

辱虐管理对员工职场偏差行为的影响： 组织认同的中介作用

颜爱民，高莹

(中南大学 商学院，湖南 长沙 410083)

摘 要：本文将社会交换理论和社会认同理论相结合，探讨中国情景下辱虐管理对员工职场偏差行为的影响以及在这一影响过程中的内部作用机制。采用层次回归分析的方法，对从全国各地进行问卷调查获取的225份有效数据进行分析，结果表明：(1)中国情景下辱虐管理对员工职场偏差行为有着显著的影响；(2)组织认同在辱虐管理与员工职场偏差行为中起部分中介作用。

关键词：辱虐管理；组织认同；员工职场偏差行为

中图分类号：F246 **文章标识码：**A **文献编号：**1008-2700(2010)06-0055-07

一、问题的提出

近些年来，越来越多的学者开始关注领导者“坏行为”的理论和实证研究^[1]。学者们以探究领导者在职场中的破坏行为以及该类行为对组织和个体的负面影响为研究目的，形成了领导研究的新视角——破坏型领导(destructive leadership)。破坏型领导是一系列负面领导行为的统称，这些行为包括辱虐管理(abusive supervision)、欺凌、暴君行当、毒性领导、出轨、骚扰型领导等^[2]。作为破坏型领导的一种，辱虐管理是指下属感知的主管持续表现出的语言或非语言性敌意行为，但并不包括身体接触类的侵犯(Tepper, 2000)^[3]。

国内外学者关于辱虐管理影响结果的研究，主要从对员工积极角色外行为的影响为切入点，如组织公民行为，下属会通过减少自己的OCB来平衡因受辱虐而产生的不公平感，并提高自我控制感^[4]。但对于角色外行为两个极端之一的消极角色外行为——员工职场偏差行为的研究并不多见，并主要集中于西方文化背景下的研究，跨文化研究较少。国内学者除吴隆曾等人研究了中国情境下辱虐管理对员工OCB的影响外^[5]，对于消极角色外行为的相关研究还处于空白。我国社会现象中，十分重视领导。由于社会权利赋予较大，领导对下属的管理方式主要由领导决定，较少会顾及下属的需求，客观上具有滋生辱虐管理的“温床”。基于上述考虑，本文第一个研究内容是：探讨中国文化背景下企业中辱虐管理对员工职场偏差行为的影响。

目前，我们对于辱虐管理的认知大多是建立在它与某些变量之间的相关关系或因果关系基础上的，而

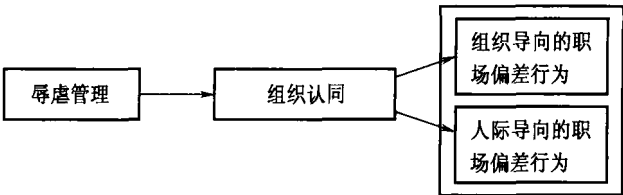
收稿日期：2010-07-27

作者简介：颜爱民(1963-)，男，湖南邵阳人，教授、管理学博士、博士生导师，研究方向为人力资源管理；高莹(1985-)，女，吉林四平人，硕士研究生，研究方向为人力资源管理。

很少有学者对这些关系的内部作用机制进行深入的剖析。辱虐管理之所以会导致员工消极角色外行为，一定是破坏了对实施该领导行为的管理者及组织的认知与情感，因此，对辱虐管理产生负面效应的中介机制是需要关注的。

Baumeister 和 Leary (1995) 认为，归属和认同

是个体最基本的需要之一^[6]。根据社会认同理论 (Social Identity Theory, SIT, Turner, 1987) 的观点，组织认同 (organizational identification, OI) 是个体定义自我，并最终归属于组织的过程^[7]。研究发现，组织认同对员工的满意度、工作卷入、离职意愿、份内绩效、周边绩效有很好的预测作用 (Ridetta, 2005)^[8]。国内学者沈伊默 (2007) 也探讨了社会交换、组织认同对个体的工作态度和行为的影响^[9]。我们认为组织认同作为“维系个体和组织关系强有力的心理纽带”，可能在辱虐管理和员工职场偏差行为的关系间起着中介桥梁作用。因此，本文的第二个研究内容是：探讨组织认同在辱虐管理与员工职场偏差行为间的中介作用。研究框架如图 1 所示：



1. 辱虐管理对员工职场偏差行为的影响

依据社会交换理论 (social exchange theory, SET) 与互惠性原则 (Cropanzano 和 Mitchell, 2005)，员工从组织中获得了负向的心理体验时，他们就倾向于表现出负面反馈行为，其中包括职场偏差行为。职场偏差行为是指组织成员故意针对组织本身或内部其他成员而做出的违反或对抗重要的组织规范，从而给整个组织或组织内其他成员的利益带来损害的行为^[10]。近期一些研究表明辱虐管理与职场偏差行为存在正相关关系。如 Mitchell 等 (2007) 认为辱虐管理会营造一种易滋生各种职场偏差行为的氛围，它与组织导向、主管导向和人际导向职场偏差行为都正相关^[11]。Tepper 等 (2008) 研究发现，在同事默许职场偏差行为和同事表现出更多的职场偏差行为两种情况下，知觉到的辱虐管理会通过下属的情感承诺影响职场偏差行为。现有研究中与辱虐管理相关的职场偏差行为大致分为两种：一种是受侵犯的员工替代性地报复组织，从而引起的组织导向职场偏差行为；另一种是受侵犯的员工选择直接报复主管或替代性的报复周围的同事，从而引发人际导向职场偏差行为^[12]。中国人往往是“内敛”而“含蓄”的，当发生人际关系上的冲突和矛盾时，人们在“隐忍”这一民族性格和至少看起来和谐的这种思想观念的驱使下，倾向于尽可能的将“大事化小、小事化了”，但事实上是会反映为一种隐性的纠葛和冲突，或者说利益上的矛盾和不协调。因此，当员工感知到自己遭受到主管的辱虐时，员工会通过迟到早退、磨洋工等与组织敌对的行为以及不采纳同事合理化建议等人际导向的抵制活动来获取心理的平衡。因此，提出以下假设：

假设 1：辱虐管理与组织导向及人际导向的职场偏差行为有显著的正向关系，即员工感知到的辱虐管理越强，其职场偏差行为就越多。

2. 组织认同的中介作用

Ashforth 和 Mael (1989) 认为组织认同是社会认同的特殊形式，是个体对与组织的一致性和归属感的认知^[13]。Aryee (2007) 指出，当员工遭受领导辱虐时，能够知觉到领导的不尊重、不信任，由于主管是组织的代言人，其言行也就代表了组织对员工的态度，因此遭受领导辱虐的员工会降低其对组织的情感依附程度和认同程度^[14]。Smidts 等 (2001) 则从组织氛围的视角对组织认同进行了探索，发现组织沟通氛围显著地影响组织认同。组织氛围中的同事关系，即员工与员工或领导之间家庭成员般的关系有利于提升员工的组织认同感^[15]。而 Epitropaki (2003) 证明了变革型领导会引发员工的组织认同，Benkhoff (1997a) 也证明了上级支持与组织认同高度相关。因此，我们可以从组织氛围、建设型领导的与组织认同的影响关系来推演出组织中辱虐管理会影响员工的组织认同。另外，Martink 等 (2002) 在对大量研究员工职场偏差行为前因变量的文献进行分析的基础上，通过整合强化理论、期望理论与社会学习理论后提出，员工职场偏差行为是由个体和组织情境之间的复杂交互作用通过认知过程而引起的^[16]。换言之，

认知过程是个体差异和组织情境影响员工职场偏差行为的重要中介变量。与此同时，也有很多学者进行过组织认同和组织公民行为间关系的研究，例如 Dukerich（2002）的研究表明，组织认同对组织公民行为的影响非常显著（ $\beta = 0.62$ ）^[17]。由于 Bennett Stamper（2001）认为组织公民行为和员工职场偏差行为是员工自发性行为的连续带的两端，因此，组织公民行为的前因变量可以看作是员工职场偏差行为的前因，而其影响作用恰恰相反^[18]。所以综上所述，辱虐管理通过组织认同影响员工职场偏差行为的假设具有理论和逻辑上的双重合理性。因此，我们提出以下假设：

假设 2：辱虐管理与员工组织认同之间存在显著的负相关关系，即员工感知的辱虐管理越强，其组织认同也就越低。

假设 3：组织认同与员工职场偏差行为两个维度之间存在显著的负相关，即员工的组织认同越低，其表现出来的职场偏差行为越多。

假设 4：组织认同在辱虐管理影响员工职场偏差行为的过程中起中介作用。

二、研究方法

1. 被试及调查过程

本研究的实证数据主要分两部分：第一部分为初试数据，由于主要量表都是基于西方文化背景开发或修改而成，因此，通过对初试数据的分析来适当的删减和修正问卷的条目。初试数据主要是通过电子问卷的形式依托专业的网络在线调查平台收集。我们于 2010 年 4 月 19 日将电子问卷正式发布在问卷星（问卷星：www. sojump. com 问卷号：ID：331167）上，截至 2010 年 5 月 26 日共收集到 153 份电子问卷。第二部分为正式调研数据，通过委托中间人在不同地区的企业内协助发放纸质问卷及电子问卷两种途径收集。截至 2010 年 6 月 19 日我们陆续收到来自广州（3 家企业 58 份问卷）、青岛（2 家企业 37 份问卷）、深圳（1 家企业 35 份问卷）、长沙（2 家企业 46 份问卷）共计 166 份，与此同时，我们还在网络上获得了 106 份正式版电子问卷。通过对 272 份问卷的认真研判，剔除答题项严重缺失 18 份，以及填写存在前后矛盾的问卷 29 份，本研究共获得有效问卷 225 份，有效回收率为 82.7%。

在样本结构方面，男性占 56.2%，女性占 43.8%，年龄分布以 30 岁以下及 31~40 岁为主（分别占 41.3%、27.6%），平均工作经验为 4.6 年。从员工学历结构上来看，大专及以下共 39 人，占 17.5%，大学本科共 133 人，占 58.2%，研究生及以上共 53 人，占 24.3%。

2. 研究工具

（1）辱虐管理。采用目前应用较广泛的 Tepper（2000）量表测量，该量表已有部分学者施测于中国样本，且具有较高的信度。共包括 15 个题项，如“我的主管对下属置之不理”、“我的主管常常为摆脱自己的尴尬而批评下属”、“我的主管对下属撒谎”等。

（2）组织认同。采用最具代表性的 Mael 和 Ashforth（1992）开发的 OIQ 问卷（Organizational Identification Questionnaire），该问卷包含 6 个项目，如“当他人赞扬我公司时，我感觉这也是对我个人的赞美”、“我很想知道其他人是怎么看待我公司的”等。

（3）员工职场偏差行为。在参考樊景立教授的组织公民行为的反向计分条目和 Robinson 和 Bennett（2000）的职场偏差行为条目基础上，编制了 13 条适合中国组织情境的职场偏差行为条目。如“未经主管同意故意迟到早退”、“假公济私，利用职权谋取个人利益”、“不重视、不理睬同事所提出的合理意见和建议”等。

此外，由于辱虐管理与职场偏差行为均为负面行为，为避免被试作假回答，对两个量表分别采用模糊测量的方法即不是直接询问上司对自己的情况，而是“主管对下属”的陈述方式以及投射测量即间接询问其周围同事职场偏差行为的表现，而不是直接询问员工本人。以上主要变量均采用 Likert5 点量表施测。

三、数据分析和结果

本研究采用 SPSS15.0 和 AMOS7.0 对数据进行统计分析处理，我们主要分为两步进行。第一步，采用探索性因素分析和验证性因素分析以及信度检验方法检测各潜变量的构思效度及和信度。第二步我们通过层次回归分析（Hierarchical regression analysis，HRM）来检验组织认同在辱虐管理与员工职场偏差行为间的中介作用，根据 Baron&Kenny（1986）^[19] 的建议，中介效应须满足以下几个条件：（1）自变量对因变量存在显著影响；（2）自变量对中介变量存在显著影响；（3）自变量与中介变量同时代入回归方程结束因变量时，中介变量的效应显著而自变量的效应消失（完全中介效应）或者减弱（部分中介效应）。

1. 潜变量的测验的信度和效度检验

根据初试数据，分别对辱虐管理、组织认同、职场偏差行为测量问卷进行了探索性因素分析。分量表的 KMO 值分别为 0.87、0.85、0.81，通过了 Bartlett’s 球形检验（ $p < 0.001$ ），适合进行因素分析。结果显示辱虐管理共取得了 3 个主成分，解释总变异量为 62.54%，但 4 个题项存在较严重的双重负荷现象，将其删除之后，进行第二次因素分析并对因素负荷矩阵进行正交旋转处理，结果只得到 1 个特征值大于 1 的因素，表明辱虐管理测量问卷具有单维性。这与西方学者关于辱虐管理单维结构的认定较一致。随后我们对问卷进行信度检验，Cronbach’s α 系数为 0.89，说明修订后的问卷具有较高的信度。在组织认同问卷的分析中，对因素负荷矩阵进行正交旋转处理，也只得到 1 个特征值大于 1 的因素，表明组织认同测量问卷具有单维性。Cronbach’s α 系数为 0.86，内部一致性信度达到可接受水平。在对职场偏差行为问卷进行第一次探索性因素分析过程中，我们也删除了 2 个双重负荷项目和 1 个有歧义的项目，第二次分析中同样对因素负荷矩阵进行了正交旋转处理，并取得 2 个因素，解释总变异量为 68.04%，Cronbach’s α 系数分别为 0.91、0.87。进一步根据正式测验数据采用验证型因素分析方法进行检验。结果显示双因素模型最佳，各项拟合指数分别为： $\chi^2/df = 2.681$ ， $p = 0.001$ ，CFI = 0.933，RMSEA = 0.071，与我们最初的组织导向及人际导向的两维度假设基本一致。

2. 变量的描述性统计分析结果

表 1 各主要变量的均值、标准差和变量间相关系数

变量	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 性别	1.40	0.49	1									
2. 婚姻状况	1.14	0.35	0.12	1								
3. 年龄	1.08	0.31	0.05	0.49**	1							
4. 文化程度	1.99	0.41	-0.04	-0.17	0.21	1						
5. 累计工作时间	1.36	0.68	0.02	0.59**	0.59**	-0.08	1					
6. 工作性质	2.36	0.82	0.19	-0.11	0.04	-0.10	-0.09	1				
7. 辱虐管理	2.08	0.76	-0.05	0.12	0.11	-0.10	0.13	-0.27*	0.89			
8. 组织导向偏差行为	2.58	0.98	-0.22*	0.02	0.08	0.15	-0.04	0.04	0.39**	0.91		
9. 人际导向偏差行为	2.16	0.84	-0.22	0.12	0.16	0.01	0.13	-0.06	0.42**	0.63**	0.87	
10. 组织认同	3.24	0.62	0.04	-0.02	-0.02	0.02	-0.01	-0.02	-0.38**	-0.29**	-0.33**	0.86

注：* $P < 0.05$ ** $P < 0.01$ （双尾检验），对角线上数据表示该量表的内部一致性。

表 1 中显示了各变量的平均数、标准差、各变量间的相关系数及量表的信度系数。从表 1 中我们可以看出，量表的 Cronbach’s α 系数值在 0.86~0.91 之间，说明各量表具有良好的信度。同时，我们还可以看出，辱虐管理与组织导向的职场偏差行为、人际导向的职场偏差行为、组织认同均显著相关，组织认同

与组织导向及人际导向的职场偏差行为均显著相关。这也为后面的组织认同的中介作用分析提供了必要的前提（Baron&Kenny，1986）。

3. 假设检验

对于前述假设，我们采用层级回归（Hierarchical regression analysis，HRM）方法检验。首先，我们将性别、年龄等人口统计学变量作为自变量，职场偏差行为作为因变量建立回归模型 1；其次，我们利用人口统计学变量作为控制变量，辱虐管理作为解释变量，职场偏差行为作为因变量一起建立回归模型 2；最后，辱虐管理和组织认同一起作为解释变量，职场偏差行为作为因变量一起建立回归模型 3。此外，我们还对各变量的方差膨胀因子 VIF 进行了检验；回归模型中各主要变量的方差膨胀因子均小于 2（表 2 未具体列出，辱虐管理 = 1.348，组织认同 = 1.202），因此可以判定回归模型中各主要变量之间不存在多重共线性问题。

从表 2 中可以看出辱虐管理对组织导向偏差行为（M2， $\beta = 0.215$ ， $P < 0.01$ ）和人际导向的职场偏差行为（M5， $\beta = 0.468$ ， $P < 0.01$ ）都有显著影响，假设 1 得到了数据的支持。M3 在加入中介变量（组织认同）后，辱虐管理对组织导向的职场偏差行为的影响变为不显著，而组织认同对组织导向的职场偏差行为具有显著的负向影响（M3， $\beta = -0.158$ ， $p < 0.01$ ）M6 加入中介变量（组织认同）后，辱虐管理对人际导向的职场偏差行为影响的显著性减弱，但组织认同对组织导向的职场偏差行为也具有显著的负向影响（M6， $\beta = -0.181$ ， $p < 0.01$ ），假设 1、3 得到检验。

表 2 辱虐管理、组织认同、职场偏差行为的层次回归结果（N = 225）

控制 变量	因变量 组织导向的职场偏差行为						因变量 人际导向的职场偏差行为					
	M1		M2		M3		M4		M5		M6	
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t
性别	-0.077	-0.916	-0.083	-1.012	-0.076	-0.921	-0.067	-0.746	-0.063	-0.853	-0.065	-0.861
婚姻状况	0.019	0.226	0.031	0.375	0.036	0.436	-0.042	-0.463	-0.013	-0.176	-0.008	-0.106
年龄	0.134	1.521	0.091	1.043	0.098	1.129	0.178 *	2.012	0.085	1.063	0.092	1.179
文化程度	0.142 *	2.014	0.089	1.023	0.071	0.816	-0.036	-0.512	0.047	0.741	0.042	0.666
累计工作 t	-0.081	-0.899	-0.081	-0.924	-0.083	-0.957	0.086	0.946	0.085	1.055	0.082	1.043
工作性质	0.089	1.328	0.151 *	2.214	0.127	1.867	-0.001	-0.011	0.134 *	2.162	0.107	1.739
自变量												
辱虐管理			0.215 ***	3.247	0.132	1.954			0.468 ***	7.748	0.154 *	2.285
中介变量												
组织认同					-0.158 **	-2.331					-0.181 **	-2.958
R2 值	0.113		0.345		0.376		0.102		0.297		0.324	
F	4.634 **		15.653 ***		16.727 ***		4.146 **		13.092 ***		14.959 ***	
ΔR^2 值	0.113		0.232		0.031		0.102		0.195		0.027	

根据 Baron 和 Kenny（1986）的建议，满足中介作用的条件同时还需证明辱虐管理对组织认同也有显著的负向影响，因此，我们再次采用 HRM 检验两者之间的关系，结果如表 3 所示， $\beta = -0.429$ $P < 0.001$ ，说明辱虐管理与组织认同之间存在显著的负相关关系。因此，结合前文的结论，我们可以得出组织认同在辱虐管理导致员工职场偏差行为的过程中起部分中介作用，假设 2 得到了数据的支持。

表 3 辱虐管理与组织认同的层次
回归结果 (N = 225)

控制变量	中介变量 组织认同			
	M7		M8	
	β	t	β	t
性别	0.027	0.395	0.039	0.611
婚姻状况	0.054	0.598	0.030	0.360
年龄	-0.044	-0.469	0.042	0.486
文化程度	0.046	0.623	-0.030	-0.434
累计工作 t	-0.014	-0.149	-0.013	-0.154
工作性质	-0.025	-0.355	-0.149 *	-2.204
自变量				
辱虐管理			-0.429 ***	-6.528
R ² 值	0.085		0.312	
F	0.166		6.258 ***	
ΔR^2 值	0.085		0.227	

注: * P < 0.05, ** P < 0.01, *** p < 0.001。

差行为的内部过程。我们将社会交换理论和社会认同理论相结合进行探讨, 研究结果发现, 在强调人际关系和谐与融洽的中国文化背景下, 员工对组织认同中较为重视的因素是对人的关系的认同, 确切地说是对领导关系的认同, 领导个人对下属的言行和态度更容易被理解为组织对员工的态度。因此, 当员工遭受领导辱虐时, 能够知觉到领导的不尊重、不信任, 因此, 员工会降低其对组织的情感依附程度和认同程度, 并对组织的认知和归属做出消极的判断, 进而影响员工的行为。这一结论也为打开辱虐管理究竟如何影响员工职场偏差行为的“黑箱”, 做出了相应的尝试。

2. 实践意义

本研究对现实人力资源管理实践也有着十分重要的意义, 组织认同是维系个体和组织关系强有力的纽带, 它对个体的表现和行为产生着十分重要的影响。当组织中不可避免的发生辱虐管理时, 一方面组织应该通过肯定雇员的价值和贡献, 关心员工的生活等措施来“弥补”其对组织认同的“削减”作用, 另一方面, 企业也应该从提升组织外在声誉着手, 促使员工产生更多的认同感, 进而避免或者减少员工的职场偏差行为。

3. 研究局限及展望

首先, 研究中国的组织情景中的问题, 我们采用的测量工具均是在西方文化背景与组织情景下发展出来的, 虽然我们修订了部分量表, 但更为严谨的做法是选用本土测量工具, 从而使变量的测量与中国本土的实际情况更相符。其次, 由于受时间和研究条件的限制, 本文只能采用横截面数据 (Cross - sectional Data) 进行相应的实证分析, 但辱虐管理对员工职场偏差行为的影响在时间上可能具有一定的滞后性。因此, 在今后的研究中应该尽可能的采用纵向研究的方法, 利用面板数据对文中提及的一些理论假设进行更为深入而可靠的分析。

五、结论

员工感知到的辱虐管理越强烈, 工作中越容易发生职场偏差行为。而在这种正向效应的过程中组织认同起到了中介作用, 员工感知到主管的辱虐会降低其对组织的认同, 进而增加职场偏差行为, 组织认同在辱虐管理对组织导向的职场偏差行为和人际导向的偏差行为的影响过程中分别起到了完全中介作用和部分中介作用, 人际导向的偏差行为可能还受其他因素的影响。

参考文献:

[1] Harris KJ, Kacmar K M, Zivnuska Z. An investigation of abusive supervision as a predictor of performance and the meaning of work as a modera-

tor of the relationship[J]. The Leadership Quarterly,2007,18(3): 252 – 2631.

[2]Einarsen S, Aasland M S, Skogstad A. Destructive leadership behavior: A definition and conceptual model[J]. The Leadership Quarterly,2007, 18(3): 207 – 2161.

[3]Tepper B J. Consequences of abusive supervision[J]. Academy of Management Journal,2000,43(2): 178 – 190.

[4]Zellars K L, Tepper B J, Duffy M K. Abusive supervision and subordinates' organizational citizenship behavior[J]. Journal of Applied Psychology,2002,87(6): 1068 – 1076.

[5]吴隆曾,刘军,刘刚. 辱虐管理与员工表现:传统型与信任的作用[J]. 心理学报,2009,(6).

[6]Baumeister R F, Leary M R. The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. [J]. Psychological Bulletin,1995,117:497 – 529.

[7]Turner J C. Rediscovering the social group: A self – categorization theory[M]. New York: Blackwell,1987.

[8]Ridetta M. Organizational identification: A metaanalysis[J]. Vocational Behavior,2005,66:358 – 384.

[9]沈伊默. 从社会交换的角度看组织认同的来源及效益[J]. 心理学报,2007,(5).

[10]Robinson S L, Bennett R J. A typology of deviant workplace behaviors: A multidimensional scaling study[J]. Academy of Management Journal,1995,38(2): 555 – 572.

[11]Mitchell M S, Ambrose M L. Abusive supervision and workplace deviance and the moderating effects of negative reciprocity beliefs[J]. Journal of Applied Psychology,2007,92(4): 1159 – 1168.

[12]Bennett R J, Robinson S L. Development of a measure of workplace deviance[J]. Journal of Applied Psychology,2000,85(3):349 – 360.

[13]Ashforth B E, Mael F. Social identity theory and the organization[J]. Academy of Management Review,1989,14:20 – 39.

[14]Aryee S, Chen Z X, Sun L Y, Debrah Y A. Antecedents and outcomes of abusive supervision: Test of a trickle – down model[J]. Journal of Applied Psychology,2007,92(1): 191 – 201.

[15]Smidts A, Pruyn A T H, Van Riel C B M. The impact of employee communication and perceived external prestige on organizational identification [J]. Academy of Management Journal,2001,49(5):1051 – 1062.

[16]Martink M J, Gundlach M J, Douglas S C. Toward and integrative theory of counter productive workplace behavior: A causal reasoning perspective[J]. International Journal of Selection and Assessment,2002,10(1/2):36 – 50.

[17]Dukerich J M, Golden BR, Shortell S M. Beauty is in the eye of the beholder: The impact of organizational identification, identity and image on the cooperative behaviors of physicians[J]. Administrative Science Quarterly,2002,47(3):507 – 533.

[18]Bennett R, Stamper C L. Corporate citizenship and deviance: a study of discretionary work behavior[A]. In Galbraith, S. C., Ryan, M. (Eds), Strategies and Organizations in Transition[C]. Amsterdam, London: JAI Press,2001:269 – 290.

[19]Baron R M, Kenny D A. The moderator mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology,1986,51:1173 – 1182.

Effects of Abusive Supervision on Workplace Deviance: Organizational Identification as Mediator

YAN Ai – min, GAO Ying

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Base on the social exchange theory and social identity theory, this paper discusses the impact of abusive supervision on employees' workplace deviance behavior and the mediating effect between them in China scenarios. Total 225 employees from different province were sampled and Hierarchical Regression Modeling was employed to analyze the data. The result shows that abusive supervision has an significant effect on employees' workplace deviance behavior; organizational identification mediates the relationship between abusive supervision and employees' workplace deviance behavior.

Key words: abusive supervision; organizational identification; workplace deviance

(责任编辑:范子奇)