

Brasilidade da Justificação do Sistema para Relações de Gênero: Evidências de Validade

Mariana Costa Biermann¹ , Luana Elayne Cunha de Souza² ,
Natalia Fernandes Teixeira Alves¹ , & Ágatha Aila Amábili de Meneses Gomes³ 

¹Universidade de Fortaleza, Fortaleza, CE, Brasil

²Universidade de Brasília, Brasília, DF, Brasil

³Christus Faculdade do Piauí, Piripiri, PI, Brasil

RESUMO – A Escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero (EJSRG) foi adaptada para o Brasil por meio de dois estudos. 639 participantes (estudo 1) responderam à versão adaptada da EJSRG, a um questionário sociodemográfico e a medidas para coleta de evidências de validade convergente-discriminante e incremental, sendo a EJSRG novamente administrada para 670 participantes (estudo 2), visando replicar os resultados previamente encontrados. Os itens apresentaram adequado poder discriminativo e foram encontradas melhores evidências de validade e precisão para uma estrutura unifatorial com seis itens. Os resultados indicaram a replicação da estrutura unifatorial da escala original, porém em uma versão reduzida. Limitações acerca do conteúdo da EJSRG considerando a desigualdade de gênero e o contexto brasileiro são discutidas.

PALAVRAS-CHAVE: justificação do sistema, adaptação transcultural de medida, validade da medida, precisão da medida, gênero.

Brazilianity of System Justification for Gender Relations: Evidence of Validity

ABSTRACT – The Gender-Specific System Justification Scale (GSSJS) was adapted to Brazil through two studies. 639 participants (study 1) answered the adapted version of the scale, a sociodemographic questionnaire, and measures to collect evidence of convergent-discriminant and incremental validity, with the GSSJS being administered again to 670 participants (study 2), aiming to replicate the results previously found. The items presented adequate discriminatory power, and better evidence of validity and precision was found for a single-factor structure with six items. The results indicated the replication of the one-factor structure of the original scale, but in a short version. Limitations regarding the content of the GSSJS, considering gender inequality and the Brazilian context, are discussed.

KEYWORDS: system justification, cross-cultural test adaptation, test validity, test reliability, gender.

A desigualdade de gênero se apresenta enquanto um reflexo das relações de poder assimétricas entre homens e mulheres na sociedade (Lima, 2020), o que resulta em uma consequente assimetria social, política e econômica (Adichie, 2017). Essa forma de desigualdade também é teoricamente discutida a partir da compreensão de sistemas hierárquicos com base no gênero que são historicamente mantidos por meio de um patriarcado estrutural (Farias et al., 2023; Biermann & Farias, 2021).

Elementos mais extremos associados à desigualdade de gênero podem ser observados em todos os continentes, como é o caso da violência contra a mulher (Acosta et al., 2018; Dillon et al., 2013). Além desta, outras situações cotidianas, que apresentam maior sutileza, indicam um reflexo dessa disparidade, demonstrando a aceitação e naturalização dessa forma de desigualdade. Isso pode ser observado em distintos contextos ao redor do mundo, contemplando áreas como educação, saúde e sobrevivência, mercado de trabalho, divisão

de papéis, empoderamento e representatividade política e participação econômica e acesso a oportunidades (Fórum Econômico Mundial [FEM], 2024).

Com base nessas áreas, um levantamento realizado pelo Fórum Econômico Mundial (2024) destacou que, considerando o ritmo de progresso em direção à igualdade de gênero, observa-se uma melhora no progresso em direção à paridade na América Latina. Destaca-se, no entanto, que apenas 74,2% da paridade de gênero foi alcançada. Especificamente no que tange ao Brasil, o país apresentou uma melhora na sua posição em relação ao ano de 2022, saindo da 94ª posição em um ranking com 146 países em relação ao nível de igualdade de gênero para a 70ª posição (FEM, 2024).

Adicionalmente, levantamento realizado nos Estados Unidos pela *Lean In Organization* e a *Mckinsey & Company* (2024) indicam que as mulheres se apresentam sub-representadas em distintas áreas do mercado de trabalho, quando consideradas posições de liderança, sendo seu crescimento no ambiente corporativo ainda expressivamente menor quando comparados aos homens, independente do recorte racial. Já no Brasil, de acordo com o painel do relatório de transparência salarial do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e do Ministério das Mulheres (2024), as diferenças

salariais se apresentam tanto em níveis de entrada nas empresas quanto em cargos de maior destaque, sendo mulheres negras remuneradas em valores inferiores aos destinados aos homens negros, com o mesmo padrão reproduzido entre mulheres e homens. De forma complementar, considerando contextos de expressão da desigualdade de gênero de forma mais hostil, destaca-se o aumento da violência doméstica no ano de 2023 em relação ao ano anterior, alcançando um crescimento de quase 10% das agressões registradas (Anuário Brasileiro de Segurança Pública, 2024). Tais dados refletem o processo de naturalização da desigualdade de gênero no país de uma forma estável, demonstrando a necessidade de direcionar uma maior atenção para esse fenômeno nesse contexto.

Nesse sentido, ressalta-se que o entendimento sobre o mundo social, bem como as interações não ocorrem de forma neutra ou isenta, mas alinhada com motivações pessoais (Jost et al., 2003). Logo, essa aceitação e naturalização refletem processos sociais e psicológicos que levam os indivíduos a considerarem como justos, e de acordo com os padrões normativos da sociedade, um conjunto de atitudes e de comportamentos, assim como organizações e estruturas sociais (Costa-Lopes et al., 2013). Entende-se, portanto, a relevância de compreender melhor como esses processos podem estar atuando na manutenção dessa forma de desigualdade no Brasil.

TEORIA DA JUSTIFICAÇÃO DO SISTEMA

Frente ao exposto, a Teoria da Justificação do Sistema (Jost & Banaji, 1994) se apresenta como uma estruturação teórica relevante. Essa teoria se refere à dimensão motivacional associada à tendência dos indivíduos de defender e justificar o *status quo* na sociedade (Jost, 2020), representando, desse modo, um processo psicológico pelo qual arranjos sociais e sistemas são legitimados (Jost & Banaji, 1994). Essa justificativa é orientada como um mecanismo subjacente à legitimação institucional de um sistema desigual, que ocorre tanto pelos indivíduos pertencentes aos grupos de alto quanto de baixo status (Jost & Hamilton, 2008). Sugere-se que essa defesa atua de modo que o *status quo* passa a ser racionalizado e legitimado como justo, natural e ordenado (Gatica et al. 2017; Jost, 2020), demonstrando direta articulação com a manutenção de desigualdades.

Destaca-se que o processo de justificar o sistema atua como um mecanismo de defesa para minimizar um possível sofrimento derivado de uma dissonância cognitiva e contribuir na conformação a esse contexto (Jost & Hamilton, 2008). Especificamente no que tange aos grupos minorizados, diferente de indivíduos que pertencem ao grupo social

em vantagem, diretamente beneficiado pelo *status quo*, indivíduos de grupos em desvantagem apresentariam uma necessidade de minimizar o desconforto derivado de viver em um contexto que os prejudica. Por consequência, tais indivíduos apresentariam uma propensão a defender os sistemas sociais, mesmo que desiguais, para reduzir essa dissonância cognitiva (Jost et al., 2003).

Ao que concerne a questões de gênero, tem-se a Justificação do Sistema Específico para Gênero que pode ser compreendida por meio da contextualização da teoria a partir do recorte de gênero. Em suma, o processo de interpretar crenças acerca das relações de gênero existentes como justas e naturais, de modo que o sistema em que essas relações estão inseridas passa a ser justificado, contribuindo no entendimento de que, mesmo desigual, o *status quo* existente ainda é legítimo (Jost & Kay, 2005). Adicionalmente, compreende-se que tal justificação do sistema pode ter seu efeito ainda potencializado quando considerando crenças sexistas que apoiem essa aceitação de diferenças entre homens e mulheres como legítimas (Connelly & Heesacker, 2012).

MENSURAÇÃO DA JUSTIFICAÇÃO DO SISTEMA E O RECORTE PARA AS RELAÇÕES DE GÊNERO

Frente à abordagem teórica da Teoria da Justificação do Sistema (Jost & Banaji, 1994), diferentes instrumentos

são utilizados para contemplar esse fenômeno, gerando, por vezes, um corpo de pesquisa heterogêneo, apesar de

teoricamente coeso. A escala geral de Justificação do Sistema (Kay & Jost, 2003) tem sido utilizada para mensurar esse construto com foco em desigualdade de gênero, porém tendo que combiná-la com outras medidas que contemplam de forma mais direta questões de gênero, como o Inventário de Sexismo Ambivalente (Prusaczyk & Hodson, 2020; Connelly & Heesacker, 2012).

Destaca-se que distintas medidas são empregadas na avaliação da justificação do sistema em pesquisas com foco na desigualdade de gênero, mesmo que não diretamente operacionalizadas da teoria, ou que utilizem medidas próximas da temática, como crenças neoliberais e crença no mundo justo (Fitz et al., 2012), dentre outras (Chapleau & Oswald, 2014; Girerd & Bonnot, 2020; Chayinska et al., 2021). Apesar desses exemplos, observa-se maior parcimônia e assertividade na utilização da medida de justificação do sistema especificamente para relações de gênero em comparação às demais associações entre distintas medidas. Assim sendo, estudos que utilizaram especificamente a escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero (EJSRG; Jost & Kay, 2005), ou alguma variação dessa escala, não comumente associaram outras medidas que abordassem crenças sexistas, papéis de gênero, estereótipos ou discriminação de gênero de algum modo (Iatridis & Stergiou, 2016; Kosakowska-Berezecka et al., 2016; Kray et al. 2017; Saguy & Szekeres, 2018).

Destaca-se, portanto, que a complexidade da investigação da justificação do sistema para as relações de gênero é mais bem contemplada quando os estudos utilizam a EJSRG (Jost & Kay, 2005). No entanto, essa medida amplamente utilizada em contexto internacional não se apresenta adaptada para o contexto brasileiro, tornando necessária a disponibilização dessa ferramenta para melhor compreender esse fenômeno

no Brasil e viabilizar a redução de lacunas interpretativas em relação ao vasto conhecimento empírico produzido em distintos contextos culturais que utilizam essa medida. De forma complementar, observa-se, como já destacado nas estatísticas apresentadas previamente, o contexto brasileiro não se iguala ao contexto dos Estados Unidos, apresentando diferenças não apenas epidemiológicas, mas culturais. Desse modo, a adaptação da medida para o Brasil representa também uma etapa de avaliação crítica acerca da adequação do instrumento ao contexto brasileiro na sua operacionalização atual.

Nessa direção, considerando a forte presença da desigualdade de gênero atualmente e o seu processo de aceitação e naturalização, torna-se necessário ter instrumentos adequados que possibilitem compreender como esse processo de legitimação se estrutura e pode estar contribuindo em contexto brasileiro para a manutenção de tal desigualdade. Nesse sentido, o presente estudo se propôs a realizar a adaptação da EJSRG no contexto brasileiro e a coletar evidências de validade e precisão da medida. Foram inicialmente conduzidos procedimentos de tradução e adaptação cultural para o Brasil para posterior investigação da estrutura fatorial da escala analisada de forma exploratória e confirmatória. Com esse propósito, investigou-se as associações da EJSRG com outras medidas que avaliem distintos construtos correlatos ou não (validade convergente-discriminante), assim como o potencial de validade incremental da escala, quando controlando para outros construtos relevantes em relação a um fenômeno de interesse teórico. Por fim, o Estudo 2 buscou comparar a estrutura fatorial de melhor adequação encontrada no Estudo 1.

ESTUDO I – ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA DA ESCALA DE JUSTIFICAÇÃO DO SISTEMA PARA RELAÇÕES DE GÊNERO EM CONTEXTO BRASILEIRO

O presente estudo foi conduzido de forma a adaptar a EJSRG para o contexto brasileiro. Adicionalmente, buscou-se investigar a estrutura fatorial mais adequada para a medida de forma exploratória e coletar evidências de validade e precisão.

Método

Amostra

Contou-se com 639 participantes com idades entre 18 e 79 anos ($M = 31.5$; $DP = 10.9$), dos quais 75% eram mulheres, 41.2% dos participantes eram solteiros e 31.3% eram casados ou em união estável, 80.2% eram heterossexuais e 47.5% se autodeclararam brancos, enquanto 42.5% se autodeclararam

pardos. Adicionalmente, outras características da amostra se destacaram, 45.3% da amostra se identificou como da religião católica, 40.8% como de classe média, 20.2% de classe média baixa e 27.8% de classe média alta, além de que 63.9% dos participantes declararam ter o ensino superior completo. Especificamente em relação à orientação política, a maioria da amostra se identificou como de esquerda (27%) ou como de centro (22.8%). Por fim, acerca da distribuição geográfica dos respondentes, 48.3% dos participantes residiam no Ceará e 33.6% no Piauí, enquanto o restante da amostra se apresentou distribuída em outras 18 Unidades Federativas das cinco regiões do Brasil. Para melhor visualização, ver a Tabela 1 com o sumário das informações sociodemográficas do Estudos 1.

Tabela 1*Sumário da distribuição de informações sociodemográficas da amostra do Estudo 1 (N=639)*

Variáveis	Frequência	Percentual (%)
Gênero		
Masculino	156	24.4%
Feminino	479	75.0%
Outra	4	0.6%
Faixa Etária		
18 – 24	172	26.9%
25 – 34	290	45.4%
35 – 44	98	15.3%
45 – 54	39	6.1%
55 – 64	29	4.5%
65 +	11	1.7%
Etnia/Cor da Pele		
Pardo(a)	271	42.4%
Branco(a)	304	47.6%
Preto(a)	48	7.5%
Amarelo(a)	12	1.9%
Indígena	4	0.6%
Educação		
Até o Ensino Médio Incompleto	11	1.7%
Ensino Médio Completo	35	5.5%
Ensino Superior Incompleto	185	29.0%
Ensino Superior Completo	408	63.8%
Pós-Graduação/Mestrado/Doutorado	–	
Orientação Sexual		
Homossexual	69	10.8%
Heterossexual	512	80.1%
Bissexual	52	8.1%
Outra	6	0.9%
Religião		
Católica	290	45.4%
Protestante / Evangélica	126	19.7%
Espírita	43	6.7%
Candomblé / Umbanda	11	1.7%
Não possui religião	149	23.3%
Outra	20	3.1%
Estado Civil / Status de Relacionamento		
Solteiro(a)	262	41.0%
Casado(a)	200	31.3%
Em um relacionamento sério	132	20.7%
Viúvo(a)	9	1.4%
Separado(a) / Divorciado(a)	26	4.1%
Outro	10	1.6%
Orientação Política		
Esquerda	173	27.1%
Centro-Esquerda	189	29.6%
Centro	146	22.8%
Centro-Direita	72	11.3%
Direita	59	9.2%

Tabela 1
Cont.

Variáveis	Frequência	Percentual (%)
Classe Social		
Classe Baixa	7	1.1%
Classe Média Baixa	166	26.0%
Classe Média	261	40.8%
Classe Média Alta	201	31.5%
Classe Alta	4	0.6%

Instrumentos

Os participantes que, convidados, concordaram em participar foram solicitados a responder a um questionário com distintas medidas e um questionário sociodemográfico. A coleta de dados foi realizada como parte de uma pesquisa maior com dados de distintos instrumentos coletados no segundo semestre de 2020, no entanto, no presente estudo foram utilizados os seguintes instrumentos:

Escala de Justificação de Sistemas para Relações de Gênero (EJSRG) – instrumento originalmente criado por Jost e Kay (2005), tendo sido baseado no instrumento de justificação de sistemas em geral desenvolvidos por Kay e Jost (2003), porém direcionado à desigualdade de gênero. A escala se operacionaliza em oito itens com foco em relações de gênero, por exemplo: “Em geral, as relações entre homens e mulheres são justas”. Por fim, destaca-se que os itens são respondidos por meio de uma escala do tipo Likert de nove pontos, variando de 1 (Discordo totalmente) a 9 (Concordo totalmente). Considerando direcionamentos de adaptação de instrumentos (Pasquali, 2010), essa versão foi traduzida de forma independente do inglês para o português por três pesquisadores doutores da área de psicologia social. As três traduções foram então avaliadas em relação ao seu conteúdo e organizadas em uma versão única, a qual foi então traduzida do português para o inglês. Essa versão traduzida de volta para o inglês foi comparada com a versão original da escala para garantir a manutenção do sentido proposto pelos itens, mas de maneira adequada para o contexto brasileiro. Por fim, considerou-se a manutenção semântica da ideia abordada nos itens originais. Por fim, a versão final em português foi consolidada e assegurou-se que tanto os itens como as instruções para preenchimento estavam compreensíveis e adequadas para o contexto de coleta.

Adicionalmente, para contribuir na coleta de evidências de validade convergente-discriminante e incremental, também foram coletados dados das seguintes escalas:

Versão Reduzida do Inventário de Sexismo Ambivalente (ISA) – Originalmente elaborado por Glick e Fiske (1996) e validado para o contexto brasileiro por Formiga, Gouveia e Santos (2002) em sua versão longa, tendo a versão reduzida sido validada para o Brasil por Souza e colaboradores (2024, em preparação). A medida é composta por 12 itens, dividida equitativamente em dois fatores análogos às duas dimensões da teoria: Sexismo Hostil ($\alpha = 0.86$; contando com itens

como “Feministas fazem demandas irracionais aos homens”) e Benevolente ($\alpha = 0.81$; contando com itens como “As mulheres devem ser queridas e protegidas pelo homem”). A escala de resposta do instrumento é dada a partir de uma escala *likert* de cinco pontos com os seguintes extremos: 1 = Discordo Totalmente e 5 = Concordo Totalmente.

Sub-escala de Esforço da Escala de Desequilíbrio Esforço-Recompensa no Trabalho Doméstico e Familiar (SD) - Originalmente a medida foi desenvolvida por Siegrist e colaboradores (2009), sendo posteriormente validada transculturalmente para o Brasil por Vasconcellos e colegas (2016). A medida geral apresenta três dimensões, a saber: Esforço; Recompensa; e Excesso de Comprometimento. Especificamente para a presente coleta de dados, utilizou-se apenas a subescala da dimensão de Esforço ($\alpha = 0.93$), a qual é composta por oito itens com foco na carga quantitativa de trabalho, contendo afirmativas como “Muitas vezes eu tenho a sensação de ter que fazer ‘mil coisas’ ao mesmo tempo no trabalho doméstico e familiar”. A escala de resposta do instrumento é dada a partir de uma escala *likert* de cinco pontos com os seguintes extremos: 1 = Discordo Totalmente e 5 = Concordo Totalmente.

Escala de Satisfação com a Vida (SV) - Proposta originalmente por Pavot e Diener (1993) e tendo apresentada boa adequação psicométrica em contexto brasileiro (Gouveia et al., 2003), a medida é composta por cinco itens em uma estrutura unifatorial ($\alpha = 0.86$), contando com itens como “Na maioria dos aspectos, minha vida é próxima ao meu ideal”. O instrumento é respondido em uma escala tipo *likert*, variando de 1 (Discordo Totalmente) a 7 (Concordo Totalmente).

Procedimentos Éticos e de Coleta de Dados

Os dados foram coletados por meio de questionário online hospedado na plataforma *Survey Monkey* e divulgados por meio de redes sociais para a população geral, como *WhatsApp* e *Instagram*. Os participantes foram informados que sua colaboração apresentava um caráter voluntário e anônimo e foram apresentados o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE), sendo informados que a participação na pesquisa estava condicionada ao seu consentimento. O TCLE foi disponibilizado aos participantes, e, aqueles que indicaram “Sim, concordo em participar da pesquisa” foram solicitados a respondê-lo.

A coleta de dados pautou-se nas Resoluções nº 466/2012 e nº 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde para pesquisas envolvendo seres humanos e no Ofício Circular nº 2/2021/ CONEP/SECNS/MS. Além disso, a coleta de dados esteve sujeita à aprovação do Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade de Fortaleza (Parecer nº 4.088.481).

Análise de Dados

Os dados foram analisados via *software* Jamovi versão 2.3, tendo sido conduzidas análises estatísticas descritivas e de tendência central, análise fatorial exploratória (EFA) e de consistência interna, assim como um cálculo de confiabilidade composta (Raykov, 1997). Para identificação da adequada extração de fatores, foram utilizados uma análise a partir dos valores próprios (*eigenvalues*) superiores a 1 (critério de Kaiser), do *screeplot* (critério de Cattell), da condução de uma análise paralela (critério de Horn). Para avaliar a adequação dos dados, utilizou-se o teste de esfericidade de Bartlett, no qual se considerou como adequada a condução da análise fatorial caso sua significância fosse de $p < 0.05$, e o índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fosse maior ou igual a 0.70 (Hair et al., 2019). Adicionalmente, conduziu-se uma MANOVA e testes de Mann-Whitney para avaliação do poder discriminativo dos itens. Por fim, foram conduzidas correlações r de Pearson e análises de regressão linear múltipla para coleta de evidências da validade.

Resultados

Inicialmente, buscou-se analisar a matriz de dados para avaliar a adequação dos dados para a realização da análise fatorial da estrutura da escala por meio do KMO (0,80) e do Teste de Esfericidade de Bartlett [$\chi^2(28) = 1326$; $p < 0.001$]. De forma complementar, conduziu-se uma avaliação do poder discriminativo dos itens. Para tanto, a amostra foi dividida em dois grupos a partir da mediana (3.75), no qual participantes pertenciam ao grupo com baixa (<3.75) ou alta (>3.75) justificção do sistema para relações de gênero. Por meio de uma MANOVA, verificou-se que os itens apresentaram poder discriminativo satisfatório de acordo com o teste de Traço de Pillai (0.594) [$F(8, 631) = 115$; $p < 0.001$]. A partir da divisão dos grupos critérios, realizou-se testes de Mann-Whitney para amostras independentes (Tabela 2), identificando diferenças significativas dos itens em relação aos grupos critérios. Dois dos oito itens, no entanto, apresentaram diferenças significativas ($p < 0,01$), porém marginalmente maiores quando comparados aos demais itens ($p < 0,001$). Tal diferença de significância pode indicar maior dificuldade de detectar diferenças relevantes, representando itens menos sensíveis na mensuração, resultando em diferenças menos pronunciadas quando comparados aos demais itens (Hair et al., 2019).

Tabela 2

Cargas Fatoriais dos itens da Escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero

Itens da EJSRG	GI		GS		Poder Discriminativo			AFE 1 ($\alpha = 0.73$)			AFE 2 ($\alpha = 0.82$)		
	M	DP	M	DP	U (638)	95% I.C.	r _{pb}	CF	1-h ²	item- α	CF	1-h ²	item- α
01. Em geral, as relações entre homens e mulheres são justas.	1.83	1.40	3.89	2.46	25388***	[-2.00; -2.00]	0.50	0.763	0.418	0.67	0.765	0.415	0.77
02. A divisão das tarefas domésticas nas famílias geralmente funciona como deve ser.	1.47	0.92	3.15	2.24	27514***	[-2.00; -1.00]	0.46	0.789	0.377	0.67	0.797	0.365	0.77
03. Os papéis atribuídos a homens e mulheres precisam ser radicalmente reestruturados. (R)	7.82	2.07	7.40	2.15	44381**	[2.17e-5; 3.82e-5]	0.13	0.533	0.716	0.70	0.524	0.725	0.81
04. O Brasil é o melhor país do mundo para as mulheres viverem.	1.70	1.25	3.51	2.39	27403***	[-2.00; -1.00]	0.46	0.588	0.654	0.69	0.585	0.657	0.80
05. A maioria das políticas direcionadas a questões de gênero e divisão do trabalho em função do sexo servem a um bem maior.	3.24	2.60	5.70	2.60	25729***	[-3.00; -2.00]	0.50	0.045	0.998	0.79	–	–	–
06. Todas as pessoas (homens e mulheres) têm uma chance justa de conquistar riqueza e felicidade.	1.69	1.24	4.47	2.95	21943***	[-3.00; -2.00]	0.57	0.604	0.636	0.68	0.602	0.638	0.80
07. A discriminação contra a mulher na sociedade está piorando a cada ano. (R)	5.66	2.44	6.15	2.32	45027**	[-1.00; -1.91e-6]	0.12	0.271	0.927	0.74	–	–	–
08. A sociedade está organizada de modo que homens e mulheres tenham o que merecem.	1.44	1.03	3.39	2.38	25542***	[-2.00; -1.00]	0.50	0.697	0.514	0.67	0.693	0.693	0.77
Variância Explicada										34.5%		44.7%	

Nota: (R):itens invertidos; GI=Grupo Inferior; GS=Grupo Superior; AFE=Análise Fatorial Exploratória; CF=Cargas Fatoriais; item- α =valor de alfa se o item for excluído; r_{pb} =correlação ponto-bisserial; 1-h²=singularidade.

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$

Adicionalmente, a partir de uma correlação de ponto biserial para identificar o tamanho do efeito derivado do teste de Mann-Whitney, foi possível identificar tamanhos de efeito de moderado a forte ($r_{pb} = 0.46$ a 0.57), exceto pelos mesmos dois itens previamente mencionados (0.12 e 0.13), sendo tal resultado levado em consideração durante a análise exploratória para garantir que tais itens deveriam, de fato, ser mantidos na escala, ou excluídos.

A partir da observada adequabilidade da matriz e do poder discriminativo significativo, realizou-se uma análise fatorial exploratória utilizando o método de extração de máxima verossimilhança sem nenhuma rotação a priori e sem fixar um número de fatores a extrair. A análise indicou a possibilidade de extração de um fator com base nos valores próprios (*eigenvalues*) superiores a 1 (critério de Kaiser) e de 4 fatores com base no *screeplot* (critério de Cattell), enquanto a análise paralela (critério de Horn) demonstrou a possível extração de três fatores.

No entanto, os itens saturaram em diferentes fatores quando analisado o modelo multifatorial, associado ainda com um teste de modelo não significativo ($p=0,113$). Adicionalmente, uma vez que a escala em sua versão original preconiza uma estrutura unifatorial, identificada pelo critério de Kaiser, optou-se por conduzir uma nova análise fatorial exploratória. Utilizou-se o mesmo método de extração, porém com rotação *oblimin* e fixando apenas um fator, como

sugerido pelos *eigenvalues*. Os resultados indicaram que dois itens apresentaram cargas fatoriais inferiores a 0.30 e aumento do alfa de Cronbach da escala caso esses itens fossem excluídos (Tabela 2).

A nova análise conduzida com os seis itens restantes demonstrou, portanto, cargas fatoriais satisfatórias e evidências de validade interna, assim como adequação de uma estrutura unidimensional composta por seis itens, $RMSEA = 0.08$; IC 95% [0.06; 0.11]; $TLI = 0.95$; [$\chi^2(9) = 48$; $p < 0.001$]. Adicionalmente, a estrutura com seis itens apresentou 44.7% da variância explicada (+10.2% de incremento em relação à estrutura fatorial com 8 itens) e um alfa de *Cronbach* de 0.82 e valor de 0.83 de confiabilidade composta, indicando melhor adequação em comparação à estrutura original. Apesar do valor do *RMSEA* estar no limite do considerado aceitável pela literatura, a interpretação conjunta ao adequado valor do *TLI* (≥ 0.95) e a compreensão de que modelos mais simplificados com menor quantidade de itens podem ter *RMSEAs* penalizados (Hu & Bentler, 1999), avalia-se como satisfatórios os indicadores encontrados.

Realizaram-se ainda correlações r de Pearson para avaliar a associação entre itens e na associação item-escala. Os itens se correlacionam positivamente de forma significativa ($p < 0.001$) com o escore total da escala, variando de coeficientes entre 0.62 e 0.79. Todos os itens apresentaram correlações positivas significativas entre si (Figura 1).

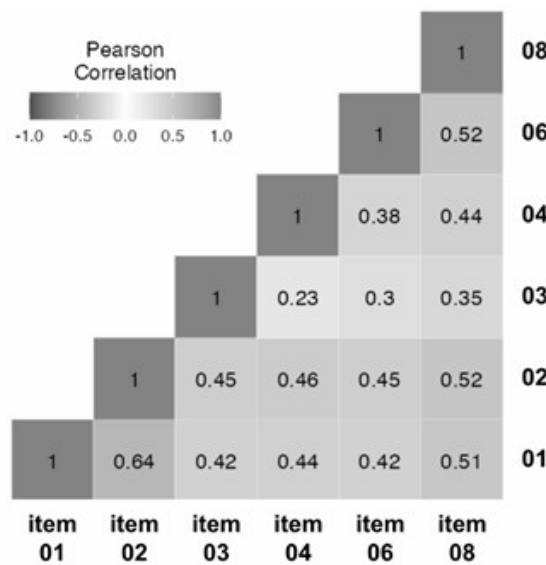


Figura 1

Análise de correlação r de Pearson entre itens da EJSRG

Nota: *** $p < 0.001$

Em relação especificamente às evidências de validade convergente-discriminante, destaca-se que a escala apresentou associação com distintos construtos nas direções e magnitudes esperadas (Tabela 3). Os resultados indicaram correlações positivas significativas e moderadas com o Sexismo Benevolente ($r = 0.50$, $p < 0.001$) e com o Sexismo Hostil ($r = 0.63$, $p < 0.001$), indicando uma associação com

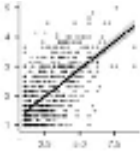
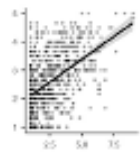
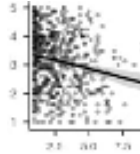
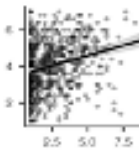
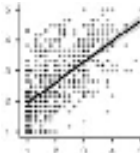
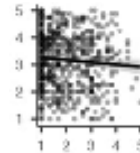
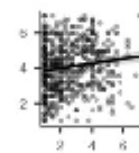
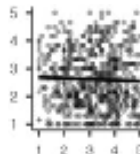
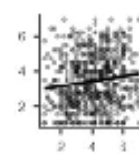
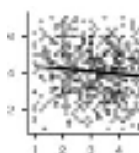
a temática das relações de gênero, sem representar, no entanto, sombreamento entre as medidas e os construtos operacionalizados. Considera-se, portanto, que a análise permitiu identificar evidências de validade convergente entre a nova versão da EJSRG e ambas as dimensões do Sexismo, tanto Hostil quanto Benevolente. Adicionalmente, em relação à validade discriminante, identificou-se uma associação

positiva e significativa da EJSRG-6 com Satisfação com a Vida ($r = 0.26, p < 0.001$) e negativa e significativa com Sobrecarga Doméstica ($r = -0.19, p < 0.001$). Frente a esses

resultados, as baixas correlações da EJSRG-6 com esses dois construtos, evidenciaram uma validade discriminante, indicando a operacionalização de fenômenos distintos.

Tabela 3

Matriz de Correlação entre Escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero (EJSRG) para validade convergente-discriminante

	1	2	3	4	5
1. EJSRG	—				
2. SH	0.63***	—			
3. SB	0.50***	0.63***	—		
4. SD	-0.19***	-0.07	-0.03	—	
5. SV	0.26***	0.13***	0.13***	-0.11**	—

Nota: EJSRG = Escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero; SH = Sexismo Hostil; SB = Sexismo Benevolente; SV = Satisfação com a Vida; SD = Sobrecarga Doméstica.

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$.

Por fim, analisou-se evidências de validade incremental da EJSRG-6 como preditora da Satisfação com a Vida. Quando considerando a Sobrecarga Doméstica dos participantes, junto com sua orientação política e seu gênero, 2.94% da variância da Satisfação com a Vida foi explicada. Destaca-se ainda que essa relação foi considerada ponderando distintos níveis de Sexismo Benevolente dos participantes, uma vez que esse é um elemento relevante na literatura quando discutido relações de gênero. Quando inserimos no modelo a EJSRG-6, observou-

se, no entanto, um incremento significativo, alcançando a explicação de 10.32% da variância. Adicionalmente, destaca-se que a inserção da variável no modelo tornou as demais variáveis não significativas e manteve a significância da EJSRG-6 mesmo controlando para os demais preditores (Tabela 4). Nesse sentido, considera-se que a nova versão desta escala apresenta um elevado potencial explicativo incremental, mesmo quando considerando construtos em que não foram observadas associações de moderada a elevada magnitude.

Tabela 4

Modelos de Regressão Hierárquica para avaliar a validade incremental da EJSRG-6 em relação à SV

Modelos Ponderados (SB)	Coeficiente não padronizado		Coeficiente Beta Padronizado	95% I.C.	
	B	Erro Padrão		Inferior	Superior
Modelo 1					
Intercept	3.76 ^a	0.69		2.41	5.12
Orientação Política	0.09	0.03	0.13	0.04	0.15
Gênero – Masculino	0.29	0.67	0.21***	-1.025	1.60
Gênero – Feminino	0.57	0.66	0.41	-0.73	1.87
SD	-0.14	0.05	-0.10***	-0.24	-0.03

Tabela 4
Cont.

Modelos Ponderados (SB)	Coeficiente não padronizado		Coeficiente Beta Padronizado	95% I.C.	
	B	Erro Padrão		Inferior	Superior
Modelo 2					
Intercept	3.30 ^b	0.67		1.99	4.61
Orientação Política	-0.00	0.03	-0.01	-0.06	0.05
Gênero – Masculino	0.06	0.64	0.05	-1.20	1.33
Gênero – Feminino	0.48	0.64	0.35	-0.77	1.73
SD	-0.08	0.05	-0.06	-0.18	0.02
EJSRG-6	0.26	0.03	0.29***	0.19	0.32
Modelo 1 - 2 = $F(1,624)=52.5$; $p<0.001$; $\Delta R^2=0.0748$					

Nota: I.C.= Intervalo de Confiança não padronizado; SD= Sobrecarga Doméstica; SB= Sexismo Benevolente (utilizado para ponderação nos modelos).

^a $F(4,625)=5.76$; $p<0.001$ (R^2 ajustado=0.0294)

^b $F(5,624)=15.48$; $p<0.001$ (R^2 ajustado=0.1032)

*** $p<0.001$

Os resultados da validade convergente corroboraram evidências prévias, as quais sugerem que Sexismo Hostil, por meio de preconceitos flagrantes, e Sexismo Benevolente, mais associados ao paternalismo baseado em gênero e papéis tradicionais de gênero, atuam diretamente em construções relacionadas à manutenção de ideologias sexistas (Bareket & Fiske, 2023). Adicionalmente, a associação positiva da

medida com satisfação com a vida também vai de encontro a achados prévios que se referem ao papel da justificação do sistema para reduzir dissonâncias que podem ocasionar desconforto (Jost et al., 2003). Esses resultados fornecem evidências empíricas da consistência e precisão da escala adaptada para mensurar diferenças individuais na justificação do sistema para relações de gênero.

ESTUDO 2 – ANÁLISE DA ESCALA DE JUSTIFICAÇÃO DO SISTEMA PARA RELAÇÕES DE GÊNERO EM CONTEXTO BRASILEIRO: UMA REPLICAÇÃO DA ESTRUTURAL UNIFATORIAL

Objetivou-se investigar a adequação da estrutura unifatorial previamente estabelecida para replicação dos resultados. O presente estudo visou comparar a estrutura fatorial de melhor adequação encontrada no Estudo 1 com seis itens e a estrutura unifatorial original composta pelos oito itens da escala.

Método

Amostra

Contou-se com 670 participantes com idades entre 18 e 81 anos ($M = 32.89$; $DP = 9.91$), dos quais 77.6% eram mulheres, 42.4% eram casados ou em união estável e 32.2%

eram solteiros, 83.4% eram heterossexuais e 43.3% se autodeclararam pardos, enquanto 46.7% se autodeclararam brancos. Adicionalmente, outras características da amostra se destacaram, 45.5% da amostra se identificou como da religião católica, 45.2% como de classe média 47.5% de classe média baixa, além de que 41.5% dos participantes declararam ter pós-graduação (ou mestrado/doutorado) e 27.3% o ensino superior completo. Especificamente em relação à orientação política, a maioria da amostra se identificou como de esquerda (33.1%), mas com uma boa distribuição entre centro-esquerda (20.7%), centro (14.9%), centro-direita (9.6%), e direita (16.4%). Para melhor visualização, ver detalhamento das variáveis sociodemográficas na Tabela 5.

Tabela 5

Sumário da distribuição de informações sociodemográficas da amostra do Estudo 2 ($N=670$)

Variáveis	Frequência	Percentual (%)
Gênero		
Masculino	150	22.4%
Feminino	520	77.6%
Outra	–	
Faixa Etária		
18 – 24	112	16.7%

Tabela 5*Cont.*

Variáveis	Frequência	Percentual (%)
25 – 34	325	48.5%
35 – 44	146	21.8%
45 – 54	57	8.5%
55 – 64	26	3.9%
65 +	4	0.6%
Etnia/Cor da Pele		
Pardo(a)	290	43.3%
Branco(a)	313	46.7%
Preto(a)	47	7.0%
Amarelo(a)	18	2.7%
Indígena	2	0.3%
Educação		
Até o Ensino Médio Incompleto	14	2.1%
Ensino Médio Completo	77	11.5%
Ensino Superior Incompleto	115	17.2%
Ensino Superior Completo	183	27.3%
Pós-Graduação/Mestrado/Doutorado	278	41.5%
Orientação Sexual		
Homossexual	43	6.4%
Heterossexual	559	83.4%
Bissexual	66	9.9%
Outra	2	0.3%
Religião		
Católica	305	45.5%
Protestante / Evangélica	172	25.7%
Espírita	37	5.5%
Candomblé / Umbanda	8	1.2%
Não possui religião	143	21.3%
Outra	3	0.4%
Estado Civil / Status de Relacionamento		
Solteiro(a)	216	32.2%
Casado(a)	284	42.4%
Em um relacionamento sério	131	19.6%
Viúvo(a)	4	0.6%
Separado(a) / Divorciado(a)	35	5.2%
Outro	–	
Orientação Política		
Esquerda	242	36.1%
Centro-Esquerda	139	20.7%
Centro	100	14.9%
Centro-Direita	64	9.6%
Direita	125	18.7%
Classe Social		
Classe Baixa	52	7.8%
Classe Média Baixa	201	30.0%
Classe Média	318	47.5%
Classe Média Alta	90	13.4%
Classe Alta	9	1.3%

Instrumentos

Os participantes que, convidados, concordaram em participar foram solicitados a responder a um questionário com a versão adaptada da Escala de Justificação de Sistemas para Relações de Gênero (EJSRG). Optou-se por coletar a medida com os oito itens previstos na versão original, frente ao objetivo do presente estudo de um comparativo entre a composição dos itens, considerando a estrutura fatorial proposta originalmente e identificada na análise exploratória do Estudo 1. Adicionalmente, os participantes também foram solicitados a responder a um questionário sociodemográfico. Destaca-se, por fim, que a *Escala de Justificação de Sistemas para Relações de Gênero* - EJSRG (Jost & Kay, 2005; Kay & Jost, 2003) é respondida por meio de uma escala do tipo likert de nove pontos, variando de 1 (Discordo totalmente) a 9 (Concordo totalmente), tendo sido invertidas as pontuações dos itens 3 e 7 durante as análises.

Procedimentos Éticos e de Coleta de Dados

Os mesmos procedimentos éticos e de coleta descritos no Estudo 1 foram utilizados para o presente estudo. Acerca dos pressupostos éticos que guiaram a condução deste estudo, tomou-se por base as Resoluções nº 466/2012 e nº 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde, que estabelece a ética em pesquisas envolvendo seres humanos, e nas diretrizes indicadas no Ofício Circular nº 2/2021/ CONEP/ SECNS/MS. Além disso, a coleta de dados esteve sujeita à aprovação do Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade de Fortaleza (Parecer nº 5.298.110).

Análise de Dados

Foi conduzida uma Modelagem por Equações Estruturais (MEE) com versão a brasileira da EJSRG para avaliar a estrutura unifatorial da escala e investigar a possível replicação dos resultados do estudo anterior, o qual indicou melhor adequação da escala em sua versão reduzida com seis itens. O método de estimação utilizado foi o estimador de Máxima Verossimilhança Robusta (*Robust Maximum Likelihood*).

Verificou-se inicialmente a adequação a partir do teste de qui-quadrado e a razão entre χ^2 e os graus de liberdade ($\chi^2/g.l.$) para identificar os valores com melhor desempenho, considerando valores entre 1 e 3 enquanto satisfatórios para a razão $\chi^2/g.l.$ (Damásio, 2013; Nascimento et al., 2016). Adicionalmente, foram avaliados os índices CFI (*Comparative Fit Index*; Índice de Ajuste Comparativo); GFI (*Goodness of Fit Index*; Índice de Bondade de Ajuste); TLI (*Tucker-Lewis Index*; Índice de Tucker-Lewis), considerando valores próximo a 1 como mais adequados (Tabachnick & Fidell, 2007; Marôco, 2010; Byrne, 2010). Por fim, outros parâmetros também foram utilizados para avaliar a adequação das estruturas fatoriais testadas por meio dos índices de ajuste do modelo, como RMSEA (*Root Mean Square Error*

of Approximation; Raiz do Erro Quadrático Médio de Aproximação) e SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*; Raiz Quadrada Média dos Resíduos Padronizados), os quais indicam, respectivamente, a adequação e o ajuste do modelo, sendo considerados valores mais próximos de 0 como mais aceitáveis e evidenciando bom ajuste e adequação da estrutura testada (Nascimento et al., 2016).

Para identificação da adequação das cargas fatoriais, utilizou-se os valores de Beta e seus respectivos intervalos de confiança, enquanto para avaliar a comunalidade dos itens, foram utilizados os valores de R^2 . Adicionalmente, para averiguar a consistência interna, contou-se com o alfa de Cronbach e o ômega de McDonald, assim como com a confiabilidade composta (Raykov, 1997). Testaram-se, nesse contexto, a estrutura unifatorial para o agrupamento de 8 itens apresentados na versão original da escala e a estrutura identificada como mais adequada no estudo 1, composta por 6 itens. Os dados foram analisados via *software* Jamovi versão 2.3, tendo sido conduzidas também análises estatísticas descritivas e de tendência central para caracterização da amostra.

Resultados

Visando investigar a adequação da estrutura unifatorial previamente estabelecida, foi conduzida uma investigação desse modelo de mensuração por meio de uma Modelagem por Equações Estruturais (MEE) de forma a comparar a estrutura unifatorial de melhor adequação encontrada no Estudo 1 com seis itens e a estrutura unifatorial original composta pelos oito itens da escala. A MEE 1 foi conduzida especificando um único fator com os oito itens da estrutura original da escala (EJSRG-8). A análise indicou $\chi^2(20) = 116.2$; $p < 0.001$; $\chi^2/g.l. = 5.81$; TLI = 0.87; CFI=0.91; GFI=0.96; RMSEA = 0.083; IC 95% [0.07; 0.10]; SRMR=0.054. No que tange às cargas fatoriais, foram observados valores variando de 0.14 a 0.72 e com sua consistência interna sendo avaliada por um alfa de Cronbach de 0.71, um ômega de McDonald de 0.72 e uma confiabilidade composta de 0.74 (Tabela 6). Considera-se que, de forma geral, a estrutura se apresentou com bons índices de ajuste e aceitável adequação do modelo. Destaca-se, no entanto, que a razão $\chi^2/g.l.$ se demonstrou acima do intervalo considerado como aceitável, indicando cautela na interpretação do ajuste do modelo teórico aos dados. Identificaram-se ainda cargas fatoriais muito baixas para os itens 5 (0.14) e 7 (0.26), replicando a compreensão desses itens como inadequados para o modelo, corroborando os achados do Estudo 1. Frente a esses resultados, considera-se que apesar dos índices de ajustes do modelo unifatorial terem se apresentado aceitáveis, com a exceção da razão $\chi^2/g.l.$, optou-se por testar a estrutura unifatorial novamente, porém com a exclusão dos itens 5 e 7.

Tabela 6

Cargas Fatoriais dos itens da Escala de Justificação do Sistema para Relações de Gênero (EJSRG) pela Modelagem de Equação Estrutural

Itens da EJSRG	MEE 1		MEE 2	
	Cargas Fatoriais (β)	R ²	Cargas Fatoriais (β)	R ²
Em geral, as relações entre homens e mulheres são justas.	0.719	0.52	0.718	0.51
A divisão das tarefas domésticas nas famílias geralmente funciona como deve ser.	0.687	0.47	0.689	0.47
03. Os papéis atribuídos a homens e mulheres precisam ser radicalmente reestruturados. (R)	0.449	0.20	0.437	0.19
04. O Brasil é o melhor país do mundo para as mulheres viverem.	0.538	0.29	0.534	0.28
05. A maioria das políticas direcionadas a questões de gênero e divisão do trabalho em função do sexo servem a um bem maior.	0.136	0.02	–	–
06. Todas as pessoas (homens e mulheres) têm uma chance justa de conquistar riqueza e felicidade.	0.576	0.33	0.581	0.34
07. A discriminação contra a mulher na sociedade está piorando a cada ano. (R)	0.258	0.66	–	–
08. A sociedade está organizada de modo que homens e mulheres tenham o que merecem.	0.642	0.41	0.643	0.41
Alfa de Cronbach	0.71		0.75	
Ômega de McDonald	0.72		0.76	
Confiabilidade Composta	0.74		0.77	

Nota: (R): itens invertidos; itens em negrito foram excluídos da estrutura unifatorial de 6 itens.; MEE 1: Modelagem por Equação Estrutural com a estrutura de 8 itens; MEE 2: Modelagem por Equação Estrutural com a estrutura de 6 itens. R² foi utilizado para reportar a comunalidade dos itens na estrutura proposta.

Em comparação, a MEE 2 foi conduzida novamente especificando uma estrutura unifatorial, porém com a composição de 6 itens (EJSRG-6), como identificada enquanto mais adequada no Estudo 1. A análise recuperou os seguintes resultados: $\chi^2(9) = 54.3$; $p < 0.001$; $\chi^2/g.l. = 6.03$; TLI = 0.92; CFI = 0.95; GFI = 0.97; RMSEA = 0.083; IC 95% [0.06; 0.11]; SRMR = 0.042. Em relação às cargas fatoriais, foram observados valores variando de 0.44 a 0.72 (Tabela 4). Por fim, verificou-se ainda a consistência interna do modelo testado, identificando-se um alfa de Cronbach de 0.75, um ômega de McDonald de 0.76 e uma confiabilidade composta

de 0.77. Observou-se estabilidade no valor do RMSEA comparativamente entre os dois modelos de mensuração, no entanto tanto os índices TLI, CFI e GFI quanto o SRMR se apresentaram com melhor ajustamento e adequação para a estrutura unifatorial com seis itens. Apesar do teste de qui-quadrado ter se mantido significativo, a razão $\chi^2/g.l.$ também se apresentou indicando certo nível de inadequação em relação ao ajuste do modelo teórico aos dados utilizados. Por fim, os indicadores de consistência interna apresentaram valores mais adequados do que a estrutura da EJSRG-8 e as cargas fatoriais se apresentaram dentro de um intervalo adequado.

DISCUSSÃO

Os resultados possibilitaram a obtenção preliminar de evidências de validade e precisão da estrutura fatorial unidimensional em sua versão reduzida para o contexto brasileiro. As análises indicaram que dois itens da estrutura original da escala não apresentaram poder discriminativo frente ao foco central do fenômeno operacionalizado pelo instrumento, itens 5 (“A maioria das políticas direcionadas a questões de gênero e divisão do trabalho em função do sexo servem a um bem maior”) e 7 (“A discriminação contra a mulher na sociedade está piorando a cada ano”). Destaca-se que o conteúdo apresentado nesses itens específicos, apesar de performarem bem no seu contexto cultural originalmente proposto, Estados Unidos, considera-se que eles possam não ser bem compreendidos ou não contemplarem o fenômeno de forma adequada para o Brasil. Especificamente, no que tange ao item 5, observam-se duas ideias sendo contempladas, dificultando a interpretação de qual informação deve ser o foco da resposta dos participantes. Adicionalmente, a expressão

“a um bem maior” pode não ter sido compreendida, dada sua abstração. Já em relação ao item 7, conjectura-se acerca da possível dificuldade de avaliar tal item, visto que podem não ter conhecimento suficiente acerca do tema para se sentirem confortáveis de opinar. Por fim, apesar de abordar questões de gênero de forma ampla, ambos os itens podem não contemplar a melhor adequação semântica ao contexto brasileiro, assim como as informações mais diretas acerca do recorte de gênero. Por exemplo, refere-se sobre discriminação, mas não se especifica qual tipo, assim como se referem às questões de gênero, porém sem citá-las de forma direta. De forma complementar, observa-se que o contexto brasileiro não se equipara ao contexto dos Estados Unidos no que tange à desigualdade de gênero, apresentando diferenças não apenas epidemiológicas, mas também culturais e em relação ao nível de tal desigualdade (FEM, 2024), o que pode influenciar nos níveis de compreensão acerca desses temas quando não apresentados de forma mais direta. Frente a essa inadequação

e considerando que esses itens falharam em se apresentar de forma satisfatória em distintas análises e em ambos os estudos, optou-se pela retirada dos itens na versão final dessa escala a ser disponibilizada no contexto brasileiro.

Adicionalmente, a estrutura unifatorial composta por 6 itens na nova versão da EJSRG apresentou parâmetros psicométricos adequados para sua atualização. Destaca-se que os parâmetros identificados vão de encontro ao que foi observado com a versão original nos Estados Unidos (Jost & Kay, 2005), apresentando-se como ainda melhores comparativamente à consistência interna identificada na versão estadunidense ($= 0.65$).

Por fim, a identificação de evidências de validade convergente-discriminante permitiu compreender que a escala se apresenta contemplando a teoria da justificação do sistema em seu direcionamento para as relações de gênero, porém sem representar uma sobreposição a outros construtos de elevada relevância nessa área, como o Sexismo Hostil e Benevolente (Glick & Fiske, 1996; Bareket & Fiske, 2023).

No que tange a evidências de validade incremental da EJSRG-6, mesmo considerando variáveis em que a escala não se apresentou fortemente associada, ainda foi possível observar um significativo potencial explicativo dessa variável, comparativamente às demais. Apesar dos resultados positivos iniciais, considera-se que a replicação da estrutura fatorial identificada possibilitou agregar com evidências de validade para a escala em um novo estudo, visando trazer maior força para a utilização da EJSRG-6.

Os resultados forneceram suporte para evidências de validade da medida, replicando a estrutura fatorial obtida no estudo original do instrumento, apesar de em versão reduzida. Entretanto, é fundamental reconhecer que a EJSRG pode apresentar algumas limitações no contexto brasileiro em relação à compreensão do conteúdo. A redução dos itens apresentou um impacto positivo na escala, porém os itens podem não estar adequadamente capturando nuances relevantes das atitudes de legitimação dessa forma de desigualdade.

Considera-se que os objetivos foram satisfatoriamente alcançados, fornecendo uma escala psicométrica preliminarmente adequada para utilização em contexto brasileiro. Por fim, considerando a inadequação de alguns índices de ajustamento e de adequação dos dados, a partir de uma análise crítica, considera-se que o conteúdo da escala pode não estar alinhado com as complexidades culturais e sociais do Brasil, ou ainda em relação a fatores estruturantes das questões de gênero. Logo, a interpretação dos resultados ao utilizar a escala, com a composição e estrutura aqui apresentada, precisa ser conduzida com cautela.

Por fim, compreende-se que a disponibilização dessa escala facilita estudos comparativos com esse construto internacionalmente, possibilitando investigar, de forma específica e mais assertiva, os processos envolvidos na legitimação de desigualdades de gênero no Brasil por meio de uma medida culturalmente contextualizada. Adicionalmente, considera-se que a escala viabiliza estudos empíricos acerca da desigualdade de gênero e sua justificação no Brasil,

agregando a estudos nessa temática que se apresentam mais dependentes da utilização da escala de sexismo ambivalente.

Em relação à contribuição teórica, a validação da medida fortalece o estudo da justificação do sistema no país, demonstrando adequação da operacionalização desse fenômeno e viabilizando uma etapa inicial das discussões acerca da generalização de estudos com foco nesse construto no contexto brasileiro. Desse modo, alinhado com achados prévios da literatura, durante o processo de adaptação e coleta de evidências de validade, reforçou-se a compreensão acerca desse construto a partir de especificidades locais, como a associação da justificação do sistema com satisfação com a vida (Napier et al., 2010), e da sua convergência com crenças sexistas (Chayinska et al., 2021). Além disso, ao facilitar comparações transculturais, a adaptação da escala para contexto brasileiro contribui na identificação de evidências convergentes e divergentes entre países, aprimorando a compreensão teórica e empírica acerca da manutenção da desigualdade de gênero e seu processo de legitimação. Para o corpo teórico da justificação do sistema, a partir da compreensão de que distintos contextos socioculturais podem influenciar de forma distinta na justificação do sistema (Napier et al., 2010), a disponibilização de instrumentos sensíveis a essas particularidades influencia diretamente na viabilização para o acúmulo de evidências na área. Essa contribuição amplia a teoria ao evidenciar a aplicação do conceito adaptada a um contexto distinto dos Estados Unidos, minimizando erros de interpretação da literatura quando aplicada ao Brasil.

Destaca-se, no entanto, que apesar da adequação geral da estrutura da escala, alguns índices de ajuste do modelo com valores insatisfatórios demonstram a necessidade de uma revisão e adequação do seu conteúdo. Torna-se necessário realizar uma avaliação dos itens, incorporando elementos teóricos e contextuais específicos para o país, mas também de questões de gênero de forma mais específica, a fim de assegurar melhores índices de precisão e uma análise mais robusta dos processos de legitimação das relações de gênero no Brasil.

Adicionalmente, algumas limitações são observadas no presente estudo, como a ausência de um Índice de Validade do Conteúdo no processo de adaptação das informações dos itens da escala para uma adequação prévia à coleta de dados. Adicionalmente, não se realizou um comparativo entre distintas amostras no Estudo 2, o que poderia ter facilitado um comparativo dos índices de ajustamentos e adequação do modelo, de forma a avaliar se a inadequação de alguns parâmetros foi um artefato decorrente de uma caracterização da amostra, ou fato vinculado à estrutura da medida. Por fim, ambos os estudos apresentaram amostras majoritariamente femininas, o que deve ser considerado na interpretação dos resultados. Especificamente na validade incremental, apesar de estudos apontarem a associação positiva entre satisfação com a vida e justificação do sistema (Napier et al., 2010), estudos futuros devem buscar replicar a validade incremental da escala adaptada para o contexto brasileiro com amostras mais equitativamente distribuídas entre homens e mulheres ou majoritariamente composta por homens, de forma a avaliar a estabilidade da medida.

Considera-se, no entanto, que tais limitações não prejudicaram o alcance dos objetivos propostos pelo estudo, trazendo informações relevantes acerca da escala no formato e com o conteúdo que é disponibilizado em outros países. Adicionalmente, considera-se que a variabilidade de características sociodemográficas entre os dois estudos desta pesquisa, minimizaram o possível impacto negativo em decorrência da utilização de uma única amostra no estudo de confirmatória da estrutura fatorial.

Para direcionamentos futuros, sugere-se o levantamento de conteúdos que contemplem distintas esferas em que a desigualdade de gênero se apresenta no contexto das relações

de gênero para o desenvolvimento de itens que foquem na justificativa desse sistema vigente para a proposição de uma escala ampliada. Adicionalmente, sugere-se que a medida seja construída de forma transcultural entre Brasil e outros países, para alinhamento da forma de mensuração dos fenômenos em distintos contextos. Por fim, sugere-se que uma versão expandida da escala busque manter a cautela para evitar sombreamentos com elementos derivados de medidas de sexismo e de papéis de gênero, tornando-se uma ferramenta cada vez mais relevante e adequada para abordar o complexo fenômeno da desigualdade de gênero, assim como sua legitimação e suas possíveis ramificações.

REFERÊNCIAS

- Acosta, D. F.; Gomes, V. L. D. O.; Oliveira, D. C. D.; Marques, S. C.; Fonseca, A. D. D. (2018). Representações sociais de enfermeiras acerca da violência doméstica contra a mulher: estudo com abordagem estrutural. *Revista Gaúcha de Enfermagem*, 39. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.2018.61308>.
- Adichie, C. N. (2014). *Sejamos todos feministas*. Editora Companhia das Letras.
- Bareket, O., & Fiske, S. T. (2023). A systematic review of the ambivalent sexism literature: Hostile sexism protects men's power; benevolent sexism guards traditional gender roles. *Psychological bulletin*, 149, 637-698. <https://doi.org/10.1037/bul0000400>
- Biermann, M.C., Farias, M.G. (2021). *Patriarchy and Feminist Perspectives*. In: Shackelford, T.K., Weekes-Shackelford, V.A. (eds) Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-19650-3_1823
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. Routledge, Taylor and Francis Group.
- Chapleau, K. M., & Oswald, D. L. (2014). A system justification view of sexual violence: Legitimizing gender inequality and reduced moral outrage are connected to greater rape myth acceptance. *Journal of Trauma & Dissociation*, 15(2), 204-218. <https://doi.org/10.1080/15299732.2014.867573>
- Chayinska, M., Uluğ, Ö. M., Solak, N., Kanık, B., & Çuvaş, B. (2021). Obstacles to Birth Surname Retention Upon Marriage: How Do Hostile Sexism and System Justification Predict Support for Marital Surname Change Among Women?. *Frontiers in Psychology*, 12, 702553. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.702553>
- Comissão Nacional de Ética em Pesquisa. (2021). *OFÍCIO CIRCULAR Nº 2/2021/CONEP/SECNS/MS*. Recuperado em 10 de dezembro de 2021, de http://conselho.saude.gov.br/images/Oficio_Circular_2_24fev2021.pdf.
- Connelly, K., & Heesacker, M. (2012). Why is benevolent sexism appealing? Associations with system justification and life satisfaction. *Psychology of Women Quarterly*, 36(4), 432-443. <https://doi.org/10.1177/0361684312456369>
- Conselho Nacional de Saúde. (2012). *Resolução nº 466, de 12 de dezembro de 2012*. Recuperado em 10 de dezembro de 2021, de <https://conselho.saude.gov.br/resolucoes/2012/Reso466.pdf>.
- Conselho Nacional de Saúde. (2016). *Resolução nº 510, de 07 de abril de 2016*. Recuperado em 10 de dezembro de 2021, de <https://conselho.saude.gov.br/resolucoes/2016/Reso510.pdf>.
- Costa-Lopes, R., Dovidio, J. F., Pereira, C. R., & Jost, J. T. (2013). Social psychological perspectives on the legitimization of social inequality: Past, present and future. *European Journal of Social Psychology*, 43(4), 229-237. <https://doi.org/10.1002/ejsp.1966>
- Damásio, B. F. (2013). Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico USF*, 18(2), 211-220. <https://doi.org/10.1590/s1413-82712013000200005>
- Dillon, G.; Hussain, R.; Loxton, D.; Rahman, S. (2013). Mental and physical health and intimate partner violence against women: A review of the literature. *International journal of family medicine*, 2013. <https://doi.org/10.1155/2013/313909>
- Farias, M.G., Biermann, M.C., de Melo Maia, L.F., de Oliveira Meneses, G. (2023). *Structural Patriarchy and Male Dominance Hierarchies*. In: Shackelford, T.K. (eds) Encyclopedia of Domestic Violence. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-85493-5_2152-1
- Formiga, N. S., Golveia, V. V., & Santos, M. N. D. (2002). Inventário de sexismo ambivalente: sua adaptação e relação com o gênero. *Psicologia em estudo*, 7(1), 103-111. <https://doi.org/10.1590/s1413-73722002000100013>
- Fórum Brasileiro de Segurança Pública. (2024). *Anuário Brasileiro de Segurança Pública 2024 (Ano 18)*. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública. ISSN 1983-7364.
- Fórum Econômico Mundial. (2022). *Global Gender Gap Report 2022 – Insight Report*. Recuperado em 17 de dezembro de 2023, de https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2022.pdf.
- Fórum Econômico Mundial. (2024). *Global Gender Gap Report 2024 – Insight Report*. Recuperado em 09 de dezembro de 2024, de https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2024.pdf.
- Gatica, L., Martini, J. P., Dreizik, M., & Imhoff, D. (2017). Psychosocial and psycho-political predictors of social inequality justification. *Revista de Psicología*, 35(1), 279-310. <https://doi.org/10.18800/psico.201701.010>
- Girerd, L., & Bonnot, V. (2020). Neoliberalism: An ideological barrier to feminist identification and collective action. *Social Justice Research*, 33(1), 81-109. <https://doi.org/10.1007/s11211-020-00347-8>
- Glick, P., & Fiske, S. T. (1996). The ambivalent sexism inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of personality and social psychology*, 70(3), 491. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>
- Gouveia, V. V., Chaves, S. S. D. S., Oliveira, I. C. P. D., Dias, M. R., Gouveia, R. S., & Andrade, P. R. D. (2003). A utilização do QSG-12 na população geral: estudo de sua validade de construto. *Psicologia: teoria e pesquisa*, 19, 241-248. <https://doi.org/10.1590/s0102-37722003000300006>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed.). Cengage Learning.
- Hu, L.T. and Bentler, P.M. (1999), "Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives," *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Iatridis, T., & Stergiou, N. (2016). Complementary gender stereotypes and system justification: the moderating role of essentialist lay theories for group differences. *Revista de Psicologia Social*, 31(1), 29-58. <https://doi.org/10.1080/02134748.2015.1101312>
- Jost, J. T. (2020). *A Theory of System Justification*. Harward University Press.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British journal of social psychology*, 33(1), 1-27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1994.tb01008.x>
- Jost, J. T., & Hamilton, D. L. (2008). *Stereotypes in our culture*. In Dovidio, J. F., Glick, P., & Rudman, L. A. (Eds.). (2008). On the nature of prejudice: Fifty years after Allport. John Wiley & Sons. 208-224.
- Jost, J. T., & Kay, A. C. (2005). Exposure to benevolent sexism and complementary gender stereotypes: consequences for specific and diffuse forms of system justification. *Journal of personality and social psychology*, 88(3), 498. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.3.498>
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political Conservatism as Motivated Social Cognition. *Psychological Bulletin*, 129, 339–375. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.3.339>
- Jost, J. T., Pelham, B. W., Sheldon, O., & Ni Sullivan, B. (2003). Social inequality and the reduction of ideological dissonance on behalf of the system: Evidence of enhanced system justification among the disadvantaged. *European Journal of Social Psychology*, 33(1), 13-36. <https://doi.org/10.1002/ejsp.127>
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of “poor but happy” and “poor but honest” stereotype exemplars on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(5), 823–837. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.823>
- Kosakowska-Berezecka, N., Besta, T., Adamska, K., Jaśkiewicz, M., Jurek, P., & Vandello, J. A. (2016). If my masculinity is threatened I won't support gender equality? The role of agentic self-stereotyping in restoration of manhood and perception of gender relations. *Psychology of men & masculinity*, 17(3), 274. <https://doi.org/10.1037/men0000016>
- Kray, L. J., Howland, L., Russell, A. G., & Jackman, L. M. (2017). The effects of implicit gender role theories on gender system justification: Fixed beliefs strengthen masculinity to preserve the status quo. *Journal of personality and social psychology*, 112(1), 98. <https://doi.org/10.1037/pspp0000124>
- Lima, M. E. O. (2020). *Psicologia Social do Preconceito e do Racismo*. Blucher Open Access. 143 p.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. ReportNumber. 410 p.
- McKinsey & Company & Lean In. (2024). *Women in the workplace 2024*. Recuperado em 09 de dezembro de 2024, de <https://www.flipsnack.com/78C9ACFF8D6/women-in-the-workplace-2024/full-view.html>.
- Ministério do Trabalho e Emprego e Ministério das Mulheres (2024). *Painel do Relatório de Transparência salarial*. Recuperado em 09 de dezembro de 2024, de <https://app.powerbi.com/view?r=eyJrJoiMjNhY2lyN2U0MjQxLTg2YzYtNjc5Yzk0YjE4MjQxLiwidCI6IjNlYzkyOTY5LTZhNTEtNGYxOC04YW5lLWVmOThmYmFmYTtk3OCJ9>
- Nascimento, T. G., Pimentel, C. E. & Adaid-Castro, B. G. (2016). Escala de Atitudes frente à Arma de Fogo (EAFAG): Evidências de Sua Adequação Psicométrica. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(1), 239-248. <https://dx.doi.org/10.1590/0102-3772201602187239248>
- Pasquali, L. (2010). *Instrumentação psicológica: fundamentos e práticas*. Artmed Editora.
- Pavot, W. & Diener, E. (1993). Review of the satisfaction with life scale. *Psychological Assessment*, 5, 164-172. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.5.2.164>
- Pinheiro, L.; Medeiros, M.; Costa, J.; Barbosa, A. H. (2023). *Gênero é o que importa: determinantes do trabalho doméstico não remunerado no Brasil*. Ipea, 44 p., [http:// dx.doi.org/10.38116/td2920-port](http://dx.doi.org/10.38116/td2920-port).
- Prusaczyk, E., & Hodson, G. (2020). “To the moon, Alice”: Cavalier humor beliefs and women’s reactions to aggressive and belittling sexist jokes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 88, 103973. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2020.103973>
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
- Saguy, T. & Szekeres, H. (2018). Changing minds via collective action: Exposure to the 2017 Women’s March predicts a decrease in (some) men’s gender system justification over time. *Group Processes & Intergroup Relations*, 21(5), 678-689. <https://doi.org/10.1177/1368430217750475>
- Siegrist J, Wege N, Pühlhofer F, Wahrendorf M. (2009). A short generic measure of work stress in the era of globalization: effort-reward imbalance. *Int Arch Occup Environ Health*, 82(8):1005-13. <https://doi.org/10.1007/s00420-008-0384-3>
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman, J. B. (2007). *Using multivariate statistics* (Vol. 5, pp. 481-498). Pearson.
- Vasconcellos, I. R. R. D., Griep, R. H., Portela, L., Alves, M. G. D. M., & Rotenberg, L. (2016). Adaptação transcultural para o Português brasileiro e confiabilidade da escala esforço-recompensa no trabalho doméstico. *Revista de Saúde Pública*, 50. <https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050006138>

Conflito de interesse

Os autores não têm conflitos de interesse a declarar.

Declaração de disponibilidade de dados

Os dados de pesquisa estão disponíveis por solicitação ao autor correspondente.

Editor-chefe

Tiago Jessé Souza de Lima

Editor Asociado

Samuel Lins

Autor Correspondente

Mariana Costa Biermann

E-mail: marianabiermann@gmail.com

Submetido em

22/12/2023

Aceito em

11/12/2024