

“SEXISMO AMBIVALENTE, VALORES MÉTRICOS E DIFERENÇAS ENTRE PESSOAS PORTUGUESES E BRASILEIROS”

“AMBIVALENT SEXISM, METRIC VALUES AND DIFFERENCES BETWEEN PORTUGUESE AND BRAZILIANS PEOPLES”

“SEXISMO AMBIVALENTE, LOS VALORES MÉTRICOS Y DIFERENCIAS ENTRE PORTUGUESES Y BRASILEÑOS PERSONAS”

Investigador Titular: Nilton S. Formiga¹

Universidade Potiguar/Laureate International Universities Natal, RN, Brasil

Investigadores Auxiliares: Gabriela Goncalves²; Joana Santos³; Alexandra Gomes⁴

[1]Universidade Potiguar/Laureate International Universities, Natal, RN, Brasil;

[2]Universidade Do Algarve – Faro, Portugal

CDID “Centro de Documentación, Investigación y Difusión de Psicología Científica”¹
Universidad Católica “Ntra. Sra. De la Asunción”

207

Recibido: 23 de Julio de 2018

Aceptado: 30 de Octubre de 2018

Resumen

El sexismo es comprendido como un conjunto de estereotipos acerca de la evaluación cognitiva, afectiva y actitudinal referente al papel apropiado en la sociedad de los individuos de acuerdo con su sexo. Ese constructo ha sido utilizado en distintos países, buscando evaluar los prejuicios en relación a las mujeres en la forma directa (hostil) e indirecta (benevolente); mas, estudios recientes revelan que la organización factorial podría ser evaluada como factor de segundo orden para el sexismo benevolente.

¹ NOTA DO AUTOR: Doutor em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba. Atualmente é professor da Pós-graduação em Administração e Psicologia Organizacional (nível doutorado e mestrado) na Universidade Potiguar, Natal-RN, Brasil. Endereço para correspondência: Rua Francisco Brandão, 973. Bairro de Manaíra. CEP.: 58038-520. João Pessoa - PB. Brasil. E-mail: nsformiga@yahoo.com.

²PhD, Professora Auxiliar na Universidade do Algarve, Research Centre for Spatial and Organizational Dynamics. E-mail: ggoncalves@ualg.pt

³PhD, Professora Auxiliar na Universidade do Algarve, Research Centre for Spatial and Organizational Dynamics. E-mail: icsantos@ualg.pt.

⁴PhD, Professora Auxiliar na Universidade do Algarve, Research Centre for Spatial and Organizational Dynamics. E-mail: asgomes@ualg.pt.

† Este artigo é financiado por Fundos Nacionais através da FCT - Fundação para a Ciência e a Tecnologia no âmbito do projeto UID/SOC/04020/2013.

¹Correspondencia remitir a: revistacientificaeureka@gmail.com, o norma@tigo.com.py “Centro de Documentación, Investigación y Difusión de Psicología Científica”, FFCH-Universidad Católica de Asunción-Paraguay.

El presente estudio tiene por objetivo verificar una nueva organización factorial de este constructo, así como comparar las muestras de países diferentes. 1015 sujetos, hombres y mujeres de 17 a 81 años, de dos países (Brasil y Portugal) respondieron al *Inventario de Sexismo Ambivalente* (ISA) y datos sociodemográficos. Se observaron resultados con indicadores psicométricos aceptables, garantizando la confianza del instrumento en ambos países, de la organización factorial jerárquica para el sexismo ambivalente; se observó también que hombres portugueses son más sexistas (puntaje total) y sexistas hostiles que los brasileños, y que los portugueses más jóvenes son sexistas benevolentes cuando son comparados con los puntajes brasileños.

Palabras clave: Sexismo ambivalente, Transcultural, Escala.

Abstract

Sexism is understood as a set of cognitive, affective and attitudinal stereotypes evaluation about the appropriate role in society directed towards individuals according to sex. This construct has been used in different countries seeking to evaluate the prejudice against women in both direct (hostile) and indirect (benevolent) forms; However, recent studies have revealed that the factorial organization may be an evaluation as a second-order factor for benevolent sexism. The purpose of this study is to verify a new factorial organization of this construct, as well as, compare them samples from different countries. 1015 individuals, men and women, between 17 and 81 years old, from two countries (Brazil and Portugal) answered the *Inventory of Ambivalent Sexism* (IAS) and sociodemographic data. Results with acceptable psychometric indicators were observed, guaranteeing the instrument's trust in the two countries of the hierarchical factorial organization for ambivalent sexism; It was also observed that Portuguese men are more sexist (total score) and hostile sexists than Brazilians, and that the younger Portuguese are benevolent sexists when compared with Brazilian scores.

Keywords: Ambivalent Sexism, Cross-cultural, Measure; Scale.

Resumo

O sexismo é compreendido como um conjunto de estereótipos sobre a avaliação cognitiva, afetiva e atitudinal acerca do papel apropriado na sociedade dirigida aos indivíduos de acordo com o sexo. Este construto tem sido utilizado em distintos países buscando avaliar o preconceito em relação as mulheres na forma direta (hostil) e indireta (benévola); porém, estudos recentes tem revelado que a organização fatorial poderá ser avalidade como fator de segunda ordem para o sexismo benévolo. O pretende estudo tem como objetivo verificar um nova organização fatorial deste contruto, bem como, compara-las amostras de distintos países. 1015 sujeitos, homens e mulheres, de 17 a 81 anos, de dois países (Brasil e Portugal) responderam o *Inventário de Sexismo Ambivalente* (ISA) e dados sociodemograficos.

Observaram-se resultados com indicadores psicométricos aceitáveis, garantindo a confiança do instrumento nos dois países da organização fatorial hierárquica para o sexismo ambivalente; observou-se também, que os homens portugueses são mais sexistas (pontuação total) e sexistas hostis do que brasileiros e que os portugueses mais novos são sexistas benévolos quando comparados com os escores brasileiros.

Palavras-chave: Sexismo ambivalente, Transcultural, Medida, Escala.

Introdução

A questão social ou científica sobre a discriminação em relação à mulher permite inúmeras especulações em vários espaços do conhecimento humano e geopolítico (Aguilar, 1997; Nader, 2001; Hunner, 2003; Nader, 2007); causas e consequências que são elencadas como justificativa deste fenômeno, somente poderão ser conhecidas em sua verdadeira extensão, quando, diretamente, os agentes que fomentam o fenômeno do preconceito - as atitudes de homens e mulheres da sociedade civil - foram mensuradas e avaliadas o *continuum* deste problema psicossociológico nas relações interpessoais.

Apesar do avanço tecnológico, profissional, educacional, político e social acompanhado na contemporaneidade, ao comparar as realidades frente a mulher nos séculos anteriores (por exemplo, apenas para localizar uma temporalidade - do século VIII ao XX), observa-se, atualmente, a possibilidade de controle social e interpessoal, sobre qualquer manifestação discriminatória em relação a mulher (Silva, 2010; Lasch, 1999).

O fato é que esse fenômeno não desapareceu, em sua intensidade, quanto que se afirma socialmente a sua diminuição, apenas surgiram novas formas de manifestação discriminatórias, as quais, tornaram-se sutis, disfarçadas, mascaradas (Pettigrew & Meertens, 1995; Swim, Aikin, Hall & Hunter, 1995; Tougas, Brown, Beaton & Joly, 1995); condição essa, que revela a existência do preconceito (em suas atitudes e comportamentos diretos frente a mulher) tem sua maior parte encoberta, justamente, por que tais sutilezas do comportamento social sexistas, parece que é permitido ver, somente parte desse processo discriminatório (Camino, Silva, Machado, & Pereira, 2001; Munanga, 2002; Lima & Vala, 2004).

Devido a esta situação é que tem se exigido o desenvolvimento de instrumentos e mecanismos interventivos especializados, para que se possa ter em conta a extensão e seu possível risco relacionado à natureza do preconceito em relação as mulheres (Formiga, 2015).

Essas novas formas do preconceito podem salientar uma percepção social na dinâmica interpessoal de que o preconceito frente a mulheres “não ocorre na sociedade” devido à expressiva cordialidade e aos atributos de feminilidade tão salientes na dinâmica social que se têm com elas e que tal fenômeno ocorreria em *nichos* sociais (por exemplo, o trabalho, religião, etc.). O fato é que esses atributos estereotipam as mulheres como uma categoria que tem uma ‘satisfação’ do espaço social ocupado e que elas são sensíveis, maternas, emotivas, etc. (Formiga & Camino, 2001). Condição que permite o reforço da predominância de que o macho ainda é tem o ‘poder’ que teve no passado, principalmente, em relação das concepções atribuídas aos homens quanto serem não apenas diferentes, mas, que seriam maiores em suas capacidades quando comparados com as mulheres (Archier, 1996).

Sendo assim, segundo Formiga, Gouveia e Santos (2002), as opiniões, atitudes e pensamentos sobre o papel da mulher em diferentes facetas da sociedade são cruciais no momento de compreender formas e conteúdos de um problema ainda muito antigo sobre o preconceito. Faz-se necessário, a contínua exploração de um instrumento que avalia o preconceito em relação às mulheres, este é denominado de sexismo. De acordo com Glick e Fiske (1996), esse fenômeno discriminatório tem se apresentado sob novas formas modernas, as quais esses autores consideram-na em sua dinâmica social uma forma ambivalente.

Objetivamente, o sexismo ambivalente é compreendido como um conjunto de estereótipos sobre a avaliação cognitiva, afetiva e atitudinal acerca do papel apropriado na sociedade dirigida aos indivíduos de acordo com o sexo. As formas de sexismo são ambivalentes, simplesmente, porque são indiretas, mas, por gerar no sujeito preconceituoso emoções negativas e positivas, as quais tem dupla valência afetivas, principalmente, quando se considera sua prática e expressão discriminatória tradicional, as quais se apresentam como:

- sexismo hostil é uma expressão flagrante, aberta e explícita do preconceito em relação às mulheres. Este tem sido extensamente tratado (Glick & Fiske, 1996; 2001), porém não permite compreender totalmente a direção que toma o sexismo na sociedade atual.

Esta forma de sexismo, justificado a luz da busca de igualdade em direitos e deveres entre os gêneros (Siano, 2000), evidencia crenças e práticas típicas de pessoas que consideram as mulheres inferiores aos homens, refletindo antipatia e intolerância em relação ao seu papel como figura de poder e decisão;

- sexismo benévolo se constitui a partir das concessões e tratamentos diferenciados entre homens e mulheres, referindo-se a uma atitude positiva, aparentemente não preconceituosa em relação à mulher, porém descrevendo-a como pessoa frágil, necessitando de atenção, proteção e provisão por parte dos homens (Pettigrew & Meertens, 1995).

No Brasil, o inventário de sexismo ambivalente, desenvolvido por Glick e Fiske (1996), foi adaptado por Formiga, Gouveia e Santos (2002) em uma amostra de jovens universitários paraibanos; a partir de uma análise fatorial exploratória, os índices de consistência interna e relação itens-fator foram semelhantes aos encontrados por Glick e Fiske (1996). No mesmo país, Ferreira (2004) desenvolveu um trabalho semelhante, verificando, a partir de uma análise exploratória, a bi-dimensionalidade do construto do sexismo ambivalente, obtendo consistência interna aceitável. Em direção convergente, Formiga (2005) comprovou que, tanto a relação itens-fator quanto os índices de consistência interna, foram muitos próximos aos resultados previamente observados por outros autores que utilizaram este inventário.

A organização bi-fatorial, ficou muito clara, quando no estudo de Formiga (2011), com quatro amostras brasileiras, de homens e mulheres, entre 16 e 60 anos, novamente, foi confirmada a manutenção dos indicadores psicométricos corroborando a existência dos dois fatores de sexismo, nas amostras administradas. Seguindo a orientação teórica e metodológica enfatizada pelos autores supracitados, Formiga (2015), replica o estudo com 620 sujeitos brasileiros (nas cidades de Palmas-TO e João Pessoa-PB), homens e mulheres, entre 16 e 47 anos; realizada também, a análise fatorial confirmatória, observou resultados semelhantes aos já encontrados pelos autores supracitados.

Apesar dos resultados sobre o organização bifatorial do inventário de sexismo ambivalente ser consistente, um estudo desenvolvido por Formiga (2015) com brasileiros, bem como, o estudo de Vaamonde e Omar (2012) com argentinos e de Costa, Oliveira, Pereira e Leal (2015) com estudantes universitários portugueses, salientam a possibilidade de avaliar o sexismo ambivalente, organizando-se em um fator de segunda ordem para o sexismo benévolo; tal condição, considerou-se a formação da medida do sexismo a partir de uma direção teórica e de conteúdo conceitual para as dimensões estabelecidas por Glick e Fiske (1996), estas dimensões, sugerem uma relação de três subcomponentes, formadores do sexismo benévolo (por exemplo, paternalismo, heterossexualidade e diferença de gênero), condição o observado pelos autores supracitados em distintas amostras, as quais, teoricamente, estabelecidos por Glick e Fiske (1996).

Com nas reflexões expostas acima, este presente estudo tem como objetivo verificar, de uma perspectiva axiomática sobre a organização fatorial de segunda ordem do inventário de sexismo ambivalente; utilizou-se para isso, o calculo de modelagem de equação estrutural visando verificar se essa organização fatorial se mantém próxima aos achados de Formiga (2015), Vaamonde e Omar (2012) e Costa, Oliveira, Pereira e Leal (2015), hipotetizando com isso, um modelo hierárquico contemplando o fator do sexismo hostil e benévolo, com este último, organizado nos subcomponentes paternalismo, heterossexualidade e diferença de gênero em diferentes amostras em Portugal e no Brasil.

O interesse neste tipo de estudo originou-se, por que, em consultados nos sites de busca da produção científica sobre o tema, não foi encontrado estudo transculturais que verificasse essa hipótese.

Método

Amostra

Participaram do estudo, 1015 sujeitos em distintos países (a amostra do Brasil contou com 505 respondentes e a amostra de Portugal com 510 respondentes), homens (31% em Portugal e 25% no Brasil) e mulheres (69% em Portugal e 75% no Brasil) com idades compreendidas entre 17 e 81 anos ($M = 33,29$; $DP = 12,95$). Os sujeitos foram distribuídos nos níveis escolares médio, superior, da rede privada e pública de educação em ambos os países; em Portugal, a maioria foi da zona Alentejo/Algarve (50.9%), 17.1% das Beiras/Estremadura/Ribatejo, e os restantes participantes distribuídos pelas outras 4 regiões (Minho/Douro/Trás-os-Montes; Porto; Lisboa; Açores/Madeira). Em relação à profissão, a maioria dos participantes são técnicos superiores (23.3%), funcionários de serviços (19.5%), comerciais (15.9%) e estudantes (31.0%); no Brasil, a amostra foi coletada com sujeitos escolares do nível médio, (32%) superior (43%) e da população geral (25%). Essa amostra foi intencional, pois, o propósito era garantir a validade interna dos resultados da pesquisa.

Instrumento

Os sujeitos responderam aos seguintes questionários:

O *Inventário de Sexismo Ambivalente* (ISA) desenvolvido por Glick e Fiske (1996): trata-se de um instrumento constituído por 22 itens em que o indivíduo tem de assinalar apenas uma opção numa escala de tipo *Likert* de 1-5 (1- discordo totalmente, 2- discordo, 3- nem discordo, nem concordo, 4- concordo, e 5- concordo totalmente). Este inventário tem como objetivo avaliar ideias sexistas, quer de um ponto de vista benévolo, quer de um ponto de vista hostil.

Relativamente à fidedignidade do ISA, Glick e Fiske (1996) obtiveram valores de coeficientes de consistência interna aceitáveis nos estudos com amostras de outros países (por exemplo, EUA, Chile, México, Coreia, Alemanha, Brasil, etc.) garantindo a sua estrutura bifatorial em relação às atitudes sexistas hostis e benevolentes. A escala final ficou reduzida a 22 itens distribuídos em dois fatores: O fator 1 (itens: 2, 4, 5, 7, 10, 11, 14, 15, 16, 18 e 21) reflete o sexismo hostil (por exemplo, *As mulheres feministas estão fazendo exigências completamente sem sentido aos homens; A maioria das mulheres não apreciam completamente tudo o que os homens fazem por elas*), uma vez que demonstra um preconceito mais evidente face ao gênero feminino e o fator 2 (itens: 1, 3, 6, 8, 9, 12, 13, 17, 19, 20 e 22) diz respeito ao sexismo benévolo (por exemplo, *As mulheres devem ser queridas e protegidas pelos homens; Muitas mulheres se caracterizam por uma pureza que poucos homens possuem*), na medida em que demonstra uma forma sutil de diferenciação das mulheres.

Para a amostra Portuguesa foi usada a versão adaptada por Gonçalves, Orgambídez-Ramos, Giger, Santos e Gomes (2015), o qual seguiu direção semelhante a elaborada por Glick e Fiske (1996). Os resultados de consistência interna das escalas de sexismo hostil e benevolente foram ambos de 0.83 e 0.80, respectivamente, sendo estes resultados muito próximos daqueles apresentados no estudo original de Glick e Fiske (1996); entre 0.92 e 0.89 para o sexismo hostil, entre 0.85 e 0.83 para o sexismo benévolo, e coerentes com os observados no estudo de Gonçalves, *et al.* (2008), 0.87 para o sexismo hostil e 0.83 para o sexismo benevolente. No Brasil, os resultados apresentaram indicadores semelhantes aos observados pelos autores supracitados (Formiga, Gouveia & Santos, 2002; Formiga, 2005).

Além do ISA, responderam também alguns dados sociodemográficos, por exemplo: idade, sexo, renda econômica.

Procedimentos

Todos os procedimentos adotados nesta pesquisa seguiram as orientações previstas na Resolução 196/96 do CNS e na Resolução 016/2000 do Conselho Federal de Psicologia (CNS, 1996; ANPEPP, 2000).

O instrumento da pesquisa foi administrado aos sujeitos do ensino médio e superior em distintas instituições públicas e particulares, em contexto de sala de aula; no Brasil, na cidade de João Pessoa-PB e em Portugal, a coleta ocorreu durante quatro meses no Alentejo/Algarve, das Beiras/Estremadura/Ribatejo, nas regiões (Minho/Douro/Trás-os-Montes; Porto; Lisboa; Açores/Madeira).

A eles era solicitado a participação no estudo, o qual, pretendia avaliar a percepção das pessoas relativamente às relações mantidas por diferentes grupos sociais em relação ao gênero.

As pessoas que mostraram interesse e que deram o seu consentimento em participar neste estudo foram esclarecidas de que não havia respostas certas ou erradas, e que respondessem de acordo com o que pensavam; foi assegurado o anonimato das suas respostas, e que as mesmas seriam tratadas em seu conjunto. Desta forma, contando com as instruções necessárias para que o questionário pudesse ser respondido, os pesquisadores, em seus respectivos países, estiveram presentes durante toda a aplicação para o esclarecimento das dúvidas que surgissem. Um tempo médio de 30 minutos foi suficiente para concluir essa atividade.

Nos estudos anteriores, utilizou-se o pacote estatístico SPSSWIN, em sua versão 21.0, para tabular os dados e realizar as análises estatísticas descritivas e os cálculos referentes ao Alfa de Cronbach (α).

Apesar da garantia na relação item-fator, na análise exploratória e as correlações internas entre fatores de cada escala encontrada nos estudos Glick e Fiske (1996), Formiga *et al.* (2002), Ferreira (2004) e Formiga (2005), tais cálculos se baseiam apenas nos dados obtidos, desconsiderando um modelo teórico fixado, capaz de orientar a extração das dimensões latentes, justamente, porque nas análises exploratórias não é possível apresentar qualquer indicação sobre a bondade de ajuste do modelo.

As técnicas de análise de modelagem estrutural têm a vantagem de levar em conta a teoria para definir os itens pertencentes a cada fator, bem como, apresenta indicadores de bondade de ajuste que permitem decidir objetivamente sobre a validade de construto da medida analisada.

Com isso, efetuou-se uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC), gerando Modelo de Equação Estrutural (MEE) a partir do AMOS GRAFICS (versão 21.0) para comprovar, com maior robustez, a estrutura do inventário de sexismo ambivalente em brasileiros.

Para realização da análise fatorial confirmatória, pretendeu-se verificar a adequação do modelo quanto a três propostas fatoriais: a unifatorialidade, bidimensionalidade e a organização com base na distribuição fatorial de segunda ordem. Considerou-se como entrada a matriz de covariâncias, tendo sido adotado o estimador ML (*Maximum Likelihood*).

Este tipo de análise estatística é mais criterioso e rigoroso do que a análise fatorial dos Principais Componentes (PC) utilizado nos estudos supracitados; isto permite verificar diretamente uma estrutura fatorial teórica, como a proposta observada pelos autores que adaptaram o mesmo inventário em outros países.

Esta análise apresenta alguns índices que permitem avaliar a qualidade de ajuste do modelo proposto (Byrne, 1989; Joreskog & Sörbom, 1989; Van de Vijver & Leung, 1997; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005), por exemplo:

- χ^2 (qui-quadrado) testa a probabilidade do modelo teórico se ajustar aos dados; quanto maior este valor, pior o ajustamento. Este tem sido pouco empregado na literatura, sendo mais comum considerar sua razão em relação ao grau de liberdade ($\chi^2/g.l.$). Neste caso, valores até 3 indicam um ajustamento adequado.

- Raiz Quadrada Média Residual Saturado (RMR_{st}), que indica o ajustamento do modelo teórico aos dados, na medida em que a diferença entre os dois se aproxima de zero;

- Goodness-of-Fit Index (GFI) e o Adjusted Goodness-of-Fit Index (AGFI) são análogos ao R² em regressão múltipla. Portanto, indicam a proporção de variância-covariância nos dados explicada pelo modelo. Estes variam de 0 a 1, com valores na casa dos 0,80 e 0,90, ou superior, indicando um ajustamento satisfatório.

- *Comparative Fit Index* (CFI) compara, de forma geral, o modelo estimado e o modelo nulo, considerando valores mais próximos de um como indicadores de ajustamento satisfatório.

- *Tucker-Lewis Index* (TLI), apresenta uma medida de parcimônia entre os índices do modelo proposto e do modelo nulo. Varia de zero a um, com índice aceitável acima de 0,90.

- Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA), com seu intervalo de confiança de 90% (IC90%), é considerado um indicador de “maldade” de ajuste, isto é, valores altos indicam um modelo não ajustado. Assume-se como ideal que o RMSEA se situe entre 0,05 e 0,08, aceitando-se valores de até 0,10.

•Expected Cross-Validation Index (ECVI) e o Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) são indicadores geralmente empregados para avaliar a adequação de um modelo determinado em relação a outro. Valores baixos do ECVI e CAIC expressam o modelo com melhor ajuste.

•Akaike's Information Criteria (AIC) é um critério que utiliza a parcimônia na avaliação do modelo, levando em conta o número de parâmetros estimados. É usado quando são comparados dois ou mais modelos. O modelo que apresenta melhor ajuste é o que possuiu menor AIC. Browne-Cudeck Criterion (BCC) é um critério que funciona da mesma maneira que o AIC e o CAIC com a diferença que impõe grandes penalidades para a complexidade do modelo. Bayes Information Criterion (BIC) mostra-se de forma mais consistente, uma vez que cada ajuste realizado nos componentes explicativos é gerado com base no ajuste adequado dos dados, penalizando severamente modelos com muitos parâmetros. Além desses cálculos, realizaram-se, também, tanto o cálculo de confiabilidade composta (CC) quanto da variância média extraída (VME); no primeiro indicador exige-se que o nível do score seja acima de 0,70, enquanto no segundo indicador é preciso um nível acima de 0,50. Bem como, uma análise do teste *t* de *Student*.

Resultados

A fim de atender os objetivos do presente estudo, tomou-se como base de orientação teórico-empírica comparativa o modelo original de Glick e Fiske (1996), tanto em relação a proposta conceitual quanto de organização fatorial; especificamente, o modelo bifatorial avalia as dimensões do sexismo hostil e benévolo, porém, teoricamente, de acordo com o autor supracitado, o sexismo benévolo ser organiza sob as concepções do paternalismo, diferença de gênero e heterossexualidade, condição essa, que hipotetiza a existência do fator de segunda ordem.

Desta forma, com base na orientação teórica exposta acima, geraram-se os modelos unifatorial e bifatorial, comparando o modelo bifatorial hierárquico, este último, hipotetizado (modelo este, que contempla o fator hostil e benévolo – sendo estudo ultimo fator distribuído em fatores de segunda ordem: paternalismo, diferença de gênero e heterossexualidade. Los resultados revelaram que, ao comparar os modelos estabelecidos ao modelo pretendido, observaram indicadores psicométricos melhores do que aqueles observados nos outros modelos fatoriais (tabela 1).

Tabela 1.

Indicadores psicométricos da comparação da estrutura fatorial-conceitual do inventário de sexismo ambivalente

Modelos	Medidas de ajuste absoluto				Medidas de ajuste incremental			Medidas de ajuste parcimonioso		
	χ^2/gl	RMR _{st}	GFI	AGFI	$\Delta\chi^2/\text{gl}$	CFI	TLI	RMSEA	AIC	ECVI
	(Intervalo)				(intervalo)					
N1 5,81	0.16	0.89	0.85	---	0.83	0.79	0.07	1625,07	1,18	(1,08-1,28)
								(0.06-0.07)		
N1 ¹ N2 2,89	0.11	0.91	0.87		2.92	0.84	0.80	0.06	1047,26	1,32
								(0.06-0.07)		(1,19-1.46)
N3 3,96	0.20	0.86	0.81	1.07	0.83	0.79	0.08	1241,67	1,69	(1,53-1,89)
								(0.07-0.08)		
N1 2.82	0.09	0.95	0.93	---	0.92	0.91	0.05	1067.70	0.65	(0.59-0.72)
								(0.02-0.05)		
N2 ² N2 2.10	0.08	0.92	0.90	0.72	0.88	0.91	0.05	884.66	1.04	(0.94-1.16)
								(0.04-0.05)		
N3 2.04	0.10	0.93	0.91	0.68	0.94	0.92	0.05	875.27	1.02	(0.91-1.13)
								(0.04-0.05)		
N1 2.45	0.07	0.97	0.95	---	0.96	0.95	0.03	1015.09	0.58	(0.52-0.64)
								(0.03- 0.05)		
N3 ³ N2 1.89	0.06	0.94	0.92		0.56	0.92	0.91	0.04	812.22	0,96
								(0.03-0.05)		(0.86-1.07)
N3 1.88	0.10	0.95	0.94	0.01	0.94	0.96	0.04	871.83	0.95	(0.86-1.06)
								(0.03-0.05)		

Notas: ¹Modelo unifatorial; ²Modelo bifatorial; ³Modelo hierárquico, com apenas o sexismo benévolo organizado em fator de segunda ordem. N1 = amostra total; N2 = Brasil; N3 = Portugal.

Avaliando as diferenças do qui-quadrado para os referidos modelos em distintas amostras, observaram-se que as menores diferenças estiveram para o modelo hipotetizado, isto é, o modelo hierárquico, com apenas o sexismo benévolo organizado em fator de segunda ordem. Além dos indicadores psicométricos observados na tabela 2,

outros, mais parcimoniosos (por exemplo, o AIC, BIC e BCC), garantiram o modelo hipotetizado, justamente, por serem resultados que acompanham o CAIC e ECVI, os quais, utilizados para avaliar a adequação de um modelo determinado em relação a outros modelos para comparação fatorial (neste caso, a proposta do modelo hierárquico em relação ao modelo bi e unifatorial) (Marôco, Tecedor, Martins, & Meireles, 2008).

Trata-se de um indicador comparativo para verificar a melhor estrutura fatorial, estes tiveram melhores resultados em relação aos outros modelos; como observado na

tabela 2, os melhores indicadores foram apresentados no modelo fatorial hierárquico (M3), corroborando a organização fatorial, independente, da amostra do estudo.

Tabela 2.

Indicadores psicométricos de parcimônia para a comparação da estrutura fatorial-conceitual do inventário de sexismo ambivalente

Indicador de parcimônia					
Modelos	Amostras	AIC	BIC	BCC	
M1*	N1	1192,72	1552,07	1196,72	
	N2	665,86	974,26	672,84	
	N3	859,56	1168,67	866,47	
M2**	N1	659,04	998,70	662,24	
	N2	524,17	815,66	530,77	
	N3	514,10	806,27	520,63	
M3***	N1	615,14	979,42	618,58	
	N2	492,86	805,49	499,95	
	N3	484,48	797,83	491,49	

Notas: *Modelo unifatorial; **Modelo bifatorial; *** modelo hierárquico, com apenas o sexismo benévolo organizado em fator de segunda ordem. N1 = amostra total; N2 = Brasil; N3 = Portugal.

217

Na tabela 3, pode-se observar que todas as saturações (Lambdas, λ) estiveram dentro do intervalo esperado $|0 - 1|$, denotando não haver problemas com a estimação proposta, com todas são estatisticamente diferentes de zero ($t > 1,96$, $p < 0,05$) garantindo a qualidade da validade estrutural (ver tabela 2).

Observaram-se, também, associações lambdas positivos para todos as amostras entre os fatores do sexismo hostil e benévolo ($\lambda_{Ntotal} = 0.48$; $\lambda_{NBrasil} = 0.52$ e $\lambda_{NPortugal} = 0.48$), com este último fator, associado, positivamente, aos fatores paternalismo, diferença de gênero e heterossexualidade.

Tabela 3.

Análise fatorial confirmatória da estrutura fatorial-conceitual do inventário de sexismo ambivalente em brasileiros e portugueses

ξ	λ	ε	χ (Variáveis)			λ			ε (erros)			CC			VME			
			[Itens]			N1	N2	N3	N1	N2	N3	N1	N2	N3	N1	N2	N3	
H	---	---	sa	sa	sa	.69	.68	.68	.48	.46	.44							
			11	11	11													
			sa	sa	sa	.67	.68	.65	.45	.46	.42							
			15	15	15													
			sa	sa	sa	.63	.55	.63	.40	.30	.40							
			05	05	05													
			sa	sa	sa	.61	.62	.62	.37	.38	.39							
			10	10	10													
			sa	sa	sa	.57	.59	.56	.32	.34	.32							
			16	16	16													
			sa	sa	sa	.52	.49	.52	.27	.24	.27	0.91	0.92	0.92	0.50	0.50	0.50	
			21	21	21													
			sa	sa	sa	.51	.50	.51	.26	.25	.26							
			07	07	07													
			sa	sa	sa	.49	.37	.49	.24	.14	.24							
04	04	04																
sa	sa	sa	.47	.42	.47	.22	.18	.22										
18	18	18																
sa	sa	sa	.43	.30	.42	.18	.10	.16										
14	14	14																
sa	sa	sa	.40	.32	.41	.16	.10	.16										
02	02	02																
B	1.00	HET	sa	sa	sa	.54	.49	.55	.20	.24	.30							
			01	01	01													
			sa	sa	sa	.58	.56	.65	.33	.31	.43							
			06	06	06													
			sa	sa	sa	.72	.67	.73	.52	.45	.53	0.72	0.80	0.79	0.52	0.50	0.50	
	12	12	12															
	sa	sa	sa	.51	.47	.56	.26	.22	.32									
	13	13	13															
	1.00	DG	sa	sa	sa	.45	.41	.49	.16	.20	.14							
			03	03	03													
			sa	sa	sa	.62	.55	.61	.38	.30	.37							
			09	09	09													
			sa	sa	sa	.52	.46	.51	.27	.21	.26	0.81	0.80	0.80	0.51	0.50	0.53	
	17	17	17															
	sa	sa	sa	.42	.45	.40	.18	.19	.15									
20	20	20																
1.00	PAT	sa	sa	sa	.43	.47	.41	.18	.07	.17								
		08	08	08														
		sa	sa	sa	.33	.35	.32	.11	.07	.10	0.75	0.84	0.75	0.50	0.64	0.50		
		19	19	19														
		sa	sa	sa	.35	.31	.32	.12	.11	.10								
22	22	22																

Notas: H = Sexismo Hostil; B = Sexismo Benévolo; HT = Heterossexualidade; DG = Diferença de Gênero; PAT = Paternalismo; N1 = amostra total; N2 = Brasil; N3 = Portugal; CC = Confiabilidade Composta; VME = Variância Média Extraída. ξ = Construto; λ = Relação; ε = Erros

Esses resultados foram confirmados quando se observaram as estimativas de predição, a partir da análise de regressão revelada para o modelo proposto, identificando que as

variáveis significativas e a razão critério estiveram dentro do que é estatisticamente exigido estatisticamente diferentes de zero ($t > 1,96, p < 0,05$).

É preciso salientar, no que se refere a validade deste construto, que também se realizaram, tanto o cálculo de confiabilidade composta (CC) quanto da variância média extraída (VME); no primeiro indicador exige-se que o nível do escore seja acima de 0.70, enquanto no segundo indicador é preciso um nível acima de 0.50 (Hair, Tatham, Anderson, & Black, 2005; Campara, Tavares, & Silva, 2009) (ver também, tabela 3). Observou-se que para as dimensões do ISA, o CC e o VME, estiveram igual e/ou acima do exigido na literatura, isto é, para o sexismo hostil observou um CC variando de 0.91 a 0,92 para as três amostras (Ngeral, NBrasil e NPortugal). No que diz respeito ao sexismo benévolo e suas variações fatoriais (heterossexualidade, diferença de gênero e paternalismo), o CC variou de 0,72 a 0,84, também, para as três amostras.

No que se refere ao VME, este variou de 0,50 a 0,64 entre fatores das ISA. Tais resultados, evidenciam tanto a confiabilidade quanto a validade convergente do construto avaliado, justificando a adequabilidade da estrutura fatorial da pretensa medida, de forma confiável e com segurança fatorial para as referidas amostras.

Considerando tais achados, eles corroboram a estrutura fatorial composta por dois fatores, os quais, hierarquicamente, se organizaram no sexismo hostil e benévolo, sendo este último, organizado em um fator de segunda ordem (a saber: paternalismo, diferença de gênero e heterossexualidade).

Estes subfatores revelaram uma consistência da teoria proposta por Glick e Fiske (1996), Expósito, Moya e Glick (1998) e Mladinic et al. (1998), quando consideraram a existência de uma relação dos componentes do paternalismo, diferença de gênero e heterossexualidade como formador do sexismo ambivalente e, especificamente, do benévolo e isto, independente da amostra em distintos contextos culturais (Brasil e Portugal), condição que revela uma consistência empírica, com base nos diversos indicadores psicométricos, já que o modelo hierárquico foi o que melhor avaliou a organização fatorial do sexismo.

Observaram-se que as associações lambdas (λ) entre os fatores além de revelarem boa força associativa entre elas, principalmente entre o sexismo hostil e benévolo (ϕ acima de 0.30); observaram-se que esses resultados se confirmam pela observação das estimativas de predição do modelo proposto, a partir da análise de regressão, as quais identificam as variáveis como significativas e com uma razão critério que esteve no intervalo estatisticamente aceito (Hair, Tatham, Anderson, & Black, 2005).

Destaca-se a garantia do modelo bifatorial de segunda ordem que avalia o sexismo ambivalente; construto este, capaz de mensurar o sexismo e, principalmente, a sua forma sutil, a qual, provavelmente, legitimam os mecanismos de manutenção de uma desigualdade de gênero, pautadas em três subcomponentes teóricos:

- no paternalismo, que visa as relações de domínio por parte dos homens frente as mulheres; na diferença de gênero, referindo-se a traços e atributos diferentes para homens e mulheres como uma condição, *sine quo non*, de competitividade social e profissional e por fim, na heterossexualidade, que diz respeito ao uso dos atrativos de sensualidade e sexual para dominar a vida social, pessoal e profissional.

O inventário de sexismo ambivalente, nos distintos contextos amostrais, evidenciam o preconceito frente às mulheres, salientado nas associações itens-fator formador do construto sexismo benévolo, o qual, poderá ser avaliado a partir de subcomponentes, por exemplo: ISA 01, ISA 06, ISA 12, ISA 13 (heterossexualidade), ISA 08, ISA 19 ISA 22 (diferença de gênero) e ISA 03, ISA 09, ISA 17, ISA 20 (paternalismo) e do sexismo hostil, por exemplo, ISA 02, ISA 04, ISA 05, ISA 07, ISA 10, ISA 11, ISA 14, ISA 15, ISA 16, ISA 18, ISA 21.

Tendo confirmado a estrutura fatorial comprovada nas referidas amostras, procurou-se comparar, a partir de uma ANOVA, as pontuações médias das respostas dos sujeitos nas dimensões do sexismo, considerando as variáveis do sexo, idade e amostra (Portugal e Brasil); foram encontrados os seguintes resultados:

- em relação ao sexismo ambivalente (pontuação total do sexismo), observou efeito significativo para as variáveis país, sexo e de interação (país e sexo), mas, não para a idade e sua interação com estas variáveis; desta forma, respectivamente, os resultados foram os seguintes:

Os portugueses tiveram escores mais altos do que os brasileiros (Média $_{portugueses} = 75.56$, DP = 0.71; IC – 74.16-76.95 e Média $_{brasileiros} = 70.91$, DP = 0.77; IC – 69.40-72.43; $F(1,1015) = 19.57$, $p < 0.01$); em relação ao sexo, os homens portugueses apresentaram um escore médio superior (Média = 75.30, DP = 0.89; IC – 73.55-77.03) do que as mulheres (Média $_{Mulheres} = 71.18$, DP = 0.56, IC – 70.07-72.28; [$F(1,1015) = 15.40$, $p < 0.01$]; no que se refere ao efeito de interação país-sexo, os homens portugueses apresentaram um escore médio superior (Média = 79.68, DP = 1.17; IC – 77.38-81.98) do que as mulheres portuguesas e os homens e mulheres brasileiras (respectivamente, Média $_{MulherPT} = 71.43$, DP = 0.79, IC – 69.86-73.00; Média $_{HomensBR} = 70.91$, DP = 1.33, IC – 68.30-73.52; Média $_{MulherBR} = 70.92$, DP = 0.79, IC – 69.37-72.49 [$F(1,1015) = 15.47$, $p < 0.01$];

- no que se refere ao sexismo hostil, observaram-se resultados significativos apenas para na diferença entre os escores para o sexo, país e o efeito de interação país-sexo. Os homens portugueses apresentaram um escore médio superior (Média = 42.25, DP = 0.71; IC – 40.88-43.65) do que as mulheres portuguesas e os homens e mulheres brasileiras (respectivamente, Média $_{MulherTP} = 34.93$, DP = 0.47, IC – 40.88-43.65; Média $_{HomensBR} = 33.71$, DP = .79, IC – 32.15-35.26; Média $_{MulherBR} = 33.15$, DP = 0.46, IC – 32.26-34.05 [$F(1,1015) = 29.57$, $p < 0,01$];

- por fim, para o sexismo benévolo (SB) observou-se resultado significativo apenas para interação país-idade:

Os portugueses mais novos apresentaram escore médio superior (Média_{PT18a22 anos} = 38.92, DP = 0.84; IC – 37.28-40.56) quando comparados os portuguesas de idade entre 23 a 31 anos, e entre 32 a 81 anos (respectivamente, Média_{PT23a31 anos} = 35.78, DP = 0.75, IC – 34.30-37.22; Média_{PT32a81 anos} = 35.98, DP = 0.65, IC – 34.71-37.26) e também, em relação aos brasileiros mais novos, com idades intermediárias e mais velhos (respectivamente, Média_{BR18a22 anos} = 36.79, DP = 0.80., IC – 35.23-38.35; Média_{BR23a31 anos} = 38.02, DP = 0.72, IC – 36.61-39.44; Média_{BR32-81 anos} = 37.86, DP = 0.91, IC – 36.07-39.65 [$F(1,1015) = 4.67, p < 0,01$].

Discussão

De forma geral, os indicadores de bondade de ajuste apresentaram evidências da validade e robustez fatorial para o ISA em relação ao modelo, teoricamente, proposto; indicadores estes, sugeridos pela literatura deste cálculo como garantia empírica (por exemplo, χ^2/gf , GFI, AGFI, RMR_{st}, TLI, CFI, RMSEA, CAIC e ECVI). Uma atenção dispensada a estes indicadores, embasa uma evidência empírica sobre a medida do construto na amostra pesquisada e que os respondentes foram capazes de reconhecer o sexismo e suas variações teóricas-empíricas; esta condição foi corroborado pelo CC e VME; tais resultados se aproximam dos achados por Vaamonde e Omar (2012) e Formiga (2015) quando se pretendeu verificar tal estrutura fatorial.

O fato é que, quando os respondentes apresentarem pontuações altas em uma das subdimensões estabelecidas para a medida do preconceito em relação as mulheres, provavelmente, terão um escore médio alto nas demais subdimensões e na dimensão geral do sexismo ambivalente

(hostil e benévolo); sendo assim, com base nestes resultados, justifica-se o seu emprego no contexto de pesquisa com o objetivo de avaliar acerca de variáveis antecedentes e consequentes sobre o sexismo.

Apesar da escala revelar consistência empírica na medida do sexismo, seja na sua representação psicométrica, seja na garantia da perspectiva teórica (conceito e definições operacionais da organização fatorial); o presente artigo não pretende focar apenas nesta questão, mas, também, na diferença desse fenômeno (o sexismo) em distinto países, entre homens e mulheres e na distribuição etária, pois acredita-se que o sexismo não ocorra no vazio social e sim, sob a influência de diferentes variáveis, inclusive as sociodemográficas, em seu conjunto de organização cultural.

Os resultados das *Anovas* revelaram que, independente da faixa etária, os homens portugueses aderem mais ao sexismo ambivalente do que os homens e mulheres brasileiras e as mulheres portuguesas. Mas, quando especificado o tipo de sexismo, por exemplo, o hostil e benévolo, o primeiro tipo de preconceito mostrou-se mais uma vez que o homem português adere mais ao sexismo hostil do que os brasileiros e as mulheres portuguesas; no que se refere ao segundo tipo de sexismo (o benévolo), os jovens (de 18 a 22 anos) portugueses aderiram mais ao preconceito sutil do que os demais.

Sendo assim, tais resultados poderiam ser refletidos em relação as políticas de igualdade, as quais, não são iguais nos dois países. Pode não ser uma questão cultural, mais da forma como as crenças culturais, neste caso de gênero têm mudado não dinâmica social quanto ao direito da mulher.

Portanto, seria de grande utilidade comparar as medidas e os impactos de forma a avaliar as de melhor efeito.

Conclusão

Com efeito, este estudo permitiu evidenciar que o sexismo hostil e benévolo além de ser presente na população portuguesa e brasileira, poderá salientar formas alternativas de avaliação desse fenômeno nas pessoas, as quais, mensurar-se-ia em sua forma geral quanto sexismo ou nas suas especificidades formadoras do construto (por exemplo, heterossexualidade, diferença de gênero e paternalismo); uma ou outra maneira dessa medida de avaliar o preconceito frente as mulheres, contribui para legitimar, implícita ou explicitamente, a existência de mecanismos de manutenção da desigualdade de gênero, principalmente, quando se pretender analisar a distribuição destes fenômeno a partir de variáveis sociodemográficas (idade, classe econômica, nível de estudo, religiosidade), educacionais (qualificação acadêmica), profissional, relações interpessoais e íntimas.

Tal medida, não apenas tem o objetivo de avaliar a qualidade do instrumento de medida sobre preconceito, mas, também, apontar em direção de que tal fenômeno não acabou e que, independente do contexto social e político, o sexismo existe e dependendo da faixa etária e do sexo, poderá ser mais saliente ou camuflado no dinâmica interpessoal. Mesmo com resultados que revelaram indicadores psicométricos consistentes e confiáveis, faz-se necessário destacar alguns limite do estudo: é preciso reunir evidências adicionais da validade e precisão dessa nova forma de avaliar o sexismo, estas, deverão contemplar validade de critério ou convergente em relação a construtos

correlatos (por exemplo, sobre o preconceito em relação as mulheres), bem como, conhecer a discriminação, representatividade e a estabilidade temporal (teste-reteste) da presente medida; seria importante replicar o ISA em amostras mais diversificadas quanto às características dos participantes, incluindo também jovens de diferentes contextos socioculturais, econômicos, profissionais e familiares.

Referências

- Aguiar, N. (1997). *Gênero e ciências humanas*. Rio de Janeiro: Record Rosa dos Tempos.
- Archier, J. (1996). Sex differences. Em A. S. R. Manstead & M. Hewstone (Eds.), *The blackwell encyclopedia of social psychology* (pp. 520-524). Oxford: Blackwell
- Associação nacional de pesquisa e pós-graduação em psicologia – ANPEPP (2011). *Contribuições para a discussão das Resoluções CNS n.º 196/96 e CFP N.º 016/2000*. Recuperado em 02 de setembro de 2011, da WEB (página da WEB): http://www.anpepp.org.br/XIISimposio/Rel_ComissaoEticasobre_Res_CNS_e_CFP.pdf2000.
- Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Camino, L., Silva, P., Machado, A., y Pereira, C. (2001). A face Oculta do Racismo no Brasil: Uma análise Psicossociológica. *Revista de Psicologia Política, 1* (1). Disponível in http://www.fafich.ufmg.br/~psicopol/psicopol/ver_volume.php?cod=42 Acesso em 20 de dezembro de 2014.

- Campana, A. N. N. B., Tavares, M. C. G. C. F., Silva, D., y Diogo, M. J. D. E. (2009). Translation and validation of the Body Image Avoidance Questionnaire (BIAQ) for the Portuguese language in Brazil. *Behavior Research Methods*, 41, 236-243. doi: 10.3758/BRM.41.1.236
- Conselho Nacional de Saúde – CNS. (1996). *Diretrizes e Normas Regulamentadoras de Pesquisas Envolvendo Seres Humanos*. Recuperado em 02 de Setembro de 2011, da WEB (página da WEB): http://conselho.saude.gov.br/resolucoes/reso_96.htm.
- Costa, P. A., Oliveira, R., Pereira, H., y Leal, I. (2015). Adaptação dos Inventários de Sexismo Moderno para Portugal: O Inventário de Sexismo Ambivalente e o Inventário de Ambivalência em Relação aos Homens. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 28 (1), 126-135.
- Ferreira, M. C. (2004). Sexismo hostil e benevolente: inter-relações e diferenças de gênero. *Temas em Psicologia*, 12 (21), 119–126.
- Formiga, N. S., y Camino, L. (2001). A Dimensão do Inventário de Papeis Sexuais (BSRI): A masculinidade e feminilidade em universitários. *Estudos de Psicologia*, 18, (2), 41-49.
- Formiga, N. S. (2005). Estrutura fatorial do inventário de sexismo ambivalente a partir da análise dos eixos principais. *Psicólogo Informação*, 9 (9), 09-28.
- Formiga, N. S. (2011). Inventário de sexismo ambivalente: Um estudo a partir da modelagem de equação estrutural. *Salud & Sociedad*, 2 (2), 192 – 201.
- Formiga, N. (2015). Evidência psicométrica de um modelo fatorial-conceitual concorrente do Inventário de Sexismo Ambivalente em brasileiros. *Revista de Psicología*, 17(1), 9-20. doi:10.18050/revpsi.v17n1a1.201
- Formiga, N. S., Gouveia, V. V., y Santos, M. N. (2002). Inventário de sexismo ambivalente: sua adaptação e relação com o gênero. *Revista Psicologia em estudo*, 7 (1), 105-111.
- Glick, P., y Fiske, S. T. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512.
- Glick, P., y Fiske, S. T. (2001). Ambivalent stereotypes as legitimizing ideologies: Differentiating paternalistic and envious prejudice. In J. T. Josty B. Major (Eds.) *The psychology of legitimacy: Ideology, justice, and intergroup relations* (pp. 278-306). New York: Cambridge University Press.
- Gonçalves, G., Orgambídez-Ramos, A., Giger, J. C., Santos, J., y Gomes, A. (2015). Evidencias de validez de la adaptación portuguesa de la escala de sexismo ambivalente. *Revista de Psicología Social*, 30(1), 152-181. doi:10.1080/02134748.2014.991518.
- Hair, J. F., Tatham, R. L., Anderson, R. E., y Black, W. (2005). *Análise Multivariada de Dados*. Porto Alegre: Bookman.
- Hunner, J. E. (2003). *Emancipação do sexo feminino: a luta pelo direito da mulher no Brasil (1850-1940)*. Florianópolis: Editora Mulheres; Santa Cruz do Sul; Edunic.

- Joreskög, K., y Sörbom, D. (1989). *LISREL 7 user's reference guide*. Mooresville: Scientific Software.
- Lasch, C. (1999). *A mulher e a vida cotidiana: amor, casamento e feminismo*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.
- Lima, M. E. O., y Vala, J. (2004). As novas formas de expressão do preconceito e do racismo. *Estudo de psicologia*, 9 (3), 401-411. Recuperado em 20 de novembro de 2014 (página da WEB: <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-294X2004000300002>).
- Marôco, J., Tecedeiro, M., Martins, P., y Meireles, A. (2008). Estrutura fatorial de segunda ordem da Escala de Burnout de Malasch para estudantes numa amostra portuguesa. *Análise Psicológica*, 4(26), 639-649
- Munanga, K. (2002). Prefácio. Em: I. Carone e M. A. S. Bento (Orgs.). *Psicologia social do racismo: Estudos sobre branquitude e branqueamento no Brasil* (pp. 9-11). Petrópolis: Vozes.
- Nader, M. B. (2001). *Mulher: do destino biológico ao destino social*. 2. ed. Vitória: EDUFES.
- Pettigrew, T. F. y Meertens, R. W. (1995). Subtle and blatant prejudice in Western Europe. *European journal of social psychology*, 25, 57-75.
- Siano, J. A. (2000). *Constituição da Republica Federativa do Brasil*. São Paulo: Editora Rideel.
- Silva, S. G. (2010). Preconceito e discriminação: as bases da violência contra a mulher. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 30(3), 556-571. <https://dx.doi.org/10.1590/S1414-98932010000300009>
- Swin, J. K., Aikin, K. J., Hall, W. S., y Hunter, B. A. (1995). Sexism and racism: Old-fashioned and modern prejudices. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 199-214.
- Tougas, F., Brown, R., Beaton, A. N., y Joly, S. (1995). Neosexism: Plus ça change, Plus c'est pareil. *Personality and social psychology behavior*, 21 (8), 842-849.
- Vaamonde, J. D., y Omar, A. (2012). Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente. *Alternativas em psicologia*, 16 (26), 47-58.
- Van de Vijver, F., y Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Thousand Oaks, CA: SagePublications.