁶

¹Graduada em Psicologia (UFF) e
mestranda em Psicologia (UFU).
Contato: luanasbarros@yahoo.com

²Doutora em Psicologia (UNB), docente do
Programa de Pós-Graduação em Psicologia
(UFU) e Research Fellow no Global Institute
for Women's Leadership na Australian
National University.
Contato: ligiacarol@ufu.br

³Doutora em Psicologia (UFRJ) e docente
do Programa de Pós-Graduação de
Psicologia (UFBA).
Contato: sggondim@gmail.com

⁴Graduado e mestre em Psicologia (UFU).
Contato: deniel.gomes@ufu.br

⁵Doutora em Psicologia (UNB) e docente de
Programa de Pós-Graduação em Psicologia
(UFU).
Contato: pricila.zarife@ufu.br

⁶Doutora em Psicologia (UNB) e docente de
Psicologia (Uniceub).
Contato: ligiaabreugc@gmail.com

Editor-associado: Pedro Henrique Chaves
Cardoso

Recebido em: 12/08/2024

Aceito em: 21/06/2026

Publicado em: 21/08/2026

Citar: Barros, L. de S., Oliveira-Silva, L. C.,
Gondim, S. M. G., Frutuoso, D. G., Zarife, P.
de S., & Cruz, L. A. G. Consciência social de
inequidade de gênero no trabalho:
adaptação e evidências de validade do
KGC-Br. *Mosaico: Estudos em Psicologia*,
14(1), 152-167.

Resumo

O presente estudo teve como objetivo buscar evidências de validade de conteúdo e de estrutura interna do Knowledge of Gender Equity Questionnaire (KGE) para o português brasileiro. Procedeu-se com adaptação cultural do instrumento, avaliação por juízes especialistas, estudo piloto com cinco trabalhadoras do público-alvo e tradução reversa para avaliação pelos autores originais. Em seguida, conduziu-se em uma análise fatorial exploratória. Para isso, 339 trabalhadoras com idade média de 32,4 anos (DP=9,4), provenientes em sua maioria da região sudeste (63,3%), responderam o KGE-Br e um Questionário Sociodemográfico virtualmente. Os resultados indicaram unidimensionalidade da medida e necessidade de exclusão de três itens. Após sua retirada, os índices foram adequados, encontrou-se estabilidade da variável latente e consistência interna excelente ($\Omega = 0,90$). Assim, foi possível concluir que o KGE-Br possui boas propriedades psicométricas. Por fim, são feitas recomendações para uso e é discutido o aprimoramento da escala.

Palavras-chave: igualdade de gênero; psicometria; diversidade no trabalho.

Abstract

This study aimed to seek evidence of content validity and internal structure of the Knowledge of Gender Equity Questionnaire (KGE) for Brazilian Portuguese. The instrument was culturally adapted, evaluated by expert judges, piloted with five female workers from the target population, and back-translated for evaluation by the original authors. An exploratory factor analysis was then conducted. For this purpose, 339 female workers with a mean age of 32.4 years (SD = 9.4), mostly from the Brazil southeast region (63.3%), answered the KGE-Br and a Sociodemographic Questionnaire virtually. The results indicated unidimensionality of the measure and the need to exclude three items. After their removal, the indices were adequate, the latent variable was stable, and internal consistency was excellent ($\Omega = 0.90$). Thus, it was possible to conclude that the KGE-Br has good psychometric properties. Finally, recommendations for use and improvement of the scale are made and discussed.

Keywords: gender equality; psychometry; diversity in the workplace.

Introdução

Nenhum de nós presenciará a igualdade de gênero, porém poucas pessoas têm consciência disso. Conforme as previsões, ainda serão decorridos pelo menos 130 anos para que esse marco seja alcançado (World Economic Forum, 2023). Sendo cerca de 40% da população trabalhadora (World Bank, 2022), era esperado que as oportunidades entre elas e os homens já estivessem equalizadas. Entretanto, ainda são comuns os obstáculos enfrentados pelo gênero feminino no campo ocupacional como a falta de reconhecimento, a baixa remuneração e a dificuldade para ascender a cargos de gerência (Galos & Coppock, 2023; Joshi et al., 2022).

As discriminações sofridas pelas mulheres as acompanham por toda a jornada laboral, indo desde a seleção, a avaliação de desempenho, a promoção, a gerência e acontecem até mesmo no desligamento (Van Dijk et al., 2020). Resultado disso são prejuízos em sua saúde mental (Batoool, 2020), na produtividade e na satisfação com trabalho (Enriquez et al., 2023). Esses efeitos acontecem especialmente quando as práticas de recursos humanos e normas organizacionais são baseadas em estereótipos de como as mulheres são e como devem ser (Chang & Milkman, 2020; Dong et al., 2024; Heilman, 2001; Hideg & Krstic, 2021). Até o desempenho organizacional pode sofrer efeitos dessas ações discriminatórias (Hoobler et al., 2018).

A verdade é que mesmo a disparidade ocupacional de gênero sendo amplamente discutida por órgãos governamentais e organizações pró-equidade, parece que ainda existem indivíduos alheios a essas disparidades. Por definição, uma pessoa com consciência social de gênero é aquela que sabe compreender e reconhecer como o contexto pode beneficiar ou representar um obstáculo ao desenvolvimento das pessoas (Velásquez & D'Armas, 2015). Devido as barreiras que enfrentam no trabalho, as mulheres tornam-se interesse de programas de conscientização, pois ser mulher não significa necessariamente ter consciência desses obstáculos. Mesmo gestoras de alto nível podem perceber as discriminações como irreais, reproduzindo estratégias mantenedoras de inequidades e colocando as soluções a cargo das mulheres (Carvalho et al., 2019).

Por isso, com propósito de trazer evidências sobre desigualdades de gênero no trabalho que Shields e colaboradores (2011) desenvolveram um estudo experimental. Nessa simulação, os participantes que representavam a mulher no trabalho tinham desvantagens durante sua jornada até a chegada devido às barreiras ocupacionais. Com intuito de avaliar os ganhos na conscientização, os autores desenvolveram uma escala denominada *Knowledge of Gender Equity Questionnaire* (KGE; Shields et al., 2011) que avaliava o conhecimento dos indivíduos sobre desigualdades de gênero no trabalho como salário, espaço físico, reconhecimento e entre outras. Esse estudo foi bem-sucedido em ambos os esforços, já que a escala apresentou índices adequados de estabilidade e os participantes tiveram aumento significativo na consciência social devido à intervenção.

Desde então, outros estudos utilizaram a escala KGE com propósito de verificar se haveria aumento na tomada de consciência das desigualdades. Por exemplo, Knezz et al (2022) utilizaram artigos, vídeos e rodas de discussão para aumentar a consciência sobre os desafios da mulher nos cursos das “ciências duras”. Igualmente, McCormick-Huhn et al. (2020) testaram duas intervenções distintas (WAGES e Google Unconscious Business @ Work) a fim de verificar a mais efetiva para aumentar a tomada de consciência e disposição para confrontar vieses inconscientes no trabalho. Assim, o que se observa é que há uma crescente necessidade da literatura internacional para que, juntamente com o desenvolvimento de intervenções, os instrumentos psicométricos sejam capazes de captar os ganhos na conscientização de gênero.

Por esse motivo, este estudo tem como objetivo buscar evidências de validade de conteúdo e da estrutura interna do instrumento KGE. A adaptação para nosso país representa um passo importante para combater a inequidade, já que estar consciente sobre as desigualdades no ambiente do trabalho é primeiro passo para que, em seguida, sejam desenvolvidas ações aos níveis comportamentais, institucionais e sociais capazes de potencializar os resultados positivos de mitigação de vieses (Schmader et al., 2022). Dessa forma, garante-se se que após capacitar, motivar, aumentar a autoestima e o bem-estar subjetivo das mulheres elas não sejam inseridas novamente em um ambiente que segue ainda a mesma lógica de discriminação (European Institute of Gender Equality, 2019; Llorens et al., 2021; Ryan & Morgenroth, 2024; Schmitt et al., 2017; Tahsin et al, 2022).

Método

Nesse estudo, o tamanho amostral teve como base a proporção estabelecida por Pasquali (2010) e apoiou-se no percurso metodológico proposto por Borsa et al. (2012), compondo as seguintes etapas: 1) tradução da escala do idioma original para o idioma-alvo, 2) síntese das traduções, 3) avaliação, por intermédio de juízes especialistas, da síntese, 4) verificação a compreensão da escala pelo público-alvo, 5) tradução reversa para o idioma original (*back translation*), 6) aplicação da versão final do estudo e 7) mensuração das evidências de validade e fidedignidade do instrumento.

Para melhor compreensão, esta seção foi dividida em duas partes. A primeira corresponde ao processo de tradução e adaptação cultural da escala e a segunda aborda a busca por evidências de validade para o contexto brasileiro.

Tradução e adaptação transcultural da escala

Instrumento

O *Knowledge of Gender Equity Questionnaire* consiste em um instrumento desenvolvido por Shields et al. (2011) para medir os efeitos de uma intervenção de equidade de gênero realizada com alunos de graduação estadunidenses. Os 21 itens dessa escala unidimensional avaliam o nível de

conhecimento das pessoas sobre as inequidades de gênero no local de trabalho. Os itens são respondidos por meio de uma escala Likert que varia de 1 “discordo fortemente” e 5 de “concordo fortemente”.

Tradução

A versão original da escala está em língua inglesa, logo, foi necessário que houvesse a tradução para o português brasileiro. A tradução ficou sob a responsabilidade de dois profissionais nativos em português e fluentes em inglês, que trabalharam de modo independente.

A primeira tradutora (T1) foi uma mulher cisgênera, com formação em Psicologia e pesquisadora de diversidade nas organizações. O segundo tradutor (T2) foi um homem cisgênero, pós-graduado em negócios digitais e atuante na área de tecnologia. Ambos com experiência na tradução de instrumentos.

Os profissionais T1 e T2 foram contatados por e-mail e convidados a traduzir. Após o envio das traduções, as autoras confeccionaram um documento no Microsoft Word contendo os itens e a escala de resposta do instrumento original e das versões de T1 e de T2 para a análise comparativa, resultando na versão KGE-Br preliminar.

Avaliação da adequação dos itens por juízes

A versão original e a KGE-Br preliminar foram submetidas a uma rodada de comitê de juízes especialistas para individualmente fazerem a avaliação semântica, linguística, cultural e conceitual. No total foram cinco juízes, número recomendado por Cassepp-Borges et al. (2010), contatados por e-mail.

Integraram o comitê mulheres cisgênero, psicólogas e pesquisadoras da área. A juíza 1 (J1), juíza 3 (J3) e juíza 5 (J5) são doutoras em psicologia e docentes em programas de pós-graduação de instituições públicas e privadas, sendo J3 também parecerista ad hoc do sistema de avaliação de testes psicológicos (SATEPSI) do Conselho Federal de Psicologia. A juíza 2 (J2) e a juíza 4 (J4) são mestres em Psicologia. J2 é pesquisadora de gênero e carreira, e J4 docente em um programa de pós-graduação de uma instituição privada, com experiência em avaliação psicológica.

Para esta etapa, foi enviado às juízas um documento constando o objetivo da pesquisa, a definição do construto, orientações para avaliação de clareza da linguagem, pertinência prática e relevância teórica de cada item a partir de uma escala Likert que variava de 1 (nada claro/pertinente/relevante) a 5 (completamente claro/pertinência/relevante) e um espaço para sugestões e comentários. Após o recebimento do material, todos os apontamentos foram organizados em uma planilha e analisados pela primeira autora, considerando o coeficiente de validade de conteúdo (CVC) como aceitável quando $\geq 0,80$ (Hernández-Nieto, 2002).

Crítica do público-alvo

Nessa etapa de avaliação do público-alvo, cinco trabalhadoras foram escolhidas por conveniência e convidadas a participar da avaliação do instrumento. Todas as participantes se identificaram como mulheres cisgênero, possuíam idades entre 25 e 53 anos ($M=32,2$; $DP=11,7$), 60% residentes da região sudeste ($n=3$) e 40% da região norte ($n=2$), que atuavam em diversas áreas profissionais. A escolaridade variou, abarcando do ensino médio completo ao doutorado incompleto.

O convite foi feito pelo WhatsApp, sinalizando o objetivo da pesquisa, quais seriam suas atribuições no estudo e a duração do encontro. Depois do aceite, foi agendado individualmente uma videochamada para que as informações necessárias fossem coletadas. Para este fim, foi utilizado um questionário sociodemográfico solicitando informações de idade, unidade federativa, escolaridade e profissão, e a versão KGE-Br preliminar.

Durante as entrevistas, as participantes eram convidadas a avaliar a instrução e cada um dos itens, relatando se os compreenderam, se havia alguma palavra desconhecida, e se havia alguma sugestão de redação. A análise das respostas foi feita de maneira qualitativa.

Tradução reversa

A fim de se obter mais uma verificação de qualidade do instrumento, duas profissionais bilíngues foram convidadas via WhatsApp para trabalharem de modo independente na tradução da KGE-Br preliminar para o idioma de origem (inglês). As tradutoras dessa etapa não participaram da tradução anterior, garantindo o desconhecimento prévio acerca da escala.

As tradutoras (T3 e T4) são mulheres cisgêneras, atuantes como professoras de inglês e tradutoras. As duas traduções reversas e a escala original foram comparadas entre si para gerar uma síntese. Um novo documento foi produzido com a síntese e a versão original do instrumento e encaminhada por e-mail para os criadores do instrumento original com o intuito de que eles pudessem avaliar conceitualmente os itens.

Evidências de validade para o contexto brasileiro

Participantes

Participaram da pesquisa 339 trabalhadoras com idade entre 18 e 66 anos ($M= 32,4$ e $DP= 9,4$). A maioria das participantes (63,3%) residiam na região Sudeste ($n= 200$). As demais se distribuíram da seguinte maneira: 4% do Norte ($n= 13$), 14,2% ($n= 45$) do Nordeste, 13, 6% do Sul ($n= 43$), e 4,9% ($n= 9$) do Centro-oeste. A maioria se autodeclarou branca ($n=212$, 62,5%), seguido de parda ($n=84$, 24,8%), preta ($n=39$, 11,5%), não branca ($n=1$, 0,3%), amarela ($n= 2$, 0,6%) e indígena ($n= 1$, 0,3%).

Tabela 1

Perfil sociodemográfico das participantes

Variáveis	N	%
Região do Brasil		
Sudeste	200	63,3
Norte	13	4
Sul	45	14,2
Centro-oeste	9	13,6
Raça/etnia		
Branca	212	62,5
Parda	84	24,8
Preta	39	11,5
Não branca	1	0,3
Amarela	2	0,6
Indígena	1	0,3
Identidade de gênero		
Mulher cisgênero	337	99,4
Mulher transgênero	2	0,6
Orientação sexual		
Assexual	2	0,6
Bissexual	60	17,7
Heterossexual	247	72,9
Homossexual	24	7,1
Pansexual	6	1,8
Estado civil		
Casada ou união estável	141	41,6
Separada, divorciada ou viúva	12	3,5
Solteira	185	54,6
Número de filhos		
Nenhum	235	69,3
Um	59	17,4
Dois	35	10,3
Três	8	2,4
Quatro	1	0,3
Cinco	1	0,3
Escolaridade		
Doutorado completo	40	11,8
Doutorado incompleto	38	11,2
Mestrado completo	20	5,9
Mestrado incompleto	61	18
MBA ou pós-graduação profissional	38	11,2
Superior completo	50	14,7
Superior incompleto	67	19,8
Médio completo	16	4,7
Médio incompleto	3	0,9
Técnico completo	2	0,6
Fundamental completo	1	0,3
	<i>M</i>	<i>DP</i>
Idade	32,4	9,4

As participantes se identificaram como mulher cisgênero (n= 337, 99,4%) e mulher transgênero (n= 2, 0,6%). Em relação à orientação sexual, grande parte das participantes afirmou ser heterossexual (n= 247, 72,9%), seguida de bissexual (n= 60, 17,7%), homossexual (n= 24, 7,1%), pansexual (n= 6, 1,8%) e assexual (n= 2, 0,6%). No que se refere ao estado civil, a maioria era de solteiras (54,7%; n=185), seguida de 41,7% (n= 141) casadas ou que possuíam união estável, e 3,6% (n=12) de separadas, divorciadas ou viúvas. Do total, 69,3% (n= 235) não tinha filhos e 30,7% (n=104) tinha 1 ou mais filhos.

O nível educacional variou de ensino fundamental completo a doutorado completo, sendo a maioria (n= 67, 19,8%) de pessoas com ensino superior incompleto. No que tange as profissões, elas foram diversas. Destacam-se numericamente as professoras (n=58, 18%), estagiárias de diversas áreas (n=36, 11,2%), psicólogas (n=24, 7,5%) e as enfermeiras (n=16, 5%). A amostra contou ainda com 5,4% (n=18) de mulheres que atuavam em duas profissões. Uma descrição mais detalhada sobre os dados sociodemográficos da amostra pode ser vista na Tabela 1.

Instrumentos

Um questionário sociodemográfico composto por nove questões foi utilizado para a caracterização das participantes. As questões solicitavam as seguintes informações: raça/etnia, unidade federativa de residência, idade, estado civil, número de filhos, identidade de gênero, orientação sexual, escolaridade e profissão. Utilizou-se também a versão adaptada do KGE-Br.

Procedimentos éticos e coleta de dados

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal de Uberlândia (CAAE: 65388122.0.0000.5152). Seguiu-se os procedimentos éticos da resolução 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde para pesquisas com seres humanos, da Lei Federal LGPD 13709/2018 e do Ofício Circular 2/2021/CONEP/SECNS/MS, que fornecem informações sobre segurança no tratamento de dados *online*.

Os dados foram coletados mediante *survey* eletrônico. As participantes foram recrutadas por meio de redes sociais (Facebook, Instagram e LinkedIn), em empresas parceiras e em intervenções realizadas pelo grupo de pesquisa Trabalhando com as Marias vinculado à Universidade Federal de Uberlândia. Nas publicações nessas redes sociais constava o link de acesso ao formulário do Google Formulários contendo o Termo de Consentimento Livre Esclarecido (TCLE), questionário sociodemográfico e o KGE-Br. Ao abrir o link e ler o TCLE, para participar da pesquisa, as participantes assinalavam a opção “aceito” que correspondia à declaração de seu consentimento e acesso ao questionário ou “não aceito”, declarando que não participaria da pesquisa. O questionário só foi aberto para preenchimento em caso de aceitação do TCLE.

Análise dos dados

Inicialmente, realizou-se uma organização e limpeza dos dados coletados para, então, serem submetidos às análises descritivas e inferenciais. A caracterização sociodemográfica das participantes foi realizada mediante estatísticas descritivas auxiliadas pelo *software* Jasp 0.18.3.0, com cálculo de média, mediana, moda, desvio padrão e frequência. As estatísticas inferenciais foram levadas a termo usando o *software* Factor 12.04.05 que realiza análise fatorial exploratória (AFE) mediante análises paralelas, incluindo ainda índices confirmatórios (AFC) (Damásio, 2012). Para essa análise, houve a adoção do método de extração *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) e matriz de correlação policórica (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Izquierdo et al., 2014).

Para determinar a retenção dos fatores do instrumento, optou-se, portanto, pelas análises paralelas (AP) com implementação otimizada (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) e rotação Robust Promin (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019), pois a AP tem apresentado maior precisão na retenção de fatores do que outros métodos (Gaskin & Happell, 2014). Verificou-se a unidimensionalidade por meio dos indicadores *Unidimensional Congruence* (UniCo), *Explained Common Variance* (ECV) e pelo *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (Mireal), cujos dados podem ser tratados como unidimensionais se único $> 0,95$, ECV $> 0,85$ e Mireal $< 0,30$ (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

A adequação do modelo foi avaliada pelos índices de ajuste *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), a razão do qui-quadrado pelos graus de liberdade (χ^2/gl), *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI) com os seguintes valores de referências: RMSEA $\leq 0,08$, com intervalo de confiança $\leq 0,10$; $\chi^2/\text{gl} \leq 3$; CFI e TLI $\geq 0,95$ (Brown, 2015).

O índice H foi utilizado para medir a replicabilidade da estrutura fatorial. Os valores de H variam de 0 a 1, em que $H > 0,80$ sugere uma variável latente bem definida, que é mais provável que seja estável em diferentes estudos, ao passo que $H < 0,80$ sugere uma variável latente mal definida, provavelmente instável entre estudos (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). A fidedignidade dos itens da escala foi analisada pela consistência interna, mensurada pelo Ômega de McDonald (Hair, 2009) e Alpha de Cronbach para fins de comparação com a escala original. Por fim, a teoria de resposta ao item foi analisada pelos parâmetros de discriminação e *thresholds* dos itens com o modelo de resposta gradual de Samejima (1969).

Resultados

No processo de tradução, ao serem comparadas e avaliadas as versões de T1 e T2 em reuniões remotas, foi possível elaborar uma única versão em português KGE-Br. De acordo com o contexto e o teor dos itens, optou-se por alterar parcialmente o nome da escala para que houvesse maior aderência e denotasse a compreensão coletiva de como as inequidades de gênero são vistas no ambiente de trabalho, assim a palavra “conhecimento” foi substituída por “consciência social”,

passando a se nomear Escala de consciência social de inequidade de gênero no trabalho. A adaptação foi realizada de modo que se mantivesse as características essenciais da escala original.

A análise do CVC evidenciou que três itens obtiveram CVC $< 0,80$, o item 6 em pertinência e relevância e os itens 15 e 20 em clareza, pertinência e relevância. Por se tratar de uma adaptação, optou-se pela manutenção e exploração desses itens junto ao público-alvo e no teste empírico.

Durante o crivo do público-alvo, observou-se que todas as participantes declararam haver compreendido a instrução, a escala Likert e todos os itens. Houve sugestão de pequenas mudanças na redação dos itens 3, 4, 8, 9, 14, 15, 16, 17 e 21. No entanto, após análise das sugestões com base na adequação teórica e contextual e no nível de compreensão apontado por elas, constatou-se não haver necessidade de ajustes nesse momento do processo, podendo os itens serem observados no teste empírico da medida.

Em relação à tradução reversa, as versões de T3 e T4 produziram uma síntese similar ao instrumento original que foi encaminhada para os criadores do instrumento original. O feedback dos autores consistiu na autorização para criação da versão brasileira e considerações conceituais nos itens 5, 12 e 13 que, ao serem analisados com cautela, entendeu-se que se tratava de diferenças culturais. Dessa forma, a versão preliminar do KGE-Br permaneceu como a versão final adaptada, favorável para o processo de validação.

Ao se basear na escala original para as análises psicométricas sem fixar fatores. Os testes de esfericidade de Bartlett (2988,8, $gl = 210$, $p < 0,001$) e KMO (0,87) forneceram valores considerados significativos, sugerindo que os dados possuem correlações suficiente e, portanto, a análise fatorial é adequada.

As AP recomendaram um fator quando a variância explicada é considerada e dois fatores quando a média é considerada. Entretanto, a maior parte da variância (42,86%) estava sendo explicada por apenas um fator, indicando alta probabilidade de que a estrutura unidimensional seria a mais adequada. Os índices UniCo (0,92) e ECV (0,82) não indicavam a unidimensionalidade, embora o Mireal (0,21) sugerisse sua unidimensionalidade. O índice de adequação, *Measure of Sampling Adequacy* (MSA), sinalizou a retirada dos itens 7, 10, 15, por entender que eles não faziam parte do mesmo domínio que os demais. Sendo assim, optou-se, então, por proceder a uma nova AFE, excluindo os itens 7, 10, 15 e fixando um fator. A expectativa era melhorar os índices psicométricos a favor da unidimensionalidade do KGE-Br.

A segunda AFE apresentou índices de fatorabilidade ainda mais satisfatórios: testes de esfericidade de Bartlett (2545,2, $gl = 153$, $p < 0,001$) e KMO (0,90). As AP sugeriram um fator como sendo mais representativo para os dados, assim como UniCo (0,958), ECV (0,865) e Mireal (0,197) também indicaram.

A Tabela 1 exibe as cargas fatoriais dos itens. Percebeu-se que, ao adotar o ponto de corte de 0,30 para interpretar as cargas fatoriais, todos os itens foram considerados significativos, sendo a menor carga a do item 6 (0,39).

Tabela 2

Cargas fatoriais para o KGE-Br

Item	Descrição do item	Fator 1
1	Homens tendem a receber aumentos de salário maiores do que as mulheres.	0.69
2	Mulheres costumam ser notadas por sua aparência física no ambiente de trabalho.	0.57
3	Gênero não influencia os resultados da avaliação no ambiente de trabalho.	0.57
4	Interesses em comum entre os homens e seus chefes homens ajudam a impulsionar suas carreiras.	0.52
5	Mulheres que assumem o papel de donas de casa são vistas como menos comprometidas com suas carreiras.	0.56
6	Mulheres tendem a ter escritórios maiores do que seus colegas homens com o mesmo cargo.	0.39
8	As empresas tendem a ver a carreira das mulheres com a mesma importância que veem a dos homens.	0.66
9	Gênero pode influenciar o salário de homens e mulheres.	0.79
11	Mulheres não costumam ser reconhecidas por seu trabalho duro pelos seus colegas homens.	0.63
12	As mulheres se sentem pressionadas a se familiarizar com assuntos tradicionalmente masculinos para terem sucesso no local de trabalho.	0.49
13	Um fator que contribui para a desigualdade de gênero é a dupla jornada das mulheres, como profissionais e donas de casa.	0.43
14	Mulheres e homens recebem bônus salariais com valores equivalentes.	0.67
16	Mulheres costumam ser escolhidas para realizar atividades no trabalho de acordo com características estereotipadas de personalidade.	0.58
17	Homens sentem a mesma pressão que as mulheres para equilibrar família e carreira.	0.68
18	Homens e mulheres são promovidos na mesma proporção.	0.73
19	Comportamentos, como assertividade, que são percebidos como positivos quando apresentados por homens, geralmente são percebidos como negativos apresentados por mulheres.	0.59
20	É provável que as mulheres possuam tantos ou mais assistentes que os homens no mesmo cargo.	0.51
21	Mulheres que relatam situações de desigualdade de gênero são vistas de forma positiva por colegas.	0.61

A estimativa de replicabilidade dos escores fatoriais previu *índices H-observed* = 0,900 e *H-latent* = 0,921, indicando boa definição de variável latente. Os índices de ajuste do instrumento foram adequados em relação aos padrões recomendados, a saber: χ^2 / gl = 0,845 (χ^2 = 114,075, gl = 135, p < 0,001); RMSEA = 0,046 (IC 95%, 0,0274 – 0,0290); CFI = 0,981; TLI = 0,978. O ômega de McDonald foi

de 0.90 e o alpha de Cronbach de 0.90, podendo o instrumento ser considerado como altamente fidedigno.

Conforme pode ser visto na Tabela 2, a discriminação dos itens varia entre 0.432 e 1.326, sendo o item 9 o mais discriminativo da escala. Em relação aos *thresholds*, não houve itens divergentes do padrão de resposta, de modo que, à medida que as categorias de resposta da escala aumentavam, também aumentava o nível de traço latente dos respondentes.

Tabela 3

Discriminação e thresholds dos itens

Itens	Discriminação	Threshold ₁₋₂	Threshold ₂₋₃	Threshold ₃₋₄	Threshold ₄₋₅
1	0.974	-2.646	-2.316	-1.657	-0.143
2	0.702	-3.941	-3.790	-3.146	-1.029
3	0.701	-2.452	-1.696	-1.030	0.058
4	0.619	-3.434	-2.793	-1.895	-0.218
5	0.686	-2.905	-2.323	-1.807	-0.402
6	0.432	-5.000	-3.883	-1.211	0.632
8	0.899	-3.766	-2.167	-1.336	0.161
9	1.326	-2.365	-1.958	-1.484	-0.228
11	0.830	-3.106	-2.057	-0.939	0.700
12	0.570	-3.575	-2.334	-0.986	0.969
13	0.480	-4.864	-3.673	-2.606	-1.110
14	0.903	-3.045	-1.935	-0.431	0.922
16	0.721	-3.871	-2.513	-1.546	0.235
17	0.930	-3.483	-2.773	-2.191	-1.015
18	1.082	-2.865	-2.238	-1.498	-0.217
19	0.748	-2.956	-2.030	-0.943	0.254
20	0.603	-3.950	-2.763	-0.514	0.961
21	0.784	-3.134	-2.382	-1.656	-0.283

Nota. O item com maior discriminação encontra-se em negrito.

Como o item 6 apareceu como questionável na análise dos juízes e apresentou a menor carga fatorial, uma terceira AFE foi realizada com a exclusão desse item, porém resultou em decréscimo nos índices de ajuste. Dessa forma, o modelo final do instrumento ficou sendo o oriundo da segunda AFE, composto por um fator e 18 itens.

Discussão

O presente estudo traduziu, adaptou e buscou evidências de validade da estrutura interna do *Knowledge of Gender Equity Questionnaire* para o contexto brasileiro. A estrutura interna se mostrou parcialmente diferente da versão original, porém Borsa et al (2012) já indicavam que pequenas mudanças na estrutura fatorial são comuns em processos de adaptação de medidas, já que as características da amostra também influenciam no processo de adaptação e validação.

Apesar de não haver consenso na literatura sobre os procedimentos de adaptação de instrumentos, neste estudo, os passos eleitos consideraram algumas orientações. Nesse sentido, foi

importante recorrer a dois tradutores bilingues independentes no processo de tradução e tradução reversa a fim de minimizar vieses (Cassepp-Borges et al., 2010) e produzir uma síntese que contemplasse diversidades da tradução. Além disso, as traduções reversas foram importantes na medida em que permitiram que os idealizadores do instrumento comparassem, avaliassem e indicassem inconsistências ou equivalências entre elas e o instrumento original, atribuindo ainda mais qualidade à adaptação do KGE para o Brasil.

A avaliação de um comitê de juízes especialistas permitiu identificar aspectos a serem melhorados ou observados em termos de estrutura e linguagem. O item 20 apesar de ter apresentado problemas na etapa de análise de juízes, saturou com carga fatorial satisfatória na AFE, inferindo que foi uma decisão acertada não o excluir de imediato, antes do teste empírico. Na avaliação do público-alvo, como as participantes possuíam idades, escolaridade, regionalidades e profissões diferentes e os resultados mostraram que não havia necessidade de reformulação de itens para essa população, entendeu-se que a escala ao ser aplicada garantia sua equivalência em relação ao instrumento original, estando apta para a etapa de busca de evidências de validação (Beaton et al., 2000).

No processo de validação do KGE-Br, as propriedades psicométricas mostraram-se satisfatórias. Todos os índices foram considerados como adequados a partir dos parâmetros adotados neste estudo. Os índices de fidedignidade foram satisfatórios ($\alpha=0.90$, $\omega=0.90$), com valor de α maior do que o da escala original ($\alpha=0.87$), indicando que seu uso é recomendado para fins de pesquisa.

Por fim, os resultados da primeira AFE sugeriu a exclusão de três itens. Na segunda AFE os resultados melhoraram sobremaneira, confirmando haver um fator latente unidimensional. Somente o item 6 apresentou carga fatorial abaixo de 0,40. A tentativa de realizar sua exclusão e executar nova AFE, não apontou melhoria nos índices e cargas fatoriais. Uma alternativa é propor uma nova redação para o item 06 a ser testada em outra amostra. O item 6 está formulado da seguinte forma: “Mulheres tendem a ter escritórios maiores do que seus colegas homens com o mesmo cargo”, sugerimos a seguinte formulação para um teste futuro: “Mulheres tendem a ter um local de trabalho menos espaçoso do que seus colegas homens no mesmo cargo”. O item assumiria a forma invertida, talvez permitindo capturar melhor o posicionamento do respondente.

Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi adaptar e buscar evidências de validade da versão brasileira do KGE. Pode-se admitir que as decisões metodológicas foram adequadas para atender a esse objetivo, dado que os resultados apontaram para a manutenção da estrutura fatorial da escala original, com redução do número de itens.

O KGE-Br é uma medida de autorrelato. Sabe-se que a busca por obter respostas sobre os eventos privados do indivíduo pode sofrer influência de vieses, pela não correspondência entre as

respostas e a realidade, constituindo como um limitador. Entretanto, esse tipo de medida é muito utilizado em pesquisas de ciências humanas e sociais, com resultados satisfatórios, sendo de baixo custo e facilmente aplicável (Boyatzis, 2019).

Outras limitações são as características da amostra, composta exclusivamente por mulheres. No entanto, é preciso reconhecer que se trata de uma população mais suscetível à inequidade de gênero, que pode vir a se beneficiar com intervenções que visem reduzi-la no ambiente de trabalho (Bartual-Figueiras et al., 2018). A maioria das respondentes se declararam brancas, não sendo de fato representativas da população brasileira, além de estarem concentradas na região sudeste, contexto cultural com experiências diferenciadas de outras regiões do país que pode ter influenciado nas respostas.

Ao admitir que quanto mais evidências, maior a garantia de validade e fidedignidade de um instrumento, sugere-se que estudos futuros procedam uma análise fatorial confirmatória de sua estrutura (Silva, 2021). Além disso, seria recomendável testar em amostras que abarquem a diversidade de experiências femininas no território nacional e com maior número de participantes. Necessita-se avançar em teste de modelos para avaliar seus efeitos diretos ou indiretos em outras variáveis de relevância para questões de gênero no ambiente de trabalho.

Em síntese, os dois estudos relatados neste artigo oferecem indícios da qualidade psicométrica do KGE-Br em medir a consciência social das inequidades de gênero no trabalho. O reconhecimento dessas inequidades por mulheres possibilita trilhar caminhos alternativos para combater políticas organizacionais que acirram as desigualdades de gênero no ambiente de trabalho. Nesse contexto, intervenções que utilizem o KGE-Br como ferramenta de medição pré e pós-teste na área educacional e organizacional tornam-se promissoras.

Referências Bibliográficas

- Batool, F. (2020). Gender Discrimination At Workplace And Mental Health Of Women: A Systematic Literature Review. *PalArch's Journal of Archaeology of Egypt / Egyptology*, 17(8), 622-633. <https://archives.palarch.nl/index.php/jae/article/view/4454>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. F. M., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine (Phila Pa 1976)*, 25(24), 3186-3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Adaptação e validação de instrumentos psicológicos entre culturas: algumas considerações. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <http://www.scielo.br/pdf/paideia/v22n53/14.pdf>
- Boyatzis, R. E. (2019). Emotional Intelligence and Its Measurement. *Oxford Research Encyclopedia of Business and Management*, 1-22. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190224851.013.159>

- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2ª ed.). The Guilford Press.
- Carvalho, I., Costa, C., & Torres, A. (2019). Gender awareness and women managers in tourism: Perceptions of inequality and what could be done. In Information Resources Management Association (Ed.), *Handbook of research on women in management and the labor market* (Chap.11, pp. 218-238). IGI Global.
- Cassepp-Borges, V., Balbinotti, M. A. A., & Teodoro, M. L. M. (2010). Tradução e validação de conteúdo: Uma proposta para a adaptação de instrumentos. In L. Pasquali (Org.), *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas* (pp. 506–520). Artmed.
- Chang, E. H., & Milkman, K. L. (2020). Improving decisions that affect gender equality in the workplace. *Organizational Dynamics*, 49(1), Article 100709. <https://doi.org/10.1016/j.orgdyn.2019.03.002>
- Damásio, B. F. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em Psicologia. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 213-228. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712012000200007&lng=pt&tlng=pt
- Dong, G. H. N., Phuong, Q. N., Gia, H. L., & Cam, N. D. N. (2024). Gender stereotype awareness and prejudice: Effects on female career advancement in the media industry. *Journal of Chinese Human Resources Management*, 15(2), 113-123. <https://10.47297/wspchrmWSP2040-800507.20241502>
- Enriquez, K. N. B., Hidalgo, A. M. S., Quina, R. F. T., Valencia, N. J. L., & Buzon, J. R. M. (2023). The Effect of Gender Inequality on Job Satisfaction, Productivity, and Career Progression of Female IT and Software Professionals. *Millennium Journal of Humanities and Social Sciences*, 4. <https://doi.org/10.47340/mjhss.v4i1.1.2023>
- European Institute of Gender Equality. (2019). *What is gender mainstreaming*. <https://doi.org/10.2839/26396>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). Exploratory item factor analysis: Additional considerations. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170–1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Galos, D. R., & Coppock, A. (2023). Gender composition predicts gender bias: a meta-reanalysis of hiring discrimination audit experiments. *Sci. Adv.*, 9.
- Gaskin, C. J., & Happell, B. (2014). On exploratory factor analysis: A review of recent evidence, an assessment of current practice, and recommendations for future use. *International Journal of Nursing Studies*, 51, 511-521. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2013.10.005>

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. Bookman.
- Heilman, M. E. (2001). Description and prescription: How gender stereotypes prevent women's ascent up the organizational ladder. *Journal of Social Issues*, 57(4), 657–674. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00234>
- Hernández-Nieto, R. A. (2002). *Contribuciones al análisis estatístico*. Universidad de Los Andes.
- Hoobler, J. M., Masterson, C. R., Nkomo, S. M., & Michel, E. J. (2018). The Business Case for Women Leaders: Meta-Analysis, Research Critique, and Path Forward. *Journal of Management*, 44(6), 2473-2499. <https://doi.org/10.1177/0149206316628643>
- Hideg, I., & Krstic, A. (2021). The quest for workplace gender equality in the 21st century: where do we stand and how can we continue to make strides? *Canadian Journal of Behavioural Science*, 53(2), 106–113. <https://doi.org/10.1037/cbs0000222>
- Interagency Network for Education in Emergencies. (2023). *Gender awareness*. <https://inee.org/eie-glossary/gender-awareness>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). El análisis factorial exploratorio en estudios de validación: Usos y recomendaciones. *Psicothema*, 26(3), 395–400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Joshi, A., Oh, S., DesJardine, M. R. (2022). A new perspective on gender bias in the upper echelons: why stakeholder variability matters. *Acad. Manag. Rev.*, 49(2). <https://doi.org/10.5465/amr.2021.0131>
- Knezz, S. N., Pietri, E. S., & Gillian-Daniel, D. L. (2022). Addressing Gender Bias in STEM Graduate and Post-graduate Students Using Equity in STEM for All Genders Course. *Journal of Science Education and Technology*, 31, 638–648. <https://doi.org/10.1007/s10956-022-09983-y>
- Llorens, A., Tzovara, A., Bellier, L., Bhaya-Grossman, I., Bidet-Caulet, A., Chang, W. K.,, Dronkers, N. F. (2021). Gender bias in academia: A lifetime problem that needs solutions. *Neuron*, 109(13), 2047-2074. <https://doi.org/10.1016/j.neuron.2021.06.002>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT, Revista Peruana de Psicología*, 25, 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- McCormick-Huhn, K., Kim, L. M., Shields, S. A. (2020). Unconscious Bias Interventions for Business: An Initial Test of WAGES-Business (Workshop Activity for Gender Equity Simulation) and Google's "re:Work" Trainings. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 20(1), 26-65. <https://doi.org/10.1111/asap.12191>
- Pasquali, L. (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Artmed.

- Ryan, M. K., Morgenroth, T. (2024). Why We Should Stop Trying to Fix Women: How Context Shapes and Constrains Women's Career Trajectories. *Annu Rev Psychol*, 75, 555-572. <https://10.1146/annurev-psych-032620-030938>
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika*, 34, 1-97. <https://doi.org/10.1007/bf03372160>
- Schmader, T., Dennehy, T. C., & Baron, A. S. (2022). Why Antibias Interventions (Need Not) Fail. Perspectives on Psychological Science, 17(5), 1381-1403. <https://doi.org/10.1177/17456916211057565>
- Schmitt, D. P., Long, A. E., McPhearson, A., O'Brien, K., Remmert, B., and Shah, S. H. (2017). Personality and gender differences in global perspective. *Int. J. Psychol.* 52(Suppl. 1), 45–56. <https://10.1002/ijop.12265>
- Shields, S. A., Zawadzki, M. J., & Johnson, R. N. (2011). [The impact of a workshop activity for gender equity simulation in the academy \(WAGES-Academic\) in demonstrating cumulative effects of gender bias.](https://doi.org/10.1037/a0022953) *Journal of Diversity in Higher Education*, 4, 120-129. <https://doi.org/10.1037/a0022953>
- Silva, G. U. L. (2021). Análise fatorial confirmatória ou análise dos componentes principais? Uma comparação com dados de opinião pública do Brasil. *Caderno Eletrônico de Ciências Sociais*, 9(1), 112-138. <https://doi.org/10.47456/cadecs.v9i1.37156>
- 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 Dijk, H., Kooij, D., Karanika-Murray, M., De Vos, A., & Meyer, B. (2020). Meritocracy a myth? A multilevel perspective of how social inequality accumulates through work. *Organizational Psychology Review*, 10(3-4), 240–269. <https://doi.org/10.1177/2041386620930063>
- Velásquez, L. J., & D'Armas, M. (2015). El ingeniero con conciencia social: Una posibilidad para el desarrollo sostenible. *Universidad, Ciencia y Tecnología*, 19(74), 25-38. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1316-48212015000100003&lng=es&tling=es
- World Bank. (2022). Labor force, female (% of total labor force). *World Dev. Indic. Database*. <https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.TOTL.FE.ZS>
- World Economic Forum. (2023). *Gender Equality is Stalling: 131 years to close the gap.* <https://www.weforum.org/press/2023/06/gender-equality-is-stalling-131-years-to-close-the-gap/>