



2024, Vol. 11, No. (2)

DOI:<https://doi.org/10.17979/reipe.2024.11.2.11086>

## **Escala de preconceito sexual no esporte: tradução e análise psicométrica**

### **Sexual prejudice in sport scale: translation and psychometric analysis**

**Vivianne Oliveira Gomes**<sup>1</sup>  <https://orcid.org/0000-0001-8291-8867>

**Henrique Pereira**<sup>2</sup>  <https://orcid.org/0000-0001-9448-682X>

<sup>1</sup> Instituto de Ciências da Saúde, Universidade Federal de Jataí: <https://portalufj.jatai.ufg.br/>  
Jataí, Goiás – Brasil

<sup>2</sup> Departamento de Psicologia e Educação, Faculdade de Ciências Sociais e Humanas, Universidade da  
Beira Interior: <https://www.ubi.pt/>  
Covilhã – Portugal

## Resumo

Este estudo apresenta a tradução e validação inicial da Sexual Prejudice in Sport Scale (SPSS) para uso no Brasil e em Portugal. A escala contém 19 itens e está organizada em 3 subescalas: Rejeição Aberta, Negação de Visibilidade e Desempenho de Gênero. Participaram do estudo 618 estudantes universitários atletas (348 brasileiros e 270 portugueses), que responderam a um questionário sociodemográfico, à SPSS e à Escala Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e Gays (EMAFLG). Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias, testes de confiabilidade, de validade convergente e discriminante, e uma avaliação de invariância entre os países. As subescalas Rejeição Aberta e Desempenho de Gênero apresentaram propriedades psicométricas adequadas em ambos os países. No entanto, a subescala Negação de Visibilidade apresentou problemas de validade discriminante, especialmente na amostra brasileira. As correlações com a Escala Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e Gays (EMAFLG) demonstraram validade convergente satisfatória. Foram observadas diferenças significativas nos níveis de preconceito entre os países, com escores mais elevados em Portugal. Conclui-se que há evidências preliminares positivas sobre as qualidades psicométricas da SPSS, sobretudo em Portugal.

*Palabras-chave:* discriminação sexual; ensino superior; desportos; medidas de atitude; análise psicométrica.

## Abstract

This study presents the translation and initial validation of the Sexual Prejudice in Sport Scale (SPSS) for use in Brazil and Portugal. The scale includes 19 items and is organized into 3 subscales: Open Rejection, Denial of Visibility, and Gender Performance. The participants were 618 university student athletes (348 Brazilian and 270 Portuguese), who completed a sociodemographic questionnaire, the SPSS, and the Multidimensional Scale of Attitudes towards Lesbians and Gays (MSATLG). Confirmatory factor analyses, reliability tests, convergent and discriminant validity tests, and an assessment of invariance between countries were conducted. The Open Rejection and Gender Performance subscales showed adequate psychometric properties in both countries. However, the Denial of Visibility subscale demonstrated issues with discriminant validity, particularly in the Brazilian sample. Correlations with the Multidimensional Scale of Attitudes towards Lesbians and Gays (MSATLG) provided evidence of satisfactory convergent validity. Significant differences in levels of prejudice were observed between countries, with higher scores in Portugal. It is concluded that there is preliminary positive evidence regarding the psychometric qualities of the SPSS, particularly in Portugal.

*Keywords:* sex discrimination; higher education; sports; attitude measures; psychometric analysis.

O preconceito sexual pode ser caracterizado como uma postura negativa em relação a indivíduos com base na sua identificação com grupos não heterossexuais, como pessoas lésbicas, gays ou bissexuais e suas comunidades (Herek, 2004; Herek e McLemore, 2013). É um conceito amplo que inclui homofobia, homonegativismo, heterossexismo e, mais recentemente, transfobia e bifobia (Baiocco et al., 2020).

Os níveis de discriminação contra pessoas LGBTQIA+ variam globalmente, apesar de avanços legais em alguns países. Em Portugal, importantes avanços legislativos têm garantido direitos civis às minorias sexuais, incluindo a inclusão da orientação sexual na Constituição e o acesso ao casamento civil entre pessoas do mesmo sexo (Rodrigues, 2020). No Brasil, também houve progressos, como o reconhecimento da união estável entre pessoas do mesmo sexo, equiparação das penas por ofensas a homossexuais e transexuais às de racismo, mas a violência contra pessoas LGBTQIA+ permanece um problema grave (Acontece et al., 2022).

No contexto esportivo, a discriminação contra gays e lésbicas se intensifica, pois o esporte tem sido historicamente um domínio patriarcal e de masculinidade tradicional (Cunningham e Pickett, 2018). Mesmo com mudanças sociais contemporâneas, o esporte continua sendo um dos setores mais resistentes à inclusão de minorias sexuais, mantendo uma forte inclinação para a masculinidade convencional (Menzel et al., 2019).

A literatura aponta para desafios significativos relacionados à diversidade sexual no esporte. Esses desafios podem se manifestar de diversas formas, incluindo comentários inadequados (Greenspan et al., 2019b), práticas discriminatórias (Kulick et al., 2019), disparidades de oportunidades, dificuldades de integração social e impactos na saúde mental (Greenspan et al., 2019a). Como consequência, alguns atletas gays e lésbicas podem optar por não revelar sua orientação sexual durante suas carreiras (Norman, 2013).

Contudo, estudos recentes apontam para uma mudança gradual nas atitudes em relação à diversidade sexual no esporte. Anderson (2011) observou uma diminuição significativa na homofobia entre atletas universitários nos Estados Unidos, enquanto McCormack e Anderson (2014) documentaram atitudes mais positivas entre jogadores de futebol no Reino Unido. Expandindo essas observações, Anderson e McCormack (2018) refinaram a teoria da masculinidade inclusiva, propondo que em muitas sociedades ocidentais há uma diminuição da homofobia institucionalizada, permitindo expressões mais amplas de masculinidade e maior aceitação de atletas LGBTQ+. Embora essas mudanças variem entre culturas e contextos, essas pesquisas indicam uma tendência positiva em direção a ambientes esportivos mais inclusivos em alguns contextos, apesar dos desafios persistentes.

Muitos estudos que investigam o preconceito sexual em esferas esportivas utilizam escalas como a Atitudes Toward Lesbians and Gay Men (Herek, 1988) e a Escala

Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e a Gays (EMAFLG), validada em Portugal e no Brasil (Gato et al., 2012; Gato et al., 2014). Contudo, essas escalas não são específicas para o contexto esportivo, que possui estereótipos e preconceitos particulares. A literatura sobre preconceito sexual distingue formas tradicionais (ataques físicos e verbais) e sutis (silêncio, negação, promoção da heterossexualidade) de preconceito, aplicáveis ao contexto esportivo (Griffin, 1992; Carrera-Fernández et al., 2017). Apesar da existência de estudos quantitativos sobre o tema em outros países (Piedra, 2016; Piedra et al., 2017; Menzel et al., 2019; Baiocco et al., 2020), esta temática permanece inexplorada nos contextos português e brasileiro, evidenciando uma lacuna significativa na pesquisa.

A Sexual Prejudice in Sport Scale (SPSS) foi desenvolvida por Baiocco et al. (2020) como uma ferramenta específica para avaliar o preconceito sexual contra atletas e treinadores gays e lésbicas no âmbito esportivo. Os autores realizaram dois estudos na Itália, estabelecendo a estrutura de fatores da SPSS e testando sua confiabilidade e validade. A análise fatorial exploratória resultou em três fatores (Rejeição Aberta, Negação de Visibilidade e Desempenho de Gênero), explicando 62,73% da variância total. A confiabilidade interna foi alta, com coeficientes alfa de Cronbach variando de .71 a 0.93 para as subescalas e pontuação total.

Pistella et al. (2020) aplicaram a SPSS em um estudo com 113 jovens atletas gays e lésbicas italianos, encontrando que maiores níveis de preconceito sexual no esporte estavam associados a maior dificuldade no processo de coming out. A confiabilidade da SPSS neste estudo foi confirmada, com alfas de Cronbach variando de .78 a .91 para as subescalas. Estes estudos, embora ainda limitados em número e concentrados principalmente no contexto italiano, fornecem evidências iniciais da validade e confiabilidade da SPSS, bem como de sua utilidade para examinar as complexas dinâmicas do preconceito sexual contra gays e lésbicas no esporte.

Devido à necessidade de aceder às manifestações de preconceito sexual mais sutis expressas na atualidade, por meio de novas abordagens psicométricas capazes de captar a sua complexidade, e tendo em conta a inexistência de um instrumento em língua portuguesa que avalie o preconceito sexual contra gays e lésbicas no desporto, realizou-se um estudo com o objetivo de traduzir e avaliar as propriedades psicométricas iniciais da Escala de Preconceito Sexual no Esporte para uso no contexto brasileiro e português. Especificamente, buscou-se examinar a estrutura fatorial, confiabilidade e validade da SPSS em uma amostra de conveniência de estudantes universitários atletas no Brasil e em Portugal.

## Método

### Participantes

Participaram deste estudo 618 estudantes do ensino superior, dos quais 348 eram brasileiros e 270 portugueses. A média de idade dos participantes brasileiros foi de 25 anos ( $DP=7.0$ ) e dos participantes portugueses foi de 23 anos ( $DP=5.0$ ).

No total, 52.3% eram mulheres e 47.7% homens. A distribuição de gênero variou entre os países, com o Brasil tendo mais participantes cisgênero femininos (60.6%) e Portugal mais participantes cisgênero masculinos (58.5%). Quanto à orientação sexual, a maioria era heterossexual (62.8%), seguida por bissexuais (24.9%), gay/lésbica (10.5%) e outro/pansexual (1.8%). O Brasil teve uma proporção maior de heterossexuais (67.0%) e gay/lésbica (15.8%), enquanto Portugal teve mais bissexuais (34.8%) e foi o único com participantes na categoria outro/pansexual (4.1%).

Este estudo focou em estudantes universitários atletas para compreender as atitudes em relação à diversidade sexual no contexto da educação superior e do esporte.

### Instrumentos

Foi utilizado um questionário sociodemográfico e duas escalas que se descrevem a seguir.

#### ***Escala de preconceito sexual no esporte (tradução de Sexual prejudice in Sport Scale - SPSS; Baiocco et al., 2020)***

É um instrumento de 19 itens que avalia atitudes em relação a gays e lésbicas no esporte. Cada item está associado a uma escala Likert de 7 pontos variando de 1 (discordo totalmente) a 7 (concordo totalmente), em que uma pontuação maior na escala indica maiores atitudes negativas. A análise fatorial exploratória realizada por [Baiocco et al. \(2020\)](#) resultou em três fatores ou subescalas explicando 62.73% da variância: i) rejeição aberta (Open-rejection - OR), com 7 itens e refletem o preconceito explícito; ii) negação de visibilidade (Denial of visibility - DV), com 5 itens e abrange atitudes de negação da presença de gays e lésbicas no esporte; iii) desempenho de gênero (Gendering performance - GP), com 7 itens e se refere à atribuição de habilidades esportivas baseadas em estereótipos de gênero.

Exemplos de itens para cada subescala incluem: “Acredito que atletas LG [lésbicas e gays] não deveriam declarar abertamente sua orientação sexual, mesmo se quiserem” (Negação de Visibilidade); “Pessoas LG não deveriam ser permitidas como treinadores” (Rejeição Aberta); e “Mulheres lésbicas têm mais probabilidade de se tornarem líderes do que mulheres heterossexuais” (Desempenho de Gênero). A versão completa da escala pode ser encontrada no [Apêndice](#).

Os escores das subescalas são calculadas pela média dos itens. A escala demonstrou boa consistência interna em ambos os grupos (heterossexuais e gays/lésbicas), com valores de alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) variando de .71 a .93 para as subescalas e pontuação total.

### ***Escala Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e a Gays; EMAFLG***

Validada em Portugal (Gato et al., 2012) e no Brasil (Gato et al., 2014). É um instrumento de 27 itens avaliados em uma escala Likert de 6 pontos (1 = discordo completamente; 6 = concordo completamente). A EMAFLG inclui três subescalas negativas: Homopatologização (5 itens), que avalia os juízos patologizadores e morais sobre a homossexualidade; Rejeição de Proximidade (10 itens), que mede o evitamento de contato com lésbicas e gays em diversos contextos e o desconforto na sua presença, e Heterossexismo Moderno (7 itens), que se refere às manifestações contemporâneas de preconceito contra lésbicas e gays no que diz respeito à conjugalidade e parentalidade. Possui também uma subescala positiva: Suporte (5 itens), que avalia a legitimidade da defesa dos direitos de lésbicas e gays. Exemplos de itens para cada subescala incluem: “Os gays e as lésbicas enervam-me” (Rejeição da Proximidade); “A homossexualidade é uma perturbação psicológica” (Homopatologização); “A legalização do casamento entre pessoas do mesmo sexo irá abalar os princípios fundamentais da sociedade” (Heterossexismo Moderno); e “As organizações que promovem os direitos dos homossexuais são necessárias” (Suporte). A consistência interna da escala total é adequada ( $\alpha = .87$ ), assim como a das subescalas: Homopatologização ( $\alpha = .86$ ), Rejeição de Proximidade ( $\alpha = .91$ ), Heterossexismo Moderno ( $\alpha = .79$ ) e Suporte ( $\alpha = .83$ ).

### **Procedimento**

A escala *Sexual prejudice in Sport Scale - SPSS* (Baiocco et al., 2020) foi traduzida seguindo o procedimento de tradução e retradução (Borsa et al., 2012). O processo incluiu autorização dos autores originais, tradução para português, retradução para inglês, comparação das versões por pesquisadores, aprovação final dos autores originais e um estudo piloto com 80 estudantes universitários no Brasil e Portugal. O estudo piloto confirmou a clareza e compreensibilidade do questionário.

A coleta de dados ocorreu entre março e setembro de 2020 no Brasil e em Portugal, através de um questionário online anônimo distribuído para universidades e organizações esportivas. O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética da Universidade da Beira Interior (Portugal) e da Universidade Federal de Jataí (Brasil) (n. 44341021.4.0000.8155). Os critérios de inclusão foram: estudantes universitários atletas maiores de 18 anos, que preencheram completamente os questionários e aceitaram os termos de consentimento: Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE - Brasil) e o Termo de Consentimento Informado (TCI - Portugal).

## Análise de dados

A sensibilidade psicométrica dos itens foi avaliada por assimetria e curtose, com limites de 3 e 7, respectivamente (Marôco, 2010). Devido à não-normalidade, usou-se a correlação de Spearman. A validade de construto foi estabelecida por validade fatorial, convergente e discriminante (Fornell e Larcker, 1981). Realizaram-se análises fatoriais confirmatórias separadas para as amostras portuguesa e brasileira, considerando possíveis diferenças culturais que poderiam influenciar a estrutura fatorial da escala. Esta abordagem permitiu examinar a consistência da estrutura fatorial da SPSS entre os contextos culturais, avaliar a invariância da medida entre os países e identificar possíveis adaptações necessárias para cada contexto específico. A validade fatorial foi analisada por Análise Fatorial Confirmatória usando o método Mínimos Quadrados Ponderados (DWLS) no JASP 0.18.0, escolhido por sua robustez para dados categóricos e ordinais não-normais (Li, 2016).

O modelo de 3 subescalas foi considerado válido com base nos seguintes critérios: cargas fatoriais  $> .40$ ; índices de ajuste a Razão da Estatística do Qui-quadrado pelos graus de liberdade  $\chi^2/gl$  inferior a 2.0; Standardized Root Mean Square Residual (SRMR; Hu e Bentler, 1999)  $< .06$ ; Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA; Byrne, 2001)  $< .08$ ; Incremental Fit Index (IFI)  $> .90$ ; Comparative Fit Index (CFI) e Tucker Lewis Index (TLI; Hu e Bentler, 1999)  $> .95$ . A validade convergente foi verificada pela Variância Extraída Média (VEM  $\geq .50$ ), e a discriminante pelos critérios de Fornell-Larcker e pelo critério Heterotrait-monotrait ratio (HTMT  $> .90$ ) e por limite superior (LS) do HTMT (HTMT  $> 1.0$ ;  $p > .05$ ). A confiabilidade foi avaliada pela Confiabilidade Composta e alfa de Cronbach ( $\alpha > .7$ ). Realizaram-se correlações item-total, entre subescalas, e entre SPSS e EMAFLEG. A invariância entre grupos foi avaliada por  $\Delta CFI \geq -.010$  e  $\Delta RMSEA \leq .015$  (Damásio, 2013). O estudo utilizou bootstrapping com 5000 amostras.

## Resultados

### Validade fatorial

O Kaiser-Meyer-Olkin Test (KMO) apresentou valores adequados em ambas as amostras (KMO Brasil = .91; KMO Portugal = .88), acima do mínimo recomendado de .60 (Kaiser, 1974). O Measure of Sampling Adequacy (MSA) foram adequados em ambas as amostras, variando de .67 a .94 na amostra brasileira e de .75 a .97 na amostra portuguesa (Hair et al., 2019).

O modelo de Portugal apresentou excelente ajuste em todos os índices (Tabela 1). O  $\chi^2/gl$ , SRMR, GFI, IFI, TLI, CFI e RMSEA atenderam aos valores recomendados na literatura (Hu e Bentler, 1999; Schermelleh-Engel e Moosbrugger, 2003). O modelo do

Brasil mostrou ajuste razoável. Apesar de algumas limitações no ajuste absoluto, os índices incrementais foram adequados, com CFI de .99 (Hooper et al., 2008).

**Tabela 1**

*Resultados da Análise Fatorial Confirmatória - Índices globais de ajustamento*

Modelo	$\chi^2/df$	SRMR	GFI	IFI	TLI	CFI*	RMSEA
Portugal	.60	.07	.97	1.02	1.02	1.00*	.000 (.000 - .000)
Brasil	1.06	.05	.99	.99	.997	.99*	.014 (.000 - .029)

Nota Comparative Fit Index (CFI), Goodness of Fit Index (GFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Standardized Root Mean Residual (SRMR), Tucker Lewis Index (TLI)

\*  $p < .005$

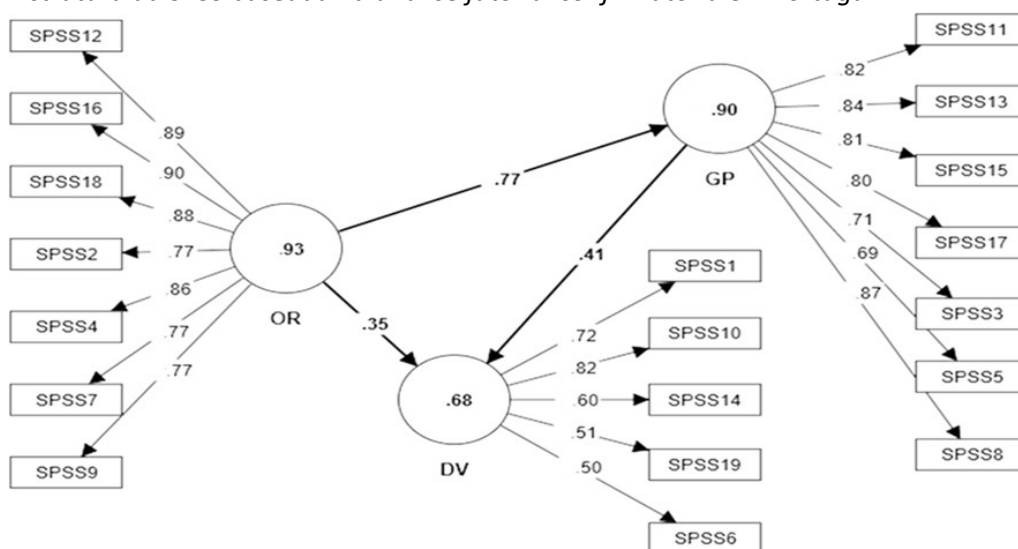
As Figuras 1 e 2 apresentam a adequação dos dados para a estrutura fatorial com três subescalas da SPSS, realizada por meio da análise fatorial confirmatória. Especificamente, para Portugal (Figura 1), todas as subescalas apresentaram confiabilidade composta adequada, com alphas de Cronbach acima do recomendado mínimo de .7. As cargas fatoriais também se revelaram altas, com a maioria dos indicadores (84%) saturando fortemente nos construtos latentes esperados. O processo de bootstrapping confirmou a estabilidade desses parâmetros. Já para o Brasil (Figura 2), observa-se uma queda na confiabilidade composta da subescala Negação de Visibilidade (DV), com alpha abaixo do ideal. Além disso, vários indicadores dessa subescala e de Desempenho de Gênero (GP) apresentaram cargas fatoriais abaixo do recomendado ( $> .5$ ), diferentemente de Portugal.

*Nota: Nas figuras, os valores indicam a carga fatorial de cada item e o valor de  $\alpha$  de cada subescala. OR: rejeição aberta; DV: negação de visibilidade; GP: desempenho de gênero.*



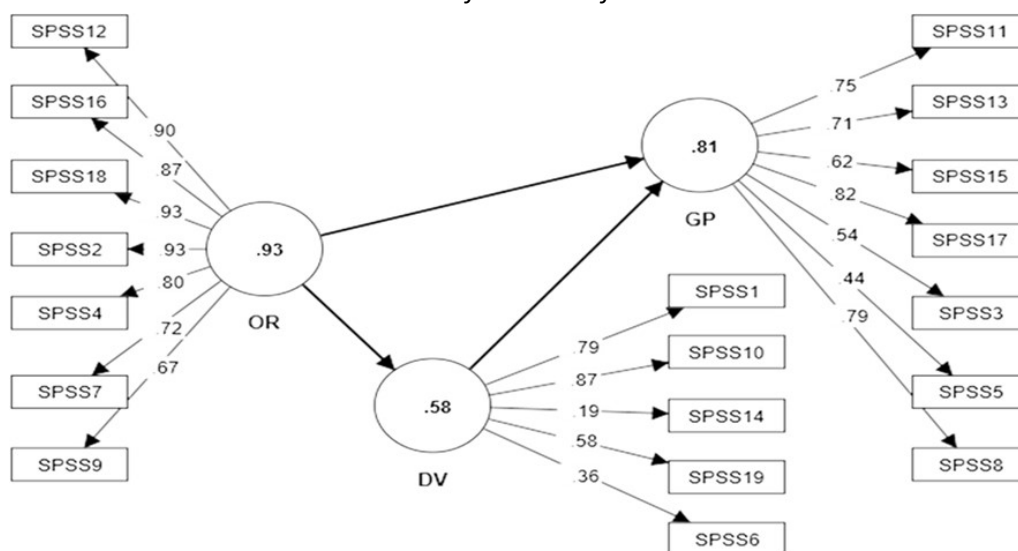
**Figura 1**

*Estrutura da SPSS baseada na análise fatorial confirmatória em Portugal*



**Figura 2**

*Estrutura da SPSS baseada na análise fatorial confirmatória no Brasil*



**Validade convergente e discriminante**

A Tabela 2 apresenta a Variância Extraída Média (VEM) e a confiabilidade composta ( $\rho_c$ ) referentes às 3 subescalas da SPSS para as amostras de Brasil e Portugal. Também são reportados os quadrados das correlações de Pearson entre os pares de subescalas para avaliação da validade discriminante, tendo em conta o critério de Fornell-Larcker e HTMT.

**Tabela 2***Cr terios Fornell-Larker e Heterotrait-monotrait ratio (HTMT)*

	Portugal			Brasil		
	DV	GP	OR	DV	GP	OR
Nega�o de visibilidade	<b>.64</b>			<b>.61</b>		
Desempenho de g�nero	.67	<b>.79</b>		.71	<b>.68</b>	
Rejei�o aberta	.65	.76	<b>.83</b>	.74	.78	<b>.83</b>
Alpha de Cronbach	.67	.90	.92	.58	.81	.92
Confiabilidade composta	.77	.92	.83	.71	.85	.83
Vari�ncia M�dia Extra�da	.41	.63	.92	.37	.46	.92
<b>HTMT</b>						
Nega�o de visibilidade						
Desempenho de g�nero	.73			.85		
Rejei�o aberta	.69	.81		.84	.82	

A an lise psicom trica revelou problemas consistentes com a subescala Nega o de Visibilidade (DV) em ambos os pa ses. O crit rio Fornell-Larker e HTMT indicaram validade discriminante inadequada para DV. Embora todas as subescalas tenham apresentado confiabilidade composta adequada, a DV mostrou Vari ncia M dia Extra da (VME) abaixo do recomendado no Brasil (.37) e Portugal (.41). Esses resultados sugerem que a subescala DV necessita de revis o para melhorar suas propriedades psicom tricas em ambos os contextos culturais.

Nestas situa es, uma op o seria eliminar vari veis observadas ou mensuradas das dimens es que apresentam esse valor. No entanto, esses pontos de corte n o s o inflex veis. Nesse sentido, optou-se por testar a validade do modelo por meio do crossloading (Tabela 3).

**Tabela 3**

*Matriz de cargas fatoriais (crossloadings)*

Ítems	Portugal (n = 270)			Brasil (n = 340)		
	DV	GP	OR	DV	GP	OR
Item 1	.72	.43	.49	.79	.56	.51
Item 6	.50	.27	.20	.36	.18	.16
Item 10	.81	.67	.66	.86	.66	<b>.78</b>
Item 14	.59	.33	.28	.19	.14	.09
Item 19	.50	.20	.15	.57	.32	.33
Item 3	.42	.71	.43	.22	.53	.29
Item 5	.45	.69	.45	.24	.43	.22
Item 8	.61	.87	.69	.66	.79	.60
Item 11	.60	.82	<b>.76</b>	.60	.75	<b>.73</b>
Item 13	.62	.84	.65	.49	.71	.54
Item 15	.42	.80	.47	.32	.61	.32
Item 17	.51	.79	.66	.55	.82	<b>.70</b>
Item 2	.51	.54	.76	.68	<b>.73</b>	.93
Item 4	.52	.61	.85	.63	.64	.80
Item 7	.65	.64	.77	.50	.55	.71
Item 9	.54	.63	.76	.61	.50	.66
Item 12	.51	.69	.88	.68	<b>.75</b>	.89
Item 16	.51	.66	.89	.60	.65	.87
Item 18	.55	.66	.87	.63	.73	.92

Nota OR: rejeição aberta; DV: negação de visibilidade; GP: desempenho de gênero. Todas as cargas fatoriais são significantes a  $p < .001$ . As cargas cruzadas altas foram destacadas em itálico e negrito.

A análise das cargas fatoriais e cruzadas na [Tabela 3](#) confirma a validade discriminante geral, mas revela problemas com quatro itens (10, 11, 12 e 17). Estes itens apresentaram cargas cruzadas altas em múltiplos construtos, indicando possível sobreposição conceitual, especialmente entre as subescalas GP e OR. O item 10 mostrou cargas similares em DV e OR no Brasil, enquanto os itens 11, 12 e 17 tiveram cargas altas e semelhantes em GP e OR em ambos os países. Esses resultados sugerem a necessidade de refinamento nos indicadores ou na modelagem para melhorar a discriminação entre os construtos.

Correlações de Spearman foram utilizadas para avaliar a validade convergente entre a SPSS e a EMAFLG, devido à não-normalidade dos dados. Encontraram-se correlações estatisticamente significativas ( $p < .001$ ) entre os escores totais e subescalas de ambos os instrumentos nas duas amostras ([Tabela 4](#)). A pontuação total da SPSS mostrou correlação moderada com o escore total da EMAFLG no Brasil ( $r = .39$ ) e em Portugal ( $r = .32$ ). As correlações mais fortes foram observadas entre construtos teoricamente similares, notadamente entre Rejeição Aberta (OR) da SPSS e Rejeição da Proximidade (RP) da EMAFLG, tanto no Brasil ( $r = .57$ ) quanto em Portugal ( $r = .58$ ).



**Tabela 4**

*Correlações entre a pontuação total do SPSS, as subescalas do SPSS, a EMAFLG e suas subescalas para Brasil e Portugal*

	1 - SPSS Total	2 - OR	3 - DV	4 - GP	5 - EMAFLG Total	6 - RP	7 - HP	8 - HM
<b>BRASIL</b>								
1 - SPSS Total								
2 - OR	.53***							
3 - DV	.85***	.44***						
4 - GP	.80***	.38***	.44***					
5 - EMAFLG Total	.32***	.20***	.33***	.20***				
6 - RP	.22***	.20***	.20***	.18***	.39***			
7 - HP	.26***	.29***	.19***	.24***	.49***	.25***		
8 - HM	.32***	.23***	.19***	.19***	.71***	.14***	.38***	
9 - SP	-.18***	-.25***	.13*	-.17***	-.09	-.34***	-.38***	-.50***
<b>PORTUGAL</b>								
1 - SPSS Total								
2 - OR	.79***							
3 - DV	.83***	.51***						
4 - GP	.86**	.71**	.50**					
5 - EMAFLG Total	.39***	.23**	.33***	.38***				
6 - RP	.14	.09	.05	.22**	.57***			
7 - HP	.57***	.58**	.42***	.52***	.58***	.27***		
8 - HM	.44***	.28***	.48***	.30***	.66***	.19*	.51***	
9 - SP	-.40***	-.45***	-.37***	-.25**	-.08	-.04	-.52***	-.58***

Nota Subescalas da SPSS: OR = rejeição aberta; DV = negação de visibilidade; GP = desempenho de gênero. Subescalas da EMAFLG: RP = rejeição da proximidade; HP = homopatologização; HM = heterossexismo moderno; SP = Suporte.

\*  $p < .05$

\*\*  $p < .01$

\*\*\*  $p < .001$

Foram encontradas correlações significativas e na direção esperada entre as subescalas dos dois instrumentos. A subescala Suporte da EMAFLG, que mede apoio aos direitos de gays e lésbicas correlacionou-se negativamente com as três subescalas de preconceito sexual da SPSS. As subescalas que medem visões negativas (Rejeição da Proximidade e Homopatologização) mostraram associações positivas com o preconceito. Estes resultados sugerem que ambos os instrumentos estão convergindo e medindo construtos associados, conforme esperado teoricamente.

## Confiabilidade

A maioria das subescalas apresentou estimativas de confiabilidade adequadas em ambos os países. Os alphas de Cronbach variaram de .58 (marginal) a .92, e a confiabilidade

composta de .71 a .94. Considerando que a confiabilidade composta é um melhor estimador da confiabilidade do construto (Revelle e Condon, 2019), esses resultados indicam que, em geral, os itens de cada subescala demonstram confiabilidade e consistência interna dentro dos parâmetros recomendados pela literatura psicométrica. A Tabela 5 apresenta as médias, desvios-padrão e estimativas de consistência interna para as subescalas e escore total da escala de preconceito sexual nas amostras do Brasil e Portugal.

**Tabela 5**

*Média das subescalas e estimativas de consistência interna da SPSS para Brasil e Portugal*

	Brasil (n = 340)			Portugal (n = 270)		
	M (DP)	$\alpha$	pc	M (DP)	$\alpha$	pc
Rejeição aberta	1.23 (.55)	.92	.94	1.53 (.84)	.92	.94
Negação de visibilidade	2.16 (.87)	.58	.71	2.67 (1.18)	.67	.77
Desempenho de gênero	1.66 (.76)	.81	.85	1.86 (1.00)	.90	.92
SPSS Total	1.63 (.59)	.86	--	1.95 (.85)	.91	--

Os coeficientes  $\alpha$  mostraram índices adequados (acima de .70) nas amostras de ambos os países, indicando boa consistência interna e confiabilidade da SPSS nos dois países. Comparativamente, o grupo português apresentou escores significativamente mais altos em rejeição aberta, negação de visibilidade e no total da SPSS, exceto na subescala de desempenho de gênero, onde as médias foram equivalentes. Estes resultados sugerem atitudes mais preconceituosas em relação a gays e lésbicas na amostra portuguesa em comparação à brasileira, com exceção da avaliação de desempenho de gênero e, em menor grau, na escala total da SPSS.

Em relação à invariância, o modelo de mensuração apresentou bom ajuste aos dados em ambos os grupos quando nenhuma restrição de igualdade entre os parâmetros foi imposta (CFI = .98; RMSEA = .03). Isso suporta a invariância configural, indicando que o modelo fatorial de três subescalas é válido tanto para a amostra do Brasil quanto para a amostra de Portugal. No entanto, ao impor igualdade nas cargas fatoriais entre os grupos, observou-se uma piora considerável no ajuste do modelo (CFI = .86; RMSEA = .10;  $\Delta$ CFI = -.11;  $\Delta$ RMSEA = .06), com índices de modificação sugerindo falta de invariância métrica para vários indicadores, como nos itens 3, 14 e 19. A imposição de igualdade nas cargas fatoriais e interceptos resultou em deterioração adicional do ajuste (CFI = .73; RMSEA = .13;  $\Delta$ CFI = -.24;  $\Delta$ RMSEA = .10), com índices de modificação indicando possível falta de invariância em vários parâmetros entre os grupos.

## Discussão

O presente estudo descreveu o processo inicial de validação transcultural da SPSS, uma medida de preconceito sexual em relação a gays e a lésbicas no esporte, para o português brasileiro e europeu.

A validade fatorial da estrutura trifatorial original da SPSS (Baiocco et al., 2020) foi parcialmente confirmada. A subescala Rejeição Aberta, relacionada a atitudes preconceituosas flagrantes contra gays e lésbicas, apresentou robusta confiabilidade, validade convergente e discriminante nos dois países. Esse achado é consistente com estudos prévios que destacam o preconceito sexual aberto como uma barreira para a inclusão de gays e lésbicas no esporte (Griffin, 1992; Cunningham e Pickett, 2018). A subescala Desempenho de Gênero também demonstrou propriedades psicométricas adequadas em ambos os contextos. Isso corrobora achados de que no esporte persistem estereótipos e expectativas rígidas sobre papéis de gênero e desempenho atlético baseado na orientação sexual (Baiocco et al., 2020). Contudo, a subescala Negação de Visibilidade apresentou problemas psicométricos, especialmente fraca validade discriminante no Brasil, possivelmente por essa dimensão capturar formas mais sutis e implícitas de preconceito (Pettigrew e Meertens, 1995).

Sobre a confiabilidade, a maioria das subescalas apresentaram  $\alpha$  e confiabilidade composta dentro de parâmetros satisfatórios em ambas as amostras, à exceção da subescala Negação de Visibilidade no Brasil, que evidenciou  $\alpha$  limítrofe de .58. Em Portugal, a VME da subescala também foi marginalmente inadequado (.41), embora as demais subescalas tenham demonstrado validade de construto satisfatória nos dois países ( $VME \geq .46$ ). Em geral, esses achados corroboram os valores adequados de consistência interna relatados por Baiocco et al. (2020) para a população italiana.

As correlações entre a SPSS e a EMAFLG evidenciaram validade convergente satisfatória. Os coeficientes mais fortes emergiram entre as subescalas teoricamente similares dos dois instrumentos. Isso sinaliza que a SPSS converge com uma escala já validada para mensurar preconceito sexual contra gays e lésbicas (Gato et al., 2012; Gato et al., 2014). Quanto às diferenças culturais, Portugal apresentou médias significativamente mais altas de preconceito sexual contra gays e lésbicas do que o Brasil na maior parte das dimensões da SPSS. Esse contraste é notável, considerando os recentes avanços legais para a população LGBT em Portugal (Gato et al., 2015), sugerindo que mudanças culturais na aceitação da diversidade sexual podem ocorrer mais lentamente que transformações institucionais e políticas (Jackle e Wenzelburger, 2014).

Embora, os resultados descritivos indiquem que os participantes portugueses reportaram escores significativamente mais elevados do que os brasileiros em todas

as subescalas de preconceito sexual, observou-se maior variabilidade nas respostas. Em conjunto, esses achados sugerem inconsistências predominantes no subescala Negação de Visibilidade, particularmente na amostra brasileira. A falta de precisão e confiabilidade da subescala, capturada pelo alpha de Cronbach e pelo teste de validade convergente, se confirmou também na sua confiabilidade composta reduzida.

No que se refere à invariância métrica e escalar da SPSS, apenas a invariância configural foi estabelecida, indicando que o modelo fatorial de três subescalas é válido nos dois países. A inconsistência da estrutura fatorial no presente estudo pode refletir variações culturais nos padrões de preconceito sexual contra gays e lésbicas entre os países. Conforme discutido por [Herek \(2004\)](#), as atitudes em relação à orientação sexual são contextualmente dependentes, podendo assumir contornos distintos em diferentes culturas.

Os achados do presente estudo ratificam pesquisas prévias que apontam para uma associação entre preconceito sexual e visões negativas sobre gays e lésbicas ([Greenspan et al., 2019](#)). Desse modo, expectativas estereotipadas sobre comportamentos de gênero associam-se ao endosso da heterossexualidade como único padrão válido de orientação sexual e identidade de gênero. Conforme [Marivoet \(2014\)](#), diferentes formas de preconceito contra gays e lésbicas se articulam entre si, o que traz implicações para a perpetuação de sistemas que mantêm a marginalização de indivíduos não-heterossexuais nos âmbitos social e institucional, incluindo a educação superior e o esporte. Logo, abordagens interseccionais e multinível são necessárias para dismantelar atitudes discriminatórias baseadas em orientação sexual e identidade de gênero de maneira efetiva.

## Conclusão

Este estudo fornece evidências iniciais para a validade e confiabilidade da versão brasileira e portuguesa da Escala de Preconceito Sexual no Esporte (SPSS) em amostras de estudantes universitários atletas. A estrutura trifatorial original foi parcialmente confirmada, com as subescalas de Rejeição Aberta e Desempenho de Gênero demonstrando propriedades psicométricas satisfatórias em ambos os países. Estas dimensões podem ser utilizadas para avaliar, respectivamente, atitudes preconceituosas flagrantes e estereótipos de gênero em relação a gays e a lésbicas no contexto esportivo. A subescala de Negação de Visibilidade, entretanto, apresentou limitações psicométricas que requerem investigação adicional.

A correlação positiva entre a SPSS e a EMAFLG corrobora a validade convergente do instrumento. Contudo, a falta de invariância total entre as amostras brasileira e portuguesa sugere a necessidade de considerar possíveis variações culturais na manifestação do preconceito sexual contra gays e lésbicas no esporte.

As limitações deste estudo, como o uso de uma amostra de conveniência predominantemente jovem e universitária, apontam para a importância de pesquisas futuras com amostras mais diversificadas e representativas de atletas competitivos. Recomenda-se a realização de estudos adicionais para refinar a estrutura fatorial da SPSS, especialmente a subescala de Negação de Visibilidade, e para explorar sua aplicabilidade em diferentes contextos culturais e esportivos.

Apesar das limitações, a SPSS validada pode ser utilizada como uma ferramenta de avaliação em programas de formação de professores e treinadores, auxiliando no desenvolvimento de competências para criar ambientes esportivos mais inclusivos. Além disso, em contextos de educação não formal, como clubes esportivos e organizações juvenis, a escala pode ser empregada para avaliar o clima de inclusão e desenvolver intervenções específicas.

## Referências

- ACONTECE Arte e Política LGBTI+; Associação Nacional de Travestis e Transexuais; & Associação Brasileira de Lésbicas, Gays, Bissexuais, Travestis, Transexuais e Intersexos (2022). *Mortes e violências contra LGBTI+ no Brasil: Dossiê 2021*. Acontece, ANTRA, ABGLT. Disponível em: <https://observatoriomorteseviolenciaslgbtibrasil.org/dossie/mortes-lgbt-2021/>
- ANDERSON, Eric. (2011). Updating the outcome: Gay athletes, straight teams, and coming out in educationally based sport teams. *Gender & Society*, 25(2), 250-268. <https://doi.org/10.1177/0891243210396872>
- ANDERSON, Eric; & McCORMACK, Mark. (2018). Inclusive masculinity theory: Overview, reflection and refinement. *Journal of Gender Studies*, 27(5), 547-561. <https://doi.org/10.1080/09589236.2016.1245605>
- BAIOCCO, Roberto.; PISTELLA, Jessica; SALVATI, Marco; IOVERNO, Salvatore; & LUCIDI, Fabio. (2020). Sexual prejudice in sport scale: A new measure. *Journal of Homosexuality*, 67(4), 489-512. <https://doi.org/10.1080/00918369.2018.1547560>
- BYRNE, Barbara M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications and programming*. Lawrence Erlbaum Associates. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- BORSA, Juliane C.; DAMÁSIO, Bruno F.; & BANDEIRA, Denise R. (2012). Adaptação e validação de instrumentos psicológicos entre culturas: algumas considerações. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <https://doi.org/10.1590/S0103-863X2012000300014>
- CARRERA-FERNÁNDEZ, María V.; ALMEIDA, Ana; CID-FERNÁNDEZ, Xosé M.; GONZÁLEZ-FERNÁNDEZ, Antonio; LAMEIRAS-FERNÁNDEZ, María; & RODRÍGUEZ-CASTRO, Yolanda. (2017). Actitudes hacia la homosexualidad en adolescentes gallegos/as: aportaciones de la Pedagogía Queer. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, (08), 30-34. <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.0.08.2337>



- CUNNINGHAM, George B.; & PICKETT, Andrew C. (2018). Trans prejudice in sport: Differences from LGB prejudice, the influence of gender, and changes over time. *Sex Roles*, 78(3-4), 220-227. <https://doi.org/10.1007/s11199-017-0791-6>
- DAMÁSIO, Bruno 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>
- FORNELL, Claes; & LARCKER, David F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- GATO, Jorge; FONTAINE, Anne Marie; & CARNEIRO, Nuno S. (2012). Escala multidimensional de atitudes face a lésbicas e a gays: construção e validação preliminar. *Paidéia*, 22(51), 11-20. <https://doi.org/10.1590/S0103-863X2012000100003>
- GATO, Jorge; FONTAINE, Anne Marie; & LEME, Vanessa B. R. (2014). Validação e Adaptação Transcultural da Escala Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e a Gays. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 27(2), 257-271. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201427206>
- GATO, Jorge; FONTAINE, Anne Marie; LEME, Vanessa B. R.; & LEME, Alessandro A. (2015). Homofobia transatlântica: preconceito contra lésbicas e gays em Portugal e no Brasil. *Temas em Psicologia*, 23(3), 701-713. [https://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_abstract&pid=S1413-389X2015000300014](https://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1413-389X2015000300014)
- GREENSPAN, Scott B.; GRIFFITH, Catherine; HAYES, Cassidy R.; & MURTAGH, Erin F. (2019a). LGBTQ + and ally youths' school athletics perspectives: A mixed-method analysis. *Journal of LGBT Youth*, 16(4), 403-434. <https://doi.org/10.1080/19361653.2019.1595988>
- GREENSPAN, Scott B.; GRIFFITH, Catherine; & WATSON, Ryan J. (2019b). LGBTQ+Youth's Experiences and Engagement in Physical Activity: A Comprehensive Content Analysis. *Adolescent Research Review*, 4, 169-185. <https://doi.org/10.1007/s40894-019-00110-4>
- GRIFFIN, Pat. (1992). Changing the game: Homophobia, sexism, and lesbians in sport. *Quest*, 44(2), 251-265. <https://doi.org/10.1080/00336297.1992.10484053>
- HAIR, Joseph F.; RISHER, Jeffrey J.; SARSTEDT, Marko; & RINGLE, Christian M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- HEREK, Gregory M. (2004). Beyond "homophobia": Thinking about sexual prejudice and stigma in the twenty-first century. *Sexuality Research and Social Policy*, 1(2), 6-24. <https://doi.org/10.1525/srsp.2004.1.2.6>
- HEREK, Gregory M. (1988). Heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men: Correlates and gender differences. *Journal of Sex Research*, 25(4), 451-477. <https://doi.org/10.1080/00224498809551476>
- HEREK, Gregory M. ; & McLEMORE, Kevin A. (2013). Sexual prejudice. *Annual Review of Psychology*, 64, 309-333. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143826>

- HOOPER, Daire; COUGHLAN, Joseph; & MULLEN, Michael. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- HU, Li-Tze; & BENTLER, Peter M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- JACKLE, Sebastian; & WENZELBURGER, Georg. (2014). Religion, religiosity, and the attitudes towards homosexuality: A multilevel analysis of 79 countries. *Journal of Homosexuality*, 62(2), 207-241. <https://doi.org/10.1080/00918369.2014.969071>
- KAISER, Henry F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- KULICK, Alex; WERNICK, Laura J.; ESPINOZA, Mario A. V.; NEWMAN, Tarkingthon J.; & DESSEL, Adrienne B. (2019). Three strikes and you're out: Culture, facilities, and participation among LGBTQ youth in sports. *Sport, Education and Society*, 24(9), 939-953. <https://doi.org/10.1080/13573322.2018.1532406>
- LI, Cheng-Hsien. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- MCCORMACK, Mark; & ANDERSON, Eric (2014). The influence of declining homophobia on men's gender in the United States: An argument for the study of homophobia. *Sex Roles*, 71(3-4), 109-120. <https://doi.org/10.1007/s11199-014-0358-8>
- MARIVOET, Salomé. (2014). Challenge of sport towards social inclusion and awareness-raising against any discrimination. *Physical Culture and Sport. Studies and Research*, 63(1), 3-11. <https://doi.org/10.2478/pcssr-2014-0017>
- MARÔCO, João. (2010). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- MENZEL, Tobias; BRAUMULLER, Birgit; & HARTMANN-TEWS, Ilse. (2019). *The relevance of sexual orientation and gender identity in sport in Europe. Findings from the Outsport Survey*. German Sport University Cologne, Institute of Sociology and Gender Studies. <https://fis.dshs-koeln.de/en/publications/the-relevance-of-sexual-orientation-and-gender-identity-in-sport->
- NORMAN, Leanne. (2013). The concepts underpinning everyday gendered homophobia based upon the experiences of lesbian coaches. *Sport in Society*, 16(10), 1326-1345. <https://doi.org/10.1080/17430437.2013.821255>
- PETTIGREW, Thomas. F.; & MEERTENS, Roel W. (1995). Subtle and blatant prejudice in western Europe. *European Journal of Social Psychology*, 25(1), 57-75. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2420250106>
- PIEDRA, Joaquín. (2016). Attitude scale towards sexual diversity in sport: Development and preliminary validation. *Revista de Psicología del Deporte*, 25(2), 299-307. <https://archives.rpd-online.com/article/view/v25-n2-piedra.html>

PIEDRA, Joaquín; GARCÍA-PÉREZ, Rafael; & CHANNON, Alexander G. (2017). Between homophobia and inclusivity: Tolerance towards sexual diversity in sport. *Sexuality & Culture*, 21(4), 1018-1039. <https://doi.org/10.1007/s12119-017-9434-x>

PISTELLA, Jessica; ROSATI, Fausta; IOVERNO, Salvatore; GIRELLI, Laura; LAGHI, Fiorenzo; LUCIDI, Fabio; & BAIOTTO, Roberto. (2020). Coming out in family and sports-related contexts among young Italian gay and lesbian athletes: The mediation effect of the “don’t ask, don’t tell” attitude. *Journal of Child and Family Studies*, 29(1), 208-216. <https://doi.org/10.1007/s10826-019-01551-0>

REVELLE, William; & CONDON, David M. (2019). Reliability from  $\alpha$  to  $\omega$ : A tutorial. *Psychological Assessment*, 31(12), 1395-1411. <https://doi.org/10.1037/pas0000754>

RODRIGUES, Mariana O. (2020). *Terceiro género: Possibilidade de reconhecimento legal em Portugal*. Lisboa: Lisbon International Press.

SCHERMELLEH-ENGEL, Karin; MOOSBRUGGER, Helfried; & MÜLLER, Hans. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74. <https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>

## Apêndice

### ESCALA DE PRECONCEITO SEXUAL NO ESPORTE

Vamos fazer uma série de perguntas sobre suas atitudes em relação a atletas ou treinadores lésbicas e gays (LG). Não há respostas certas ou erradas, apenas opiniões. Por favor, indique o quanto você concorda com cada uma das seguintes afirmações usando a escala abaixo:

1	2	3	4	5	6	7
Discordo totalmente	Discordo	Discordo parcialmente	Não concordo nem discordo	Concordo parcialmente	Concordo	Concordo totalmente

1. Acredito que atletas LG não deveriam declarar abertamente sua orientação sexual, mesmo se quiserem
2. Pessoas LG não deveriam ser permitidas como treinadores
3. Mulheres lésbicas têm mais probabilidade de se tornarem líderes do que mulheres heterossexuais
4. Aqueles que apoiam atletas LG deveriam ser isolados
5. Homens gays têm menos probabilidade de se tornarem líderes do que homens heterossexuais



6. A orientação sexual de atletas LG é um assunto privado que não deveria ser discutido
7. Acredito que a presença de atletas LG pode afetar negativamente a imagem dos clubes esportivos
8. Homens gays são menos competitivos do que homens heterossexuais
9. Eu me sentiria desconfortável em praticar esportes com um homem gay/uma mulher lésbica Eu me sentiria desconfortável se atletas LG falassem abertamente sobre sua orientação sexual
10. Mulheres lésbicas são menos adequadas para esportes como patinação, que são mais adequados para garotas
11. Atletas LG deveriam ser tratados como pessoas de segunda classe
12. Homens gays não são tão bons em esportes quanto homens heterossexuais
13. Atletas LG entenderam que é melhor esconder sua orientação sexual
14. Mulheres lésbicas são mais habilidosas em esportes do que mulheres heterossexuais
15. Atletas LG que revelam sua orientação sexual deveriam ser expulsos dos clubes esportivos
16. Homens gays não poderiam ser fortes em um esporte de combate
17. Atletas LG deveriam ser tratados negativamente por causa de sua orientação sexual
18. [Nos meus clubes esportivos] pode haver atletas LG, mas eu não preciso saber quem são

*Nota:* Os itens são randomizados. As pontuações das subescalas são calculadas pela média das avaliações dos itens da subescala: OR (2, 4, 7, 9, 12, 16, 18), DV (1, 6, 10, 14, 19), GP (3, 5, 8, 11, 13, 15, 17).

Data de receção: 20 de Julho de 2024

Data de revisão: 28 de Outubro de 2024

Data de aceitação: 04 de Novembro de 2024

Data de publicação: 15 de Dezembro de 2024

