

罪犯自制力对敌意抑制效应的中介与调节变量

应贤慧, 戴春林

(浙江师范大学教师教育学院心理学系, 浙江 金华 321004)

【摘要】 目的: 考察罪犯自制力对其自尊和敌意认知的抑制作用, 揭示这一过程的中介变量和调节变量。方法: 采用自我控制能力量表、自尊量表和敌意问卷, 对 164 名罪犯进行测量。结果: 罪犯自制力可有效抑制敌意认知 (总效应 $=-0.39$, $t=-5.46$, $P<0.01$), 自尊起部分中介作用 (间接效应值 $=-0.05$, $t=-1.99$, $P<0.05$); 自尊与敌意认知存在显著负相关 ($r=-0.277$, $P<0.001$); 交互作用项“年龄 \times 自制力”的回归系数在以敌意和自尊为因变量的回归方程中均达显著水平 ($B=0.216$, $t=2.513$, $P<0.01$; $B=-0.197$, $t=2.293$, $P<0.01$), 年龄对自制力与敌意、自制力与自尊的关系具有调节作用。结论: 罪犯自制力对敌意有抑制效应, 自尊起部分中介作用, 年龄起调节作用, 年龄越大, 自制力对自尊和敌意的影响越小。

【关键词】 自我控制; 敌意; 罪犯; 中介变量; 调节变量

中图分类号: R395.2

文献标识码: A

文章编号: 1005-3611(2008)05-0526-03

Inhibitory Effect of Criminals' Self-Control on Hostility and the Role of Mediator and Moderator

YING Xian-hui, DAI Chun-lin

Deptment of Psychology, School of Teacher Education, Zhejiang Normal University, Jinhua 321004, China

【Abstract】 Objective: To explore the inhibitory effect of criminals' self-control on hostility and the role of mediator and moderator. **Methods:** The Self-Control Scale and the Self-Esteem Scale and Hostility Questionnaire were used to test 164 Criminal. **Results:** The inhibitory effect of criminals' self-control on hostility was significant (total effect $=-0.39$, $t=-5.46$, $P<0.01$), and self-esteem partly mediated the relationship between self-control and hostility (indirect effect $=-0.05$, $t=-1.99$, $P<0.05$). There was significant negative correlation between self-esteem and hostility ($r=-0.277$, $P<0.001$). The regression coefficients of interaction term age \times self-control were significant in the two regression equations by taking hostility and self-esteem as the dependent variables ($B=0.216$, $t=2.513$, $P<0.01$; $B=-0.197$, $t=2.293$, $P<0.01$). **Conclusion:** The criminals' self-control has significant inhibitory effect on hostility, partly mediated by self-esteem. Age can serve as the moderator between self-control and hostility as well as between self-control and self-esteem.

【Key words】 Self-control; Hostility; Criminal; Mediating effect; Moderating effect

敌意认知(Hostility)是个体攻击性结构的重要维度之一^[1]。80 年代以来, 受认知心理学总体发展趋势的影响, 攻击性的认知因素备受重视, 被视为外界线索与个体行为反应间的中介变量^[2]。Aderson 等的攻击性一般模型 GAM (The General Aggression Model), 亦将敌意思维等认知因素视为输入变量影响攻击行为的中介变量^[3]。

与敌意集中于外界线索的认知指向不同, 自尊是个体在整体上对自己“做人”的自我评价^[4], 是集中于内部线索的认知指向。从功能上看, 自尊的作用主要表现在对消极评价性反馈的中介调节效应和终极性的心理健康功能方面^[4]。关于自尊与敌意或攻击性的关系, 传统观点认为两者存在负向关系^[5,6]。但 Baumeister 等^[7]认为, 个体对自我的评价越积极, 外在反馈的威胁阈就越宽, 同样一个评价等级, 对低自尊者是一种赞扬, 而对高自尊者是一种威胁。据此, 显然自尊越高者, 越具敌意倾向。Baumeister 等

还提出高自尊理论 (High Self-Esteem Theory)^[7], 认为, 良好的但不稳定的、过分膨胀的甚至无依据的自我意象, 和消极的外界评价, 会威胁个体原有自我意象; 面对这一受威胁的自我 (Threatened egotism), 个体如果选择拒绝外界评价, 维持原有自我意象, 就会将消极情绪指向威胁源, 引起攻击性反应。但 Webster 等研究又发现, 不同领域的自尊对敌意和攻击性甚至具有方向相反的影响效应^[8]。针对这一结论互异现象, 辛自强等认为, 原因之一或许在于没有考察影响二者关系的“第三变量”, 即中介和调节变量^[9]。

自制力是个体为实现目标, 主动把握和调控自己心理和行为的能力。攻击行为的动因是特殊的性格和自我意识, 自我 (包括自我认知、自我体验和自我控制) 既是行为的动力要素, 也是行为的控制要素^[10]。Gottfredson 等的犯罪一般理论甚至将低自我控制视为犯罪性的实质和核心, 认为增加自我控制, 可以降低犯罪及其他类似行为的可能性^[11]。但犯罪经济学认为, 一个理性的罪犯, 总要考虑实施犯罪行为可能造成的代价^[12]。而能够如此深思熟虑的罪犯,

【基金项目】 浙江省哲学社会科学一般课题 (N05JY01)

通讯作者: 戴春林

显然具有高自制力和高敌意并存的心理特点。可见,自制力与敌意的关系同样有必要作深入探讨。

本研究以服刑人员为对象,拟探讨如下问题:①自制力对敌意存在何种影响;②自尊是否起中介效应;③年龄对三变量关系是否起调节作用。

1 对象与方法

1.1 被试

选取某省区男女监狱各 1 所,共调查 164 名服刑人员,其中男性 86 人,占 52.4%,女性 78 人,占 47.6%;平均年龄 33.89±9.93 岁,最小年龄 20 岁,最大 65 岁(年龄信息未填 14 人)。

1.2 研究工具

1.2.1 自我控制量表^[13] Cournoyer 编制,万育维转译为中文,共有 36 个项目,内容涉及个体对认知、情绪和行为的自我控制,得分越高,表明自我控制力越强。

1.2.2 敌意问卷^[1] 采用 Buss 等编制的攻击性问卷中的敌意(Hostility)分量表。量表由戴春林和吴明证汉化。攻击性问卷敌意部分共有 8 个项目,得分越高表明攻击性认知水平越高。

1.2.3 自尊量表^[14] 由 Rosenberg 编制,共 10 个项目,分值越高,自尊程度越高。本研究发现项目 8“我希望我能为自己赢得更多的尊重”与总分相关较低,影响信度指标,可能不适合服刑人员群体的测量,故该项目得分不计入自尊总分。

1.3 数据处理

采用 SPSS13.0 和 Lisrel8.7 作数据处理。

2 结 果

2.1 罪犯各变量的相关系数及平均数、标准差

罪犯自制力、自尊、敌意认知和年龄的相关系数及平均数、标准差如表 1 示:自制力与自尊存在非常显著的正相关($P<0.001$),而与敌意则呈非常显著的负相关($P<0.001$);自尊和敌意的负相关也达到非常显著水平($P<0.001$);罪犯年龄与其各变量的关系均不显著($P_s>0.05$)。

2.2 自制力对敌意认知的抑制效应及自尊的中介作用

基于研究假设,建构自制力、自尊和敌意的关系模型。由于变量彼此间关系均允许自由估计,模型自由度为 0,模型为饱和模型(如附图)。模型各条路径系数均达显著水平($P_s<0.05$),模型稳定性系数(Largest Eigenvalue of $B*B'$)为 0.028,小于 1,说明模型系统稳定,模型没有问题。

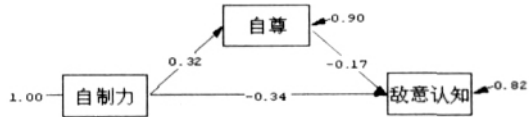
对于中介模型的检验,通过 Lisrel8.7 直接估算出中介路径的标准误和 t 值(即 Sobel 检验中的 z 值),如果 t 值达到显著水平,则表明中介效应有效。

路径的效应分解与检验结果见表 2:自制力对敌意的抑制效应,包括直接效应(direct effect)(效应值=-0.34)和以自尊为中介的间接效应(indirect effect)(效应值=0.05)。

表 1 服刑人员各变量的相关矩阵及平均数、标准差

观测变量	平均数±标准差	1	2	3	4
1 年 龄	33.887±9.928	1			
2 自制力	4.036±0.512	0.066	1		
3 自 尊	2.782±0.415	0.117	0.321***	1	
4 敌 意	2.539±0.809	0.041	-0.394***	-0.277***	1

注:* $P<0.05$,** $P<0.01$,*** $P<0.001$,下同。



Chi-Square=0.00, df=0, P-value=1.00000, RMSEA=0.000

附图 罪犯自制力、自尊和敌意的结构方程模型($n=164$)
注:①模型中的数值均为标准化系数;②各条路径系数均达显著性水平, t 绝对值在 2.24~4.53 间。

表 2 罪犯自制力对敌意影响路径的效应分解

效应	标准化效应值	占总效应比例(%)	标准误	t 值
直接效应	-0.34	87.18	0.08	-4.53**
间接效应	-0.05	12.82	0.03	-1.99*
总效应	-0.39	100.00	0.07	-5.46**

2.3 年龄对自制力与自尊、敌意关系的调节作用

根据调节作用分析的要求^[15],对年龄调节作用的检验,遵循以下步骤:①将年龄、自制力、自尊和敌意四个变量转化为标准分;②生成交互作用项“年龄×自制力”、“年龄×自尊”;③进行分层回归分析,在第一步引入主效应项,第二步引入交互作用项,通过新增解释量(ΔR^2)或者交互作用项的回归系数是否显著,判断年龄的调节效应是否显著。从表 3 看,第二步调节效应的解释量均达显著水平($P_s<0.05$);交互项“年龄×自制力”的 B 值均达显著水平($P_s<0.05$),而“年龄×自尊”的回归系数不显著,表明年龄对自制力和敌意、自制力和自尊的关系都存在调节作用,而对自尊和敌意的关系没有显著影响。

为更具体揭示年龄调节效应的大小和方向,以±0.5 个标准差为标准,将样本分为高龄组和低龄组,然后分别进行敌意对自制力、自尊对自制力的分组回归。结果显示,在敌意对自制力的回归方程中,低龄组标准化斜率为-0.556($t=-4.732$, $P<0.001$),而高龄组标准化斜率为 0.008 ($t=0.051$, $P=0.960$),可见,年龄越低,自制力对敌意的抑制作用越强。在自尊对自制力的回归中,低龄组标准化斜率为 0.429 ($t=3.362$, $P<0.01$),高龄组的斜率为 0.080($t=0.494$, $P=0.624$),随着年龄的提高,自制力对自尊的影响也越来越弱。需要注意的是,由于自制力对自尊的影响

受到年龄的调节,因此,自尊的中介效应也受年龄的影响,随着年龄提高,自制力对自尊的影响趋弱,该

中介效应也将被削弱,这实质上是一项有中介的调节模型^[15]。

表3 罪犯年龄对自制力与自尊、敌意关系的调节作用(n=150)

因变量	步骤	预测变量	ΔR^2	F值变化量	B值	t值
敌意认知	第一步:主效应	自制力(z值)	0.183	10.897***	-0.347	-4.392***
		自尊(z值)			-0.166	-2.056*
		年龄(z值)			0.083	1.094
自尊	第二步:调节效应	年龄×自制力	0.036	3.278*	0.216	2.513*
		年龄×自尊			0.017	0.208
		年龄×敌意			0.095	1.231
敌意认知	第一步:主效应	自制力(z值)	0.111	9.184***	0.308	4.016***
		自尊(z值)			0.095	1.231
		年龄(z值)			-0.197	-2.293*

注:根据调节效应分析要求,各预测变量(包括交互项)回归系数采取非标准化解(B)。

3 讨 论

研究发现,自制力对敌意存在抑制效应。作为行为的动力和控制要素^[10],自制力对行为的控制,更主要是通过思维方式和认知方式的调控而实现。段晓英等^[16]发现,与一般少年相比,犯罪少年自制力较低,有较高的冲动冒险性,当冲动冒险性平均每提高一个单位,犯罪行为发生的可能性将增加1.046倍。陈卓生等^[17]也发现,随着服刑时间的增加,罪犯心理呈现冲动性下降、攻击性和犯罪思维改善的特点。因此,许多犯罪行为往往源于个体不良的社会认知,以及对自身认知结构的低自知力和自制力。犯罪一般理论^[11]将低自我控制视为犯罪性的实质和核心,具有一定合理性,强调了自制力在犯罪心理结构中的重要地位。

从结构模型看,自制力对敌意的影响,除了直接路径外,还包括以自尊为中介的间接路径。自尊的中介效应表明,自制力对敌意的抑制可以通过提高其自尊感而实现。一方面,自制力通过调整个体的认知倾向和归因方式,对外界的反馈进行过滤和重新组织,维持或优化对“自我”的建构,形成良好的自尊感;另一方面,个体因为良好的自制力而得到积极的反馈,又可以提高其自我效能感,强化其自尊。由此可见,自制力对个体心理的影响包含两方面:一是抑制(指向敌意等消极变量),二是维持和建构(指向自尊等积极变量)。自制力影响敌意的中介路径,还须依赖自尊对敌意的抑制作用。这一抑制作用与Baumeister等的高自尊理论^[7]矛盾,原因之一在于,本研究探讨的是个体一般自尊,与高自尊理论涉及的过高的自尊(可能更接近自恋)有本质区别。

为进一步揭示变量间关系,我们还以罪犯年龄作为调节变量,考察三个变量的关系是否随年龄而变化。结果显示,自尊和敌意的关系具有跨年龄段的稳定性,而自制力对自尊的正效应和自制力对敌意的抑制效应,则都随年龄的增加而受到削弱。可见,随着年龄的增大,自尊和敌意认知都趋于稳定,

并融为个体人格特质的一部分,因此具有相当的稳定性。虽然个体的自制力同时也一定程度上得到提高,但对已稳定的心理结构再作改变,显然十分困难。

参 考 文 献

- 1 Buss AH, Perry M. The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1992, 63(3):452-459
- 2 张文新. 80年代以来儿童攻击行为认知研究的进展与现状. *山东师大学报(社会科学版)*, 1995, 2:57-61
- 3 Anderson CA, Bushuman BJ. Human aggression. *Annual Review of Psychology*, 2002, 53:27-51
- 4 陈建文,王滔. 自尊与自我效能关系的辨析. *心理科学进展*, 2007, 15(4):624-630
- 5 Harman JP, Hansen CE, Cochran ME, et al. Liar, Liar: Internet faking but not frequency of use affects social skills, self-esteem, social anxiety, and aggression. *CyberPsychology and Behavior*, 2005, 8(1):1-6
- 6 张荣娟. 内隐自尊调节作用下高自尊的防御性和攻击性的研究. 硕士论文. 南昌:江西师范大学研究生部, 2005
- 7 Baumeister RF, Smart L, Boden JM. Relation of threatened egotism to violence and aggression: The dark side of high self-esteem. *Psychological Review*, 1996, 103(1): 5-33
- 8 Webster GD, Kirkpatrick LA. Behavioral and self-reported aggression as a function of domain-specific self-esteem. *Aggressive Behavior*, 2006, 32(1):17-27
- 9 辛自强,郭素然,池丽萍. 青少年自尊与攻击的关系:中介变量和调节变量的作用. *心理学报*, 2007, 39(5):845-851
- 10 唐平. 攻击行为的心理基础及其临床意义. *中国行为医学科学*, 2005, 14(3):284-285
- 11 吴宗宪. 西方犯罪学史. 北京:警官教育出版社, 1997
- 12 苏满满. 腐败心理预防论. 北京:中国方正出版社, 2004
- 13 朱眉华. 社会工作实务(上). 上海:上海社会科学院出版社, 2003. 56-59
- 14 汪向东,王希林,马弘,等. 心理卫生评定量表手册(增订版). *中国心理卫生杂志*, 1999. 318-320
- 15 温忠麟,张雷,侯杰泰. 有中介的调节变量和有调节的中介变量. *心理学报*, 2006, 38(3):448-452
- 16 段晓英,黄慧. 家庭功能、父母监控及自我控制对青少年犯罪的影响. *中国行为医学科学*, 2006, 15(11):1033-1034
- 17 陈卓生,韩布新. 服刑时间对罪犯个性特征的影响研究. *中国临床心理学杂志*, 2006, 14(3):312-314

(收稿日期:2008-03-04)