

## 矛盾性别偏见与工作场所性骚扰态度的相关研究\*

陈志霞<sup>1</sup> 徐荣华<sup>2</sup>

(1.华中科技大学 公共管理学院 湖北 武汉 430074 2.德赛电子集团公司 广东 深圳 518057)

关键词 敌意性别偏见 善意性别偏见 工作场所性骚扰 性骚扰态度 行为策略

摘要: 本文采用问卷调查和模拟实验研究方法对矛盾性别偏见与工作场所性骚扰态度及行为策略的关系进行了实证研究。结果表明:(1)敌意性别偏见与骚扰辩护态度显著正相关,与骚扰者责备显著负相关,与受害者责备显著正相关,与自我隐忍策略显著正相关。(2)善意性别偏见与反骚扰态度显著正相关,与寻求公司外法律援助显著正相关。(3)反性骚扰态度与组织内策略显著正相关,性骚扰辩护态度与自我隐忍策略显著正相关。(4)骚扰者责备态度与组织内策略显著正相关,与自我隐忍策略显著负相关,与寻求公司外法律援助显著正相关。(5)在受害者是违反传统性别角色的情境下,敌意性别偏见与骚扰者责备的负相关、与受害者责备的正相关关系更加明显。

中图分类号 C913.8

文献标识 A

文章编号 :1004-2563(2013)04-0054-07

### Ambivalent Sexism and Attitudes toward Workplace Sexual Harassment

Chen Zhi-xia<sup>1</sup> Xu Rong-hua<sup>2</sup>

(1.School of Public Administration at Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, Hubei Province; 2.Desai Electronics Corporate Group, Shenzhen 518057, Guangdong Province, China)

**Key words:** hostile sexism (HS) benevolent sexism (BS) ,workplace sexual harassment, attitude and reaction

**Abstract:** Using survey questionnaire and simulating experiment, this study examines the relationship of ambivalent sexism and attitudes toward sexual harassment in the workplace. The findings from this study are as follows: (1) HS relates positively with the attitude of the defense on the part of the harasser, but negatively with the harasser's blame; BS relates positively with harasser blame, but negatively with victim blame. (2) HS relates positively with victim suffering; BS relates positively with seeking legal counsel outside organizations. (3) General benevolent attitude toward women in sexual harassment incidents relates positively with strategies inside organizations; hostile attitude toward women in sexual harassment cases relates positively with victims suffering quietly. (4) Harasser blame relates positively with strategies inside organizations, negatively with victims suffering quietly, and positively with seeking legal counsel outside organizations. (5) When the victim violates the perceived role of traditional woman, HS relates more negatively with harasser's blame, and more positively with victim's blame.

作者简介: 1.陈志霞(1966-),女,华中科技大学公共管理学院教授,博士生导师。主要研究方向:应用心理与人力资源管理,应用社会心理。2.徐荣华(1983-),女,深圳德赛电子集团人力资源管理专员。

\* 基金项目: 国家社科基金(09BSH045)、中央高校基本科研业务费资助(2013WT007)。

54

## 一、问题的提出

工作场所的性骚扰是一种由来已久并且在不同文化背景中都不同程度存在的社会问题。一些学者认为,除了少量同性性骚扰和女对男的性骚扰外,广义的异性性骚扰(男对女)是建立在不平等关系中的性别歧视。<sup>[1]</sup>它是一种对女性尊严的蓄意冒犯,严重损害了男性与女性之间、组织内部工作人员之间人格和机会的平等。研究工作场所性骚扰的相关因素对于控制和减少此类行为,营造男女平等的工作环境具有重要的理论与实际意义。为此,本文引入 Glick & Fiske 的矛盾性别偏见理论,就敌意和善意性别偏见与工作场所性骚扰态度之间的相互关系进行具体实证研究和理论探讨,为相关后续研究和具体实际工作提供参考。

工作场所对女性的性骚扰作为一种针对女性的敌意行为,其背后隐藏着复杂的社会和心理原因,往往涉及到一些与性别观念相联系的社会基本价值观。Glick 和 Fiske 等的矛盾性别偏见理论将性别偏见区分为敌意和善意的性别偏见两类。敌意性别偏见是一种出于对女性敌对情感的性别偏见;善意性别偏见(Benevolent Sexism)是一种主观上出于爱护女性的正面情感和积极态度,通过特定的角色限制而对女性形成一种性别偏见态度。<sup>[2][3][4][5]</sup>Glick 等人的研究认为,具有性别偏见的男性往往习惯性地将对女性分为受推崇和受贬损的两类,并且对她们产生两极分化的不同评价。敌意性别偏见主要指向那些违背传统性别角色定位的非传统女性,如女权主义者、女运动员等;善意性别偏见则往往指向恪守传统的女性,特别是家庭妇女。<sup>[6]</sup>Masser 等的研究指出,善意的性别偏见者对女性的消极反应只限于那些违反了特定的性别角色行为(例如性保守主义)的女性而不是违反一般的性别角色行为的女性(例如职位为典型男性职位)。<sup>[7]</sup>Glick & Fiske, Begany & Milburn 等一些相关研究表明,敌意性别偏见较强者往往容忍性骚扰和配偶虐待。<sup>[8][9]</sup>Russell & Trigg 关于人们对性骚扰容忍度的研究表明,敌意性别偏见者往往有相对较高的性骚扰容忍度。他们认为,其主要原因是,敌意性别偏见者往往倾向于认为女性是低等的,因而对女性抱有敌对态度。<sup>[10]</sup>Yamawaki 等关于被试对

强奸嫌疑事件认知的相关研究发现,高敌意权力关系者更倾向于削弱强奸事件的严重程度,也更倾向于认为强奸者承担更少的责任。<sup>[11]</sup>

为了了解敌意和善意性别偏见与工作场所不同情境下性骚扰态度及行为策略的相互关系,以及不同类型对象之间的差异,本研究设计了“女经理”与“普通职员”、“现代女性”与“传统女性”几种不同情境,试图在探讨性别偏见与性骚扰态度及行为策略关系的同时,进一步分析对于不同类型女性善意和敌意性别偏见与性骚扰态度关系的不同特点。

## 二、研究方法

### 1. 研究对象

本研究选取武汉四所高校(华中科技大学、武汉大学、武汉理工大学、湖北第二师范学院)的在校本科生和研究生共 400 名作为被试。研究时被试被随机分为四组发放不同问卷,分别参与受骚扰对象为“女经理 \* 传统女性”、“女经理 \* 现代女性”、“普通职员 \* 传统女性”和“普通职员 \* 现代女性”的四组不同问卷调查和模拟实验研究。采用调查员当面发放问卷次日回收的方式,共回收有效问卷 378 份,其中男性 198 人,女性 180 人。女经理 \* 传统女性组回收有效问卷 95 份,其中男性 47 人、女性 48 人;女经理 \* 现代女性组回收有效问卷 97 份,其中男性 41 人、女性 56 人;普通职员 \* 传统女性组回收有效问卷 90 份,其中男性 63 人、女性 27 人;普通职员 \* 现代女性组回收有效问卷 96 份,其中男性 47 人、女性 49 人。

### 2. 研究工具

(1)矛盾性别偏见问卷。采用陈志霞等根据 Glick & Fiske 矛盾性别偏见量表(Ambivalent Sexism Inventory, ASI)修订的矛盾性别偏见问卷中文版(2009)。该量表包括 16 个具体项目,由敌意性别偏见(HS)和善意性别偏见(BS)两个分量表组成。本次研究中,HS 分量表四种实验情境下的 Cronbach  $\alpha$  在 0.727-0.830 之间,BS 分量表 Cronbach  $\alpha$  为 0.649-0.701。

(2)工作场所性骚扰态度问卷。参照国外相关量表编制了工作场所骚扰态度问卷,包括 Gruber 等的性骚扰与权力问卷、Viki 强奸施害者责备量表

(PEM)、Langhinrichsen-Rohling & Monson 受害者责备量表 (VBS)。

(3)受害者行为策略问卷。参照 Goldberg 性骚扰受害者行为反应意向问卷(Goldberg 2001)结合本次研究的前期访谈修订而成,具体涉及自我隐忍、组织内策略和寻求法律援助三种类型。

上述问卷均采用 6 点计分,1 为非常不赞同,6 为非常赞同。

### 3.研究过程和模拟实验设计

将被试分为四组,分别参与不同的模拟实验和问卷调查。四组被试均首先填写 Glick & Fiske 矛盾性别偏见问卷,随后根据不同的分组分别接受不同情境的模拟实验。模拟情境为一个设想的工作场所性骚扰场景,其中黄某为男性骚扰者,张某为女性受害者。情境参照南莲·哈斯贝尔等人研究中使用过的有关性骚扰的行为和语言描述,<sup>[1]</sup>具体描述了黄某对张某进行的语言以及动作的性骚扰(但是描述时并没有出现“性骚扰”这个词,以免影响被试对该行为的真实判断)。同时,为了考查被试对不同女性对象可能存在的敌意与善意性别偏见差异,对张某进行了不同的描述,分别以普通职员\*现代女性、普通职员\*传统女性、女经理\*现代女性和女经理\*传统女性四种不同组合形式出现。在做现代女性和传统女性区分时,分别使用了一些典型的传统女性和非传统/反传统女性形容词,<sup>[6]</sup>例如“温柔亲切,被动,不喜欢出风头”(传统女性)、“积极主动,好强,雷厉风行”等。其中普通职员\*传统女性组合为最符合传统女性性别角色的组合,女经理\*反传统女性组合为最违反传统女性性别角色的组合。

### 三、问卷的修订及其信效度

#### 1.性骚扰态度问卷

##### (1)性骚扰一般态度问卷

运用探索性因素结构分析经方差最大旋转,选取特征值大于 1 的因子共得到两个因子(见表 1)分别可以命名为“反骚扰态度”和“性骚扰辩护态度”,两因子对总变异的解释率为 47.525%,说明问卷具有较好的结构构念效度。“反骚扰态度”因子在总数据及四种不同情境组合、普通职员\*现代女性组合的 Cronbach  $\alpha$  为 0.629-0.713,“性骚扰辩护态

度”因子相应的 Cronbach  $\alpha$  为 0.628-0.713,说明问卷具有较好的内部一致性信度。

表 1 工作场所性骚扰态度问卷的因子分析

项目	因子	
	反骚扰态度	骚扰辩护态度
B1 对于职场女性来说,性骚扰是一个很严重的问题	0.670	
B2 男人利用性骚扰来阻碍女性的发展	0.603	
B4 频繁的性骚扰者应该被解雇	0.525	
B6 性骚扰源于男人的生理冲动	0.638	
B3 性骚扰往往是女人自己招惹来的		0.681
B5 女人对性骚扰过度敏感		0.760

##### (2)骚扰者或受害者责备问卷

该问卷由 Viki 等的强奸施害者责备量表 (PEM-The Perpetrator Excuse Measure) 和 Langhinrichsen-Rohling & Monson 受害者责备量表 (VBS-The Victim Blame Scale)改编而成。<sup>[12][13]</sup>PEM 原问卷包括 5 个项目,在本研究中删掉了不合适和费解的两个项目,得到的骚扰者责备因子在总数据及四种组合的 Cronbach  $\alpha$  为 0.664-0.776,说明问卷具有较好的内部一致性信度。

VBS 包含两个项目来考察被试对强奸受害者责任的看法。本研究中修订后的受害者责备量表在总数据及四种组合的 Cronbach  $\alpha$  为 0.651-0.710,说明问卷具有比较好的内部一致性信度。

##### 2.受害者行为策略问卷

该问卷由 Goldberg 编制的性骚扰受害者反应行为意向问卷<sup>[14]</sup>结合本次研究前期相关访谈编制而成。此外,本研究还增加了一个“寻求公司外法律援助”行为策略。运用探索性因素结构分析经方差最大旋转,选取项目因子载荷值在 0.50 以上的项目得到两个因子。(见表 2)

根据项目内容将其分别命名为“自我隐忍策略”和“组织内策略”,两因子对总变异的解释率为

表2 受害者行为策略问卷的因子分析

	自我隐忍策略	组织内策略
C9 否定并忽略这一现象	0.645	
C12 忍气吞声算了	0.760	
C14 对黄某的行为重新定义并认为这是表达爱意而已	0.645	
C8 直接与黄某对抗		0.737
C11 辞职或者申请调职		0.548
C13 正式向公司高层报告这件事		0.538

49.141%。说明问卷具有较好的结构构念效度。“自我隐忍策略”因子在总数据及四种组合的 Cronbach  $\alpha$  为 0.514-0.643,“组织内策略”因子相应的 Cronbach  $\alpha$  为 0.667-0.788,说明问卷具有较好的内部一致性信度。

#### 四、研究结果与分析

##### (一)研究结果的总体分析

1.性别偏见、性骚扰态度与行为策略各变量间的相关分析

矛盾性别偏见、性骚扰态度和行为策略间的相关分析结果见表3。统计结果显示,敌意性别偏见与骚扰辩护态度、自我隐忍策略间呈显著正相关,善意性别偏见与反骚扰态度、寻求法律援助间呈显著正相关(分别为  $r=0.479 p \leq 0.001$   $r=0.333 p \leq 0.001$ )。说明敌意和善意性别偏见分别与性骚扰态度及行为反应存在不同程度的相关关系。

2.矛盾性别偏见与性骚扰态度及行为路径分析

(1)性骚扰态度对矛盾性别偏见的多元回归分

析

性骚扰态度对敌意和善意性别偏见多元回归分析结果见表4、表5。可以看出,善意性别偏见对反骚扰态度存在显著预测作用( $\beta = 0.319 p \leq 0.001$ ),而敌意性别偏见对骚扰辩护态度存在显著预测作用( $\beta = 0.461 p \leq 0.001$ ),支持了我们的第一条假设:敌意性别偏见与性骚扰女性敌意态度存在显著正相关关系,善意性别偏见与性骚扰一般善意态度存在显著正相关关系。

表4 矛盾性别偏见对性骚扰态度的预测作用

变量	反骚扰态度			骚扰辩护态度		
	$\beta$	T	F	$\beta$	T	F
敌意性别偏见	-0.043	-0.846	23.798***	0.461***	9.673	6.802***
善意性别偏见	0.319***	6.228		-0.057	-1.188	

表5 矛盾性别偏见对骚扰者责备和受害者责备的预测作用

变量	骚扰者责备			受害者责备		
	$\beta$	T	F	$\beta$	T	F
敌意性别偏见	-0.169***	-3.263	18.500***	0.206***	3.944	15.895***
善意性别偏见	0.199***	3.839		-0.135**	-2.575	

表3 总数据研究变量间的相关分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 敌意性别偏见	-								
2 善意性别偏见	-0.316***	-							
3 反骚扰态度	-0.144**	0.333***	-						
4 骚扰辩护态度	0.479***	-0.202***	-0.170***	-					
5 骚扰者责备	-0.232***	0.253***	0.336***	-0.362***	-				
6 受害者责备	0.249***	-0.200***	-0.166***	0.329***	-0.468***	-			
7 组织内向外策略	0.035	-0.008	0.150**	0.032	0.121*	0.020	-		
8 组织内向内策略	0.148**	-0.107*	-0.190***	0.267***	-0.368***	0.198***	-0.159**	-	
9 寻求法律援助	-0.080	0.159**	0.173***	-0.101*	0.339***	-0.214***	0.167***	-0.352***	-

注:\*  $p \leq 0.05$ , \*\*  $p \leq 0.01$ , \*\*\*  $p \leq 0.001$ .下同。



敌意性别偏见对骚扰者责备存在显著负向预测作用( $\beta = -0.169$   $p \leq 0.001$ ),对受害者责备存在显著正向预测作用( $\beta = 0.206$   $p \leq 0.001$ ),善意性别偏见对骚扰者责备存在显著正向预测作用( $\beta = 0.199$ ,  $p \leq 0.001$ ),对受害者责备存在显著负向预测作用( $\beta = -0.135$   $p \leq 0.01$ )。

#### (2)性骚扰后行为策略对矛盾性别偏见的多元回归分析

性骚扰后行为策略对矛盾性别偏见的多元回归分析结果见表6。可以看出敌意性别偏见对自我隐忍策略存在显著正向预测作用( $\beta = 0.127$   $p \leq 0.05$ ),善意性别偏见对寻求公司外法律支持存在显著正向预测作用( $\beta = 0.149$   $p \leq 0.01$ ),而敌意性别偏见和善意性别偏见均对组织内策略无显著预测作用。

表6 矛盾性别偏见对各行为策略的预测作用

变量	自我隐忍策略		
	$\beta$	T	F
敌意性别偏见	0.127*	2.373	5.001**
善意性别偏见	-0.066	-1.234	
	组织内策略		
敌意性别偏见	0.037	0.673	0.237
善意性别偏见	0.004	0.074	
	寻求公司外法律支持		
敌意性别偏见	-0.033	-0.615	5.080**
善意性别偏见	0.149**	2.773	

#### (3)行为策略对性骚扰态度的多元回归分析

行为策略对性骚扰态度的多元回归结果见表7。可以看出,反骚扰态度对组织内向外策略存在显著正向预测作用( $\beta = 0.128$   $p \leq 0.05$ ),骚扰辩护态度对自我隐忍存在显著正向预测作用( $\beta = 0.150$   $p \leq 0.01$ ),反骚扰和骚扰辩护态度均与寻求公司外法律支持不存在显著相关。

受害者责备态度与组织内向外,外策略以及寻求公司外法律支持均不存在显著相关关系,而骚扰者责备态度与自我隐忍策略存在显著负相关关系( $\beta = -0.290$   $p \leq 0.001$ ),与组织内策略存在显著正相关关系( $\beta = 0.145$   $p \leq 0.05$ ),与寻求公司外法律支持存在显著正相关关系( $\beta = 0.295$   $p \leq 0.001$ )。

表7 性骚扰态度对被试行为策略的预测作用

变量	自我隐忍策略		
	$\beta$	T	F
反骚扰态度	-0.067	-1.327	17.744***
骚扰辩护态度	0.150**	2.880	
骚扰者责备	-0.290***	-5.030	
受害者责备	0.002	0.040	
	组织内策略		
反骚扰态度	0.128*	2.379	3.983**
骚扰辩护态度	0.079	1.417	
骚扰者责备	0.145*	2.358	
受害者责备	0.083	1.422	
	寻求公司外法律支持		
反骚扰态度	0.069	1.330	13.223***
骚扰辩护态度	0.043	0.815	
骚扰者责备	0.295***	5.005	
受害者责备	-0.078	-1.403	

#### (4)路径分析

为了进一步分析矛盾性别偏见与性骚扰态度及行为的关系,我们基于上述回归分析数据绘制了如图1所示的路径分析图。可以看出,敌意性别偏见更多指向受害者责备和骚扰辩护,倾向于受害者的自我隐忍策略。善意性别偏见更多指向于骚扰者责备和反骚扰态度,倾向于多种策略并用。

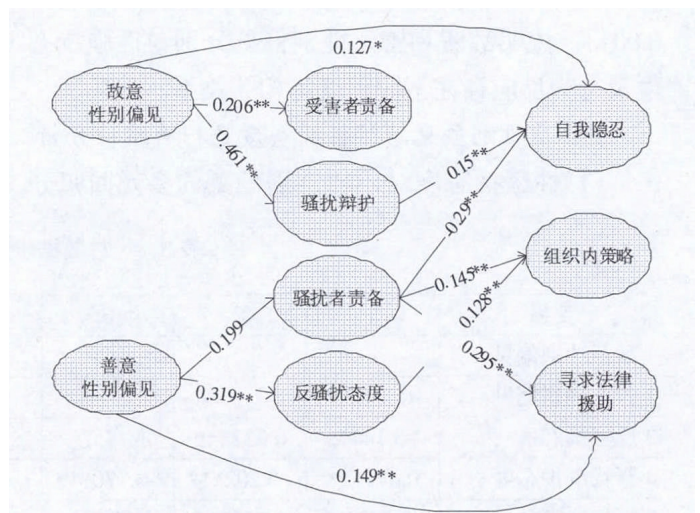


图1 矛盾性别偏见影响性骚扰态度及行为的路径分析

#### (二)不同情境下的差异比较

对四种不同类型受害者分别进行上述多元回归分析,标准回归系数结果的比较见表8。

表 8 不同情境下矛盾性别偏见的预测作用比较

组合情境		骚扰者责备		受害者责备		自我隐忍策略		组织内策略		寻求法律援助	
		$\beta$	F	$\beta$	F	$\beta$	F	$\beta$	F	$\beta$	F
女经理 * 现代女性	HS	-0.231*	13.096***	0.237*	13.020***	0.021	0.496	0.040	0.870	-0.016	2.460
	BS	0.335***		-0.329***		-0.093		0.143		0.217*	
女经理 * 传统女性	HS	-0.146	1.014	0.254*	6.098**	0.126	1.401	0.032	0.130	-0.227*	6.286**
	BS	0.003		-0.181		-0.093		0.049		0.219*	
普通职员 * 现代女性	HS	-0.124	6.604**	0.299**	4.101*	0.145	1.542	0.127	0.662	0.059	0.014
	BS	0.288**		0.047		-0.065		0.061		0.128	
普通职员 * 传统女性	HS	-0.187	1.992	0.081	0.255	0.272*	3.145*	-0.108	2.776	0.000	0.087
	BS	0.051		0.22		0.049		-0.258*		0.045	

注:\*  $p \leq 0.05$ . \*\*  $p \leq 0.01$ .

可以看出在女经理 \* 现代女性这个典型的受害者是违反传统女性性别角色的组合中, 敌意性别偏见与骚扰者责备的负相关关系最明显 ( $\beta = -0.231$ ,  $p \leq 0.05$ ), 而在普通职员 \* 现代女性组合, 敌意性别偏见与受害者责备的正相关关系最明显 ( $\beta = 0.299$ ,  $p \leq 0.01$ ), 在典型的符合传统女性性别角色的普通职员 \* 传统女性组合中, 敌意性别偏见与受害者责备却并无显著相关关系, 而女经理 \* 传统女性组合和典型的违反传统女性性别角色的女经理 \* 现代女性组合中, 敌意性别偏见与受害者责备的正相关关系也都比较明显 ( $\beta = 0.254$   $p \leq 0.05$ ;  $\beta = 0.237$   $p \leq 0.05$ ), 但无论是在典型的符合传统女性性别角色的普通职员 \* 传统女性组合, 还是普通职员 \* 现代女性组合, 抑或是女经理 \* 传统女性组合中, 善意性别偏见与骚扰者责备的正相关关系以及与受害者责备的负相关关系均不显著 (只有普通职员 \* 现代女性组合中, 善意性别偏见与骚扰者责备的  $\beta$  值为  $0.288^{**}$ )。说明在受害者是违反传统性别角色的情境下, 敌意性别偏见与骚扰者责备的负相关关系、与受害者责备的正相关关系更加明显。同时, 当受害者是女经理时善意性别偏见对寻求法律支持存在显著正向预测作用, 当受害者是普通职员时敌意性别偏见对自我隐忍策略存在显著预测作用。

### 五、小结与思考

#### 1. 主要发现

(1) 敌意性别偏见与骚扰辩护态度存在显著正相关关系; 与骚扰者责备存在显著负相关关系, 与受

害者责备存在显著正相关关系; 与自我隐忍策略存在显著正相关关系。(2) 善意性别偏见与反骚扰态度存在显著正相关关系; 与寻求公司外法律援助存在显著正相关关系。(3) 反性骚扰态度与组织内策略存在显著正相关关系; 性骚扰辩护态度与自我隐忍策略存在显著正相关关系。(4) 骚扰者责备态度与组织内策略存在显著正相关关系, 与自我隐忍策略存在显著负相关关系, 与寻求公司外法律援助存在显著正相关关系。(5) 在受害者是违反传统性别角色的情境下, 敌意性别偏见与骚扰者责备的负相关关系、与受害者责备的正相关关系更加明显。

#### 2. 相关思考

本研究结果表明, 敌意性别偏见与工作场所性骚扰辩护态度、受害者责备和自我隐忍的行为策略存在显著正相关关系。同时, 这与国外学者的相关研究具有一致性。<sup>[9][11]</sup>它启示我们, 性骚扰行为在本质上是敌意性别偏见的具体表现。在工作场所性骚扰行为的预防和应对过程中, 要重视纠正和改变当事人及公众的敌意性别偏见。同时, 要通过纠正个体敌意性别偏见以加强相关舆论引导, 减少和消除受害者责备和性骚扰辩护态度, 强化骚扰者责备, 鼓励受害者更多采用组织和法律策略而不是自我隐忍策略, 营造良好的工作环境, 为减少和消除性骚扰营造良好的社会文化氛围。此外, 本研究也说明, 相对于敌意性别偏见, 善意性别偏见者更倾向于持反对性骚扰的态度和行为反应。因此, 要防止极端女权主义者因为过分强调男女平等而忽略善意性别偏见的某

些积极成分。对于善意性别偏见,一方面要注意克服其可能带来的对女性事业心的消解和发展机会的剥夺;另一方面也要看到其对女性善意关爱的侧面,防止把孩子连同洗脚水一起倒掉的极端化倾向。同时,敌意性别偏见与“女经理”“现代女性”、“女经理”

“传统女性”、“普通职员”“现代女性”组的受害者责备存在显著相关,与“普通职员”“传统女性”组的受害者责备相关不显著,验证了敌意性别偏见一般指向反传统角色女性的相关理论。

#### [参考文献]

- [1]南莲·哈斯贝尔,猜吞·穆罕默德·卡西姆,康斯坦斯·托马斯,戴尔德·麦卡恩著,唐灿,黄觉,施蓉,周梅月,迟耿杰译.拒绝性骚扰——亚太地区反对工作场所性骚扰行动[M].长沙:湖南大学出版社,2003.
- [2]Glick P & Fiske S T.. The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating Hostile and Benevolent Sexism[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1996, 70(3):491-492.
- [3]Sakalli-Ugurlu N & Glick P.. Ambivalent Sexism and Attitudes toward Women Who Engage in Premarital Sex in Turkey[J]. *The Journal of Sex Research*, 2003,40(3):296-302.
- [4]Chen Z, Fiske S T, & Lee T.. Ambivalent Sexism, Marriage, and Power-Related Gender-Role Ideology[J]. *Sex Roles: A Journal of Research*, 2009,60(11):765-778.
- [5]陈志霞,陈剑峰.善意和敌意性别偏见及其对社会认知的影响[J].心理科学进展,2006,15(3).
- [6]Glick P, Diebold J, Bailey-Werner B, et al.. The Two Faces of Adam: Ambivalent Sexism and Polarized Attitudes toward Women[J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 1997,23(12):1323-1334.
- [7]Masser B, Brands R., Viki G T N & Abrams D.. Generalizing beyond Acquaintance Rape: The Role of Benevolent and Hostile Sexism in Accounting for Reactions towards Women Who Violate Norms and the Men Who Help Put Them Back in Their Place[Z]. Paper Presented at the Meeting of the Social Section of the British Psychological Society, London, UK, 2003.
- [8]Glick P, Fiske S T, Mladinic A et al.. Beyond Prejudice as Simple Antipathy: Hostile and Benevolent Sexism across Cultures [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2000,(79):763-775.
- [9]Begany J J, Milburn M A.. Psychological Predictor of Sexual Harassment: Authoritarianism, Hostile Sexism, and Rape Myth[J]. *Psychology of Men and Masculinity*, 2002, (3):119-126.
- [10]Russell B L, Trigg K Y.. Tolerance of Sexual Harassment: An Examination of Gender Differences, Ambivalent Sexism Social Dominance, and Gender Roles[J]. *Sex Roles*, 2004,50(7/8):565-577.
- [11]Yamawaki N, Darby R, & Queiroz A.. The Moderating Role of Ambivalent Sexism: The Influence of Power Status on Perception of Rape Victim and Rapist[J]. *Journal of Social Psychology*, 2007,(147) :41-56.
- [12]Viki G T, Abrams D & Masser B.. Evaluating Stranger and Acquaintance Rape: The Role of Benevolent Sexism in Perpetrator Blame and Recommended Sentence Length[J]. *Law and Human Behavior*, 2004, 28(3):295-303.
- [13]Langhinrichsen-Rohling J & Monson C M.. Martial Rape: Is the Crime Taken Seriously without Co-occurring Physical Abuse[J]. *Journal of Family Violence*, 1998,(13):433-443.
- [14]Goldberg C B.. The Impact of the Proportion of Women in One's Workgroup, Profession, and Friendship Circle on Males' and Females' Responses to Sexual Harassment[J]. *Sex Roles*, 2001,(45):359-374.

责任编辑 迎红