高参与人力资源实践对员工创新行为的影响:

一个中介与调节模型

张柏楠 徐世勇1

(中国人民大学 劳动人事学院,北京 100872)

【摘 要】: 基于员工工作成长综合模型,探讨员工感知的高参与人力资源实践如何通过促进员工工作繁荣正向影响员工创新行为,以及员工所在部门谦卑型领导风格对这一过程的跨层次调节作用。对 402 份部门主管与员工匹配两阶段问卷调查结果表明,工作繁荣在高参与人力资源实践与员工创新行为间具有完全中介作用;谦卑型领导在高参与人力资源实践促进员工工作繁荣过程中发挥跨层次调节作用,即当部门领导表现出高谦卑性风格时,高参与人力资源实践对工作繁荣的正向影响更强;此外,部门谦卑型领导跨层调节工作繁荣对高参与人力资源实践与员工创新行为间的中介作用,当采取高谦卑型领导风格时,该中介作用更强。研究结论丰富和发展了员工工作成长综合模型视角下高参与人力资源实践对员工创新行为影响的研究,可为管理者有效激发员工创新行为提供决策依据。

【关键词】: 工作繁荣 谦卑型领导 员工创新行为

【中图分类号】:F272.92【文献标识码】:A【文章编号】:1001-7348(2021)07-0141-10

0引言

在快速变化与充满竞争的商业环境中,员工持续且不间断的创新行为是保证企业维持自身竞争优势的关键,当员工创造性思维与建议能够促进组织绩效增长时,这些创造性思维的产生与实施过程成为企业获取持续性发展和核心竞争力的独特动力来源^[1]。在诸多影响企业组织员工创造力与创新行为的因素中,有效的人力资源实践活动作为一种影响员工工作表现的组织情境因素,能够显著提升员工创造力并促进员工创新行为^[1,2]。虽然组织人力资源系统是影响员工绩效行为的重要因素^[3],但其对员工创新行为的影响尚未得到充分探讨^[4],需要更多研究加以关注^[5]。

社会交换理论是研究组织人力资源系统影响员工绩效行为的一种普遍视角^[6],而高参与人力资源实践作为一种以调动员工主动参与工作为核心并重点关注员工成长与发展的人力资源实践系统^[7,8],其已经被证明能够通过激发员工回馈组织的意愿正向预测员工创新行为。对组织而言,这种人力资源实践系统能够使员工感受到组织支持与爱护,并通过提升员工工作参与度与归属感激发员工创造力以回报组织^[6]。在社会交换机制理论视角下,员工工作表现是出于对人力资源实践系统给予员工优良对待的一种回报,它基于员工对组织的义务与承诺^[3,10]。还有研究基于自我决定理论^[11],发现组织层面高参与人力资源实践能够满足员工自我决定的基本心理需求,进而通过提升员工内部动机正向影响其创造力水平^[4]。然而,社会交换视角下员工创新行为仍然是员工针对组织管理措施的被动反应,无法体现组织人力资源系统对员工创新行为选择的主动激发与良好培育,而单纯从员工内部动机这一视角无法体现员工在组织人力资源实践影响下进行创新活动能否获得持续成长和活力。基于高参与人力资源实践系统

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金项目(19XNH057)

¹作者简介: 张柏楠(1983-), 男, 山东青岛人, 中国人民大学劳动人事学院博士研究生, 研究方向为员工绩效行为、道德选择与道德决策:

徐世勇(1972-), 男,河北衡水人,博士,中国人民大学劳动人事学院教授,研究方向为员工绩效行为、招募与选拔。

关注个体发展的理论内涵,探究这一实践系统对员工学习成长发展的积极影响,以及对员工创新行为"从被要求做到主动去做"的积极影响,能够加深这一实践系统对员工心理状态与工作行为影响机制的理论认识,并为企业有效提升员工活力与成长水平提供有效管理方法。

员工创新行为是指工作中产生创造性、新颖性想法以及将这些想法成功付诸实践的过程^[12]。以往研究表明,个体活力与毅力^[13,14]、积极情绪及情感状态^[15]以及学习与认知能力^[2,13]是影响员工创新水平的个体层面因素,本研究引入工作繁荣这一概念,并检验其作为高参与人力资源实践促进员工创新行为的中介机制。根据 Spreitzer 等^[16]的定义,工作繁荣是指个体在工作中体验到的活力与学习成长的心理状态。其中,活力指个体拥有力量与生机的积极感受,而学习指个体感受到的能够获得并运用知识的能力。基于自我决定理论的员工工作成长综合模型^[17],组织情境因素诸如决策自主权、信息共享、互信与尊重及有效反馈能够满足员工自我决定的 3 种基本心理需求,进而正向提升员工工作繁荣水平,并激发员工进一步从事创新与探索性活动的意愿,以保持并强化自身工作繁荣状态。因此,本研究基于员工工作成长综合模型视角,探究高参与人力资源实践能否通过促进员工工作繁荣水平实现自主创新行为。

此外,由于员工工作成长综合模型没有明确指明在组织情境因素促进员工工作繁荣过程中是否存在边界条件,因此为探究这一过程可能存在的边界条件,本研究引入个体与团队激励综合理论模型^[18],探究员工所在部门或团队领导风格,对员工个体感知的人力资源政策与其个人动机状态间关系的调节作用。由于工作繁荣可以被理解为一种动机状态^[19],本研究探究谦卑型领导^[20-21]作为一种能够促进员工学习成长的积极领导风格,能否调节高参与人力资源实践通过工作繁荣促进员工创新行为的过程。因个体层面员工感知能够有效预测其对不同员工心理状态与工作动机水平的影响^[3],本文借鉴以往研究^[22],从员工个体感知角度研究高参与人力资源实践对员工工作繁荣及创新行为的影响。

1 理论分析与研究假设

1.1 高参与人力资源实践与员工创新行为

高参与人力资源实践重点关注如何调动员工工作积极性^[7],通过激发员工工作热情、工作活力与创造力提升员工工作能力与本领^[23]。高参与人力资源实践理论架构最初由 Lawler^[8]提出,后续学者以此为基础提出一个多维度整合的高参与人力资源管理实践理论架构,包括充分授权、能力发展、信息共享、赞赏认同和回报公平等 5 项与员工工作态度、工作表现紧密相关的人力资源管理实践活动^[24]。

(1) 充分授权是指组织给予员工在日常工作中自主安排与规划工作内容以及进行自主决策的权限,员工在组织充分授权管理模式下,能够获得较高的工作自主性并感知到组织支持与信任^[9]。工作自主性是对创新产生重要影响的工作特征要素,能够有效增强员工创新内部动机^[12],改善员工创造性安排工作任务的方式方法^[25],提高员工思考与解决问题的能力^[26]。组织实施能力发展实践活动包含知识技能培训、轮岗及工作辅导等多个模块^[24]。通过技能与知识培训及工作轮岗,员工知识宽度与广度得到提升,有助于其创造力发挥以解决新工作问题^[27]。能力发展活动还能够促使员工获得有利于创造性发挥的工作技能,增强员工认知能力,因而有助于员工在面对复杂问题时产生创造性解决方法^[28],而员工在培训与学习过程中获得的与组织战略、人际关系相关的知识和信息能够促进员工创新思想的产生^[1]。信息共享实践活动能够使员工获得与工作相关的各种信息,而信息是对创新有重要影响的一种资源。有效的信息共享实践活动能够促使组织具备开放的管理氛围,员工因而可以获得不同来源知识并迸发新思想火花,这为创新活动有效开展提供了有力支持^[29],并为员工有效判断与决策提供了信息资源保障^[28]。

(2)组织给予员工赞赏认同是有效促进员工创新行为的组织情境因素^[12-13]。赞赏认同活动能够给予员工关于工作绩效的建设性反馈意见,帮助员工了解如何改进工作方法并提高创新水平^[30],这种正面反馈还能够提高员工学习与发展意识,激励员工实现更高水平的创新^[31]。公平回报是指组织在薪酬水平、绩效评估及职责分配等方面按照员工能力与贡献公平对待员工,有助于员工感受到组织给予的支持与关爱^[24]。组织按照员工能力贡献给予各种形式的公平回报,能够使员工清楚了解自身能力水平,从

而对员工创造力产生积极影响[2],如挑战更高目标,员工创新性也更容易被激发[32]。

以上分析表明,高参与人力资源实践活动各模块对员工创新行为具有积极影响,由于人力资源管理实践不同模块间相互影响,将各模块视为一个互相协同的整体系统会对组织运行结果产生更为显著的影响^[33]。因此,本研究依据员工工作成长综合模型,将高参与人力资源实践情境因素各模块视为一个有机整体,并作为员工个人能感受到的一种促进员工工作行为的情境性激发因素。由此,提出以下假设:

- H: 高参与人力资源实践正向影响员工创新行为。
- 1.2 工作繁荣在高参与人力资源实践与创新行为间的中介作用

自我决定理论是解释工作繁荣产生的基础理论机制。该理论认为,如果个体追求自主性、胜任力以及与其他人关系的 3 种基本心理需求得到满足,将有助于激发个体活力并促进个体成长^[34]。以自我决定理论为基础的员工工作成长综合模型指出^[17],工作环境中存在的自主决策、信息共享、互信与尊重以及信息反馈等积极因素通过提升个体自我决定水平,促进个体实现更高水平的工作繁荣状态,而这种状态以高水平活力与学习能力为核心。

- (1)组织实施充分授权活动能够给予员工较高的工作自主性,员工因而能够自主按照个人兴趣安排工作方式,他们对工作流程拥有较高控制权,从而有更多选择可以安排工作内容与工作流程^[11],在工作中享有较高的自主性与自由度而不是被严格控制,会成为促进员工工作活力的强有力因素^[35]。此外,员工在充分授权且具备充分机会参与决策的环境中开展工作,更容易学习到新知识与本领^[36],员工会感觉到自身能力提高并更有动力从事挑战性与变革性活动^[37]。
- (2)组织通过信息共享活动能够使员工掌握更多工作与发展所需的知识信息,员工因而具备较强能力解决各种问题并优化协调自身行为,由此可以感受到更强的自我能力^[17]。组织实施的员工能力发展实践措施可提高员工对自我能力水平的积极感知^[6],员工培训还能够促进员工发展与成长^[38]并提高员工学习能力^[39-40]。
- (3)组织对员工的赞赏认同是一种员工能够觉察出的来自组织关于其工作质量与工作成就的非物质性奖励^[7],员工通过组织赞赏认同也能够感知到来自组织的关心与重视^[24]。由于赞赏认同可以使员工体验到组织给予的尊重,员工会认为自己更有工作能力应对环境不确定性^[37],同时对自身学习新知识及尝试新工作方法有更强的自信心与效能感^[41]。赞赏认同与尊重还能够增强员工对组织的归属感,员工因而会产生更加积极的情绪状态并提升思维与认知能力^[15],从而增强自身学习能力^[17]。
- (4)组织赞赏认同与公平回报实践活动都提倡对员工工作绩效的积极反馈与公平合理评价^[24],而有效反馈是促进个体自我决定的显著因素,能够正向强化个体对自我能力的肯定^[17]。积极且客观的工作评价及反馈有助于员工有效评估自身工作表现与能力水平,清楚自身不足及未来努力目标,从而激励员工调动自身优势及资源进一步学习改进^[42]。

因此,根据员工工作成长综合模型,组织高参与人力资源实践作为一种组织情境因素,通过提升员工自我决定状态促进其工作繁荣水平提升。且根据该模型,工作繁荣还能够显著促进员工工作绩效水平提升,提高员工工作主动性与学习意识^[19],并激发员工在自身正常工作任务范畴以外的领域寻找资源以更好地完成工作任务^[16]。此外,相关研究表明,工作繁荣能够在多个方面促进员工创造力与创新行为^[14]。①当员工体验到较高水平的工作繁荣时,他们会产生保持并增强这种繁荣状态的动机^[16],而进行创新与探索性活动是保持可持续性工作繁荣的重要途径,因而员工会寻求新知识,思索创造性观点并尝试创新性工作^[43];②个体从工作繁荣中体会到的活力与能量能够带给个体更加积极的情绪状态^[44],这种积极情绪状态作为一种有效的情感资源^[37],能够促进个体认知活动变化并改变个体行为习惯,通过拓展个体思维空间与行为方式促使个体产生创新思维和创造力^[12,15]。工作繁荣促使个体产生自我胜任感知,随之激发员工应对挫折的能力,并更有激情挑战那些抵制创新与改变现状的力量^[45]。工作繁荣赋予员工较高的学习能力,促使个体具备更加全面的知识技能并增加工作与创新经验^[2,13],这些知识经验能够增进个体对工作技术

与流程层面的认识,从而为创新性工作活动提供必要的知识与技能储备。

总之,在员工工作成长综合模型理论框架下,员工在组织中体验到的高参与人力资源实践通过满足员工基本心理需求提升 员工工作繁荣状态,进一步提升其实施创新行为的能力与信心。因此,本文提出以下假设:

L:工作繁荣在高参与人力资源实践影响员工创新行为过程中发挥中介作用。

1.3 部门谦卑型领导风格的调节作用

员工工作成长综合模型没有明确指出组织情境因素影响员工工作繁荣的边界条件,本研究引入个体与团队激励综合理论模型"I®"探究这一问题。依据该理论模型,员工所在部门或团队领导风格是一种重要的周边氛围因素,其能够发挥"情境可供性"功能^[46],与员工在组织中的工作体验产生交互作用,进而影响员工工作动机。由于员工实际体验感知的组织人力资源实践政策是一种重要的工作体验^[47],该模型强调只有在员工所处部门领导风格与员工个体经历的工作体验相匹配时,员工工作状态才能被有效激发。因此,即使组织整体能够有效实施高参与人力资源实践活动并影响员工工作繁荣^[19],员工所在部门领导风格差异性也会影响高参与人力资源实践正向促进员工工作繁荣的效果。如果部门领导表现出的风格与员工个体体验的组织高参与人力资源实践相冲突,组织高参与人力资源实践对工作繁荣的正向影响就会被削弱。

本研究认为,员工所在部门领导表现出的高水平谦卑型领导风格能够与员工体验的高参与人力资源实践相匹配,进一步增强高参与人力资源实践对员工工作繁荣的正向影响。谦卑型领导在社会人际交往过程中所具备的品质行为,能使其正确认清自身缺点与不足,并在部门内部营造一种强调沟通、自我反思及鼓励反馈的开放气氛^[21],这种开放气氛能够降低领导权威性与控制性并表达出自身对新知识和观点的渴望,提高下属工作自主性并营造自主沟通、相互交流学习的工作氛围,同时激励下属通过不断学习实现成长与发展^[20]。谦卑型领导不仅善于赞赏与认同下属的工作贡献,也会对下属能力给予充分肯定,因此能够提高下属对自身胜任力的评价并表达出希望下属参与工作决策的意愿^[48],使下属获取更多自主性及工作自主权^[49]。谦卑型领导所体现出的这些品质能够强化部门开放、交流与学习气氛,同时为员工营造出积极学习、互相促进的良好风气。谦卑型领导通过示范效应在整个部门形成谦卑品质与作风^[50],这种积极的部门氛围与高参与人力资源实践所提倡的对员工的赞赏认同、充分授权及能力发展要求相吻合,能够在很大程度上满足员工基本心理需求。因此,部门谦卑型领导风格提供了一种有助于高参与人力资源实践有效影响员工工作繁荣状态的积极边界条件。由此,本文提出以下假设:

Ha:部门谦卑型领导风格作为一种部门氛围,正向调节高参与人力资源实践对员工工作繁荣的影响,即当部门谦卑型领导风格水平较高时,高参与人力资源实践对员工工作繁荣的正向影响更强。

1.4 模型整合

通过上述分析,当谦卑型领导风格处于高水平时,下属感知的高参与人力资源实践对其工作繁荣的正向影响更大,进而促进员工创新行为表现。本研究提出一个被调节的中介假设,即工作繁荣对高参与人力资源实践和创新行为的中介作用取决于部门谦卑型领导风格水平。换言之,谦卑型领导风格水平越高,下属感知到的高参与人力资源实践对其创新行为的影响越大。谦卑型领导具备欣赏员工能力和提倡沟通、开放与不断学习的特点,有助于提高员工自主性与决策水平,而体验到组织高参与人力资源实践的员工,能够满足更高水平的心理需求,从而提升其工作繁荣状态并促进创新行为的实现。因此,面对高水平谦卑型领导,员工工作繁荣会在更大程度上传递高参与人力资源实践对创新行为的影响;相反,低水平谦卑型领导风格无法与组织高参与人力资源实践对员工的积极影响形成有效匹配,甚至可能产生反作用。因此,员工工作繁荣状态受到组织高参与人力资源实践的正向影响有限,进而不利于创新行为的实现。由此,本文提出以下假设:

LL:谦卑型领导风格调节高参与人力资源实践对员工工作繁荣与创新行为间关系的中介作用。具体而言,当谦卑型领导风格

水平较高时,这一中介作用的效果更强,反之更弱。

综上所述,本研究构建理论模型,如图1所示。

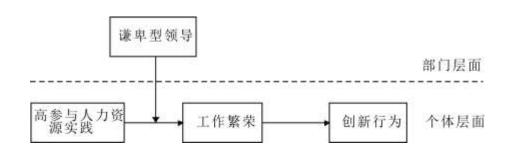


图 1 理论模型

2 研究方法

2.1 样本收集与数据选取

根据以往学者建议^[40],本研究从员工个体感知角度探讨高参与人力资源实践对员工的影响,从而体现出不同员工工作体验对个体心理态度及行为的影响。同时,本研究设计谦卑型领导风格作为部门层面变量,采取员工及部门嵌套数据并采用跨层调节方式进行验证。为避免数据同源性问题,本文采用领导与员工配对数据进行假设检验。

本研究样本聚焦于技术密集型科技创新企业,并在不同行业科技创新型企业中收集样本数据。最终,在山东与上海两地共 4 家企业进行样本数据收集,涉及 IT 技术互联网营销、航运物流设备、金融保险与建筑设计等行业。在获得调查企业各相关部门领导与下属员工名单后,根据事前设计好的个人信息编号进行配对,所有参与调查的员工均采取自愿原则。在问卷发放过程中,均采用纸质版问卷,首先在时间点一向各部门员工发放问卷,员工填写完后当场回收并密封保存。时间点二设定为员工问卷收集后的第四周,采用同样方式向员工所在部门领导发放问卷。

员工问卷包含员工基本信息、高参与人力资源实践、谦卑型领导及工作繁荣测量量表。部门领导问卷包含领导、团队基本信息及下属员工创新行为测量量表,各部门确定参与调研的员工数为 3~8 人。两轮数据收集共回收 97 份领导问卷及 461 份下属问卷,剔除无法配对、空白较多及有效成员低于 3 人的部门后,最终获得 92 个部门领导问卷 (有效回收率为 94. 84%) 和 402 份配对成功的部门员工问卷 (有效回收率为 87. 21%),平均每个部门有 4. 37 个下属,该样本在部门和个体两个层面的样本容量符合以往类似研究使用的样本容量规模 [51]。后续数据分析均基于这些数据展开。其中: ①在领导样本中,男性 45 人,女性 47 人,分别占 48. 9%和 51. 1%。年龄方面,平均年龄 36. 97 岁,30 岁及以下领导 9 人,占 9. 8%;31~40 岁 61 人,占 66. 30%;40 岁以上22 人,占 23. 91%。大专及以下学历领导 17 人,占 18. 5%;本科学历者 60 人,占 65. 2%;研究生及以上学历者 15 人,占 16. 3%;②在员工样本中,男性居多,共 278 人,占 69. 2%;女性 124 人,占 30. 8%。员工平均年龄 31. 34 岁,30 岁以下 175 人,占 43. 5%, 30~40 岁 198 人,占 49. 3%;40 岁以上 29 人,占 7. 2%。其中,75. 6%的员工拥有本科及以上学历。在当前单位工作时间不足 5 年的员工 265 人,占 65. 9%;其他员工在当前工作时间均达到或超过 5 年。

2.2 变量测量

本研究所有量表都采用李克特五点量表进行测量,从"1=非常不同意"到"5=非常同意"。

- (1) 高参与人力资源实践:该变量测量采用 Yang [7] 整理编制的 13 题项量表,该量表由充分授权、赞赏认同及能力发展等 5 个维度组成,中文版量表已经在国内情境下运用并被证实具有良好的信效度和预测效果[40]。量表内容包含"我的单位会用不同方式切实认可我的努力"及"我们能经常得到关于企业盈利或亏损的信息"等题项。本研究中,该量表内部一致性系数 Cronbach's α 为 0.92。
- (2) 谦卑型领导:该变量采用 0wens 等 $^{[21]}$ 开发的 9 题项量表。该量表中文版已经在国内情境下运用并被证实具有良好的信效度和预测效果 $^{[52]}$ 。量表包含"我的直接主管能积极寻求反馈,即使反馈是批评性的"等题项。本研究中,该量表的内部一致性系数 Cronbach's α 为 0.91。
- (3)工作繁荣: 该变量采用 Porath 等[19]开发的 10 题项工作繁荣量表。该量表中文版已经在国内情境下运用并被证实具有良好的信效度和预测效果^[53]。该量表分为学习与活力两个维度,包括"我经常学习""我充满能量和精力"等题项。本研究中,该量表内部一致性系数 Cronbach's α 为 0.83。
- (4)创新行为:该变量采用 Scott & Bruce [54]编制的六题项量表。中文版量表已经在国内情境下运用,并被证实具有良好的信效度和预测效果[51]。量表包含"寻求应用新流程、技术与方法"等题项。本研究中,该量表内部一致性系数 Cronbach's α 为 0.92。

参照相关研究[40,51]并结合本研究实际情况,选取员工性别、年龄、学历与工作年限作为控制变量。

2.3 检验方法

首先,本研究应用 SPSS22.0 软件检验假设模型中各变量间的相关系数,采用 MPLUS7.4 检验模型中各变量区分效度并进行模型验证。由于本研究数据属于嵌套数据,以员工创新行为为因变量的 ANOVA 分析显示 F(91,310)=3.80 (p<0.01),说明该变量组间差异明显。因此,本研究使用 MPLUS7.4 对假设 H.进行多层线性模型检验。虽然本研究提出的中介模型均在个体层面,但由于为嵌套模型结构并受到部门层面因素的影响,因此采用 1-1-1 跨层中介模型检验方法进行中介效应检验^[55],并使用 Preacher & Selig^[56]设计的软件,以蒙特卡洛模拟方法对该模型进行验证。最后,跨层次调节模型也采用多层线性模型分析法进行检验,并采用刘东等^[57]的方法,对跨层次有调节的中介效应进行蒙特卡洛模拟方法估计检验。

3 研究结果

3.1 验证性因子分析与共同方差检验

本研究采用验证性因子分析方法检验变量间的区分效度。对高参与人力资源实践、谦卑型领导、工作繁荣及创新行为进行验证性因子分析,结果见表 1。由于高参与人力资源实践包含 5 个子维度,参考以往对多维度变量进行验证性因子分析的方法 [88],本文将高参与人力资源实践各子维度题项进行平均值打包,从而降维至一阶模型。结果显示,4 因子模型区分度较好, x^2 (393)=899. 649, x^2 /df=2. 29,RMSEA=0. 057,CFI=0. 922,TFI=0. 913,明显优于其它模型,表明 4 因子间拥有良好的区分效度。由于本研究中除创新行为由领导在时间点二评价外,其它所有变量仍然为员工自评,因此可能存在共同方法偏差问题。本研究在 4 因子模型的基础上加入 1 个共同方法偏差因子,并进行区分度检验。结果表明,该模型的拟合指标为 x^2 (367)=892. 248,卡方指数没有显著减少 ($\triangle x^2$ =7. 401, $\triangle df$ =26,p>0. 05),而 x^2 /df 值=2. 43,大于假设模型指标值 2. 29,其它指标不仅未得到改善,且部分指标低于假设模型指标。此分析结果表明,加入共同方法偏差因子模型没有使假设模型的解释效果得到显著改善,表明共同方法偏差问题不严重。

3.2 描述性统计与相关性分析结果

表 2 给出主要变量的描述性统计结果与变量间相关系数矩阵。结果表明,高参与人力资源实践与工作繁荣及员工创新行为均显著正相关,相关系数分别为 r=0.442 (p<0.01)和 r=0.193 (p<0.01);工作繁荣与创新行为也显著正相关,相关系数分别为 r=0.376 (p<0.01),这些结果初步验证了本文理论假设。

表 1 验证性因子分析结果

模型	X 2	df	△ x ²	$\triangle x^2/df$	RMSEA	CFI	TFI
假设模型(四因素):HIHR, HUMI, GZFR, INV	899.649	393		2. 29	0. 057	0. 922	0.913
三因素模型: HIHR+GZFR, HUMI, INV	1207. 360	396	307. 711**	3. 05	0.071	0.875	0.862
三因素模型: HIHR, HUMI+GZFR, INV	1252. 706	396	353. 057**	3. 16	0.073	0.868	0.855
三因素模型: HIHR+HUMI,GZFR+INV	1340. 590	396	440. 941**	3. 39	0.077	0.854	0.840
二因素模型: HIHR+HUMI, GZFR+INV	1893. 236	398	993. 587**	4. 76	0.097	0.769	0.748
单因素模型: HIHR+HUMI+GZFR+INV	2743.032	399	1843. 383**	6. 87	0. 121	0.638	0.605
假设模型加入共同方法偏差因子	892. 248	367	-7. 401	2. 43	0.060	0.914	0.904

表 2 变量均值、标准差与相关系数检验结果

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7
1 性别	1.308	0.462							
2 年龄	31. 345	6. 271	0.043						
3 教育程度	3. 903	0.769	-0.091	-0.316**					
4工作年限	4. 083	3. 787	-0.016	0. 455**	-0. 151**				
5 高参与人力资源实践	3. 696	0.661	0. 038	0.010	0.060	-0.103*			
6 谦卑领导	4. 040	0. 568	0.048	-0.075	0. 105*	-0.066	0. 532**		
7工作繁荣	3. 940	0. 481	0. 028	-0.096	0.093	-0.120*	0. 442**	0. 464**	
8 创新行为	3. 551	0.707	0.057	0.115	0.070	0. 089	0. 193**	0. 257**	0.376**

3.3 数据聚合

将谦卑型领导由个体层面聚合到团队层面之前,先检验必要的聚合指标 Rwg(j)组内一致度、ICC(1)组内相关(1)和 ICC(2)组内相关(2),从而判断谦卑型领导是否适合聚合到部门层面。谦卑型领导的 Rwg(j)的平均数为 0.973,最小值为 0.74,均大于组内一致度 0.7 的临界值 0.7 的临界值 0.7 0.229,ICC(2) 的值为 0.7 0.568,分别高于 ICC(1) 临界值 0.7 0.500。这

些结果说明,谦卑型领导具有较高的组内一致性和组间差异。因此,可将谦卑型领导从个体层面聚合到部门层面。

3.4 假设检验

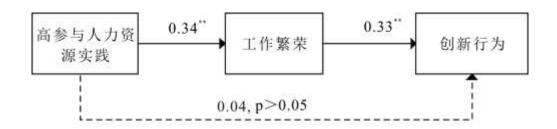
为检验主效应的显著性,参照以往相似模型的检验方式^[61]进行跨层次简单回归分析,结果见表 3。表 3 中模型 3 显示,在控制员工个人基本信息后,高参与人力资源实践对创新行为有显著正向影响, β =0. 151, p<0. 01, 假设 \mathbb{H} 成立。

为检验中介效应,本文基于 MPLUS 分析工具,检验受部门层面因素影响的 1-1-1 中介模型,并参照以往此类理论模型数据分析结果的报告输出方式^[62],以结构模型形式展现该模型分析结果(见图 2)。从中可见,高参与人力资源实践对工作繁荣影响显著 β =0. 34 (SE=0. 045, p<0. 01),工作繁荣正向影响员工创新行为 β =0. 33 (SE=0. 078, p<0. 01)。中介模型同时显示,主效应不再显著, β =0. 04 (SE=0. 062, p>0. 05)。结果表明,工作繁荣能够中介高参与人力资源实践对创新行为的正向影响。为进一步检验该中介关系的效果,采用 Preacher & Selig [56] 提出的蒙特卡洛中介效应置信区间估计法估算中介效应显著性。估计结果显示,间接效应为 0. 13, 95%置信区间为[0. 003, 0. 468],不包含 0。分析结果表明,工作繁荣在高参与人力资源实践与创新行为间发挥完全中介作用,因此假设 \mathbb{R} 成立。

表 3 高参与人力资源实践对创新行为的影响结果

	创新行为					
变量	零模型(模型1)	仅含控制变量模型 (模型 2)	假设模型 (模型 3)			
截距	3. 527** (0. 055)	2. 89** (0. 206)	2. 87** (0. 401)			
控制变量						
学历		0. 065 (0. 063)	0. 064 (0. 061)			
性别		0. 007 (0. 013)	0. 007 (0. 014)			
年龄		0. 013 (0. 008)	0. 013 (0. 008)			
本单位工龄		0. 006 (0. 013)	0. 003 (0. 013)			
个体层面						
高参与人力资源实践			0. 151** (0. 058)			
方差成分估计						
组内(层级一)方差 σ₂	0. 308	0.306	0. 299			

截距(层级二)方差 τ ω	0. 202	0. 191	0. 192
斜率(层级二)方差 τ 11			
层级一 PseudoR ²		0.006	0.029
层级二 PseudoR ²		0.054	0.050



注: 一层N=402, 二层N=92; "p<0.01

图 2 1-1-1 中介结构模型分析结果

为检验谦卑型领导的调节作用,根据 Aguinis 等 $^{[63]}$ 的跨层调节过程分析步骤,检验假设 H_{5} 中谦卑型领导跨层的调节效应,结果见表 4。结果显示,跨层调节效应显著, β =0. 345 (SE=0. 158, p<0. 05)。

为进一步验证假设 H_3 ,本研究检验在谦卑型领导高于一个标准差和低于一个标准差时,高参与人力资源实践对工作繁荣的影响效果及显著性 (见图 3)。调节效应检验结果显示,当谦卑型领导水平高时,高参与人力资源实践对工作繁荣有显著影响 (β =0. 45, p <0. 01);与之相比,当谦卑型领导水平低时,高参与人力资源实践对工作繁荣的影响效果及显著程度减弱 (β =0. 19, p <0. 05)。这说明,谦卑型领导正向调节高参与人力资源实践与工作繁荣间的关系。由此,假设 H_3 得到支持。

表 4 跨层次调节模型检验结果

	工作繁荣					
变量	零模型(模型1)	随机截距固定斜率(模型2)	随机截距随机斜率(模型3)	跨层交互 效应(模型 4)		
截距	3. 933** (0. 029)	4. 003** (0. 206)	4. 022** (0. 219)	4. 042** (0. 213)		
控制变量						
学历		0.026(0.033)	0.019(0.034)	0.016(0.034)		
性别		0.006(0.008)	0.006(0.008)	0.006(0.034)		
年龄		0.004(0.004)	0.005(0.004)	0.005(0.004)		
本单位工龄		0.009(0.007)	0.007(0.007)	0.007(0.006)		

个体层面				
高参与人力资源实践		0. 303**(0. 048)	0. 334** (0. 049)	0. 325** (0. 048)
部门层面				
谦卑型领导		0.475**(0.060)	0.468** (0.065)	0. 479** (0. 060)
跨层交互项				
高参与人力资源实践 ×谦卑型领导				0. 345* (0. 158)
方差成分估计				
组内(层级一)方差 σ²	0. 203	0.163	0. 142	0.142
截距(层级二)方差 т 🐽	0.029	0.011	0.016	0.016
斜率(层级二)方差 τ 11			0.069	0.053
层级一 PseudoR²		0. 197	0. 300	0.300
层级二 PseudoR²		0.621	0. 448	0.448
层级二交互作用 PseudoR ²				0. 232

为检验假设 IL 跨层次有调节的中介效应,参考相关分析方法 $^{[57]}$,对该效应进行蒙特卡洛自举法估计。蒙特卡洛 20000 次重复抽样结果显示,谦卑型领导对工作繁荣在高参与人力资源实践与创新行为的中介作用中发挥调节作用 (见表 5)。在高谦卑型领导水 平 下 , 调 节 效 应 显 著 (β =0. 176, 95% CI = [0. 094, 0. 273]) ; 在 低 谦 卑 型 领 导 水 平 下 , 调 节 效 应 减 弱 , 但 仍 然 显 著 (β =0. 076, 95% CI = [0. 019, 0. 146]) 。同时,二者差异效果显著 (β =0. 100, 95% CI = [0. 013, 0. 205]) 。由此,假设 IL 得到支持。

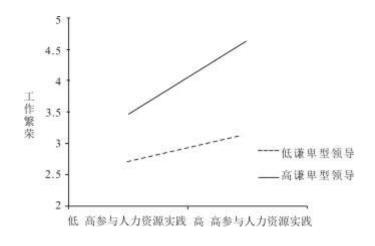


图 3 谦卑型领导在高参与人力资源实践与工作繁荣关系间的调节作用

表 5 被调节的中介效应对创新行为的检验结果

检验条件	高参与人力资源实践(X)→工作繁荣(M)→创新行为(Y)				
型迎釈作	间接效应	LLCI	ULCI		
高谦卑型领导(+1SD)	0.176	0.094	0. 273		
低谦卑型领导(-1SD)	0.076	0.019	0. 146		
高水平与低水平谦卑型领导差异	0.100	0.013	0. 205		

4 结语

4.1 研究结论

在个体自我决定实现过程中,基本心理需求满足能够提升以活力与成长发展能力为主要表现的工作繁荣状态^[85]。本文将高参与人力资源实践与员工工作繁荣这种体现员工活力与学习发展能力的积极心理状态相结合,检验高参与人力资源实践通过满足员工基本心理需求促进其工作繁荣并进一步正向影响其创新行为的过程机制。本研究实证检验员工工作成长综合模型在员工工作繁荣及创新行为过程中的适用性,并证明恰当的人力资源实践活动成为这一理论模型中对工作繁荣及员工工作行为产生积极影响的情境因素。另外,本研究拓展了高参与人力资源实践影响员工创新行为的路径,发现这种人力资源实践能够促进员工成长,员工创新行为不再是被动的工作反应,而是一种依靠自身活力与意志力自发的工作表现。更重要的是,高参与人力资源实践在促进员工创新过程中,也同步促进员工成长,提升员工活力与学习能力,从而使员工一直保持积极工作状态。

基于个体与团队激励综合理论模型,本研究发现部门领导所具备的谦卑型领导风格在高参与人力资源实践影响工作繁荣关系中发挥调节作用。这一结果为员工工作成长综合模型找到了可行的边界条件,即员工所在部门领导风格等部门氛围因素作为边界机制,能够进一步增强或削弱人力资源实践这一组织情境因素通过满足员工基本心理需求促进其工作繁荣的效果。这一发现丰富了对该理论模型的认识,即员工工作繁荣的形成除受直接促进个体基本心理需求的组织情境因素影响外,其所处部门或团队领导风格能够发挥与组织人力资源政策影响相互匹配^[11]与补充的作用。目前,已有文献表明谦卑型领导能够对下属基本心理需求满足产生直接效应^[82],而本文发现谦卑型领导风格作为一种部门层面影响因素对组织高参与人力资源实践效果发挥补充与调节作用,这也进一步拓展了对谦卑型领导角色与功能作用的认识。

由于高绩效人力资源系统以提高工作绩效为中心,其对员工内控动机的强化可降低员工创新行为水平^[61],因此这种人力资源系统对创新行为的正向影响存在较高的不确定性^[61]。高参与人力资源实践系统以员工投入与成长发展为中心,不强调对员工绩效结果的高度期望及行为控制,因此关于高参与人力资源实践系统对员工工作绩效影响的研究在未来应进一步深化。

4.2 实践启示

在应对外部环境高度不确定性与动态变化时,企业应优先激发员工创新与创造力^[4]。本文结果表明,组织通过有效实施高参与人力资源实践活动所包含的授权、能力发展、信息共享、赞赏认同和回报公平等,不仅能够直接促进员工创新行为,还能够有效满足员工追求自主性、胜任力以及与他人互动合作的基本心理需求,进而通过强化员工工作繁荣的积极心理状态,进一步促进员工创新水平提升。这种人力资源实践有利于企业赋能型组织氛围建设,使员工具备更高的工作自主性,促进个人成长及自我价值发挥。

本研究同时表明,组织应在部门领导力开发与提升方面,培养部门领导谦卑型领导风格,并积极构建部门谦卑型工作氛围,促使组织整体高参与人力资源实践对员工工作繁荣状态及创新水平的积极影响在部门层面得到进一步增强。所以,组织应积极

构建整体人力资源实践层面与部门层面在人力资源管理原则、价值定位上的一致性及协调性,强化部门领导对组织高参与人力资源实践活动的支持。这要求员工直线领导主动在下属中营造与组织人力资源实践精神相一致的工作氛围,从而进一步加强员工对组织人力资源政策的理解与感知^[88]。

4.3 局限与未来展望

本文仍存在以下局限性:①没有完全避免同源偏差问题对研究结论的影响,虽然结果变量与其它变量相比采用跨时间点它评方式进行测评,但前因变量和中介变量仍在同一时间点由员工自评,未来可采用 3 个时间点测评方式,以更好地检验中介机制效果;②将员工个体层面感知的高参与人力资源实践作为模型前因变量,将谦卑型领导作为部门层面氛围变量,主要考察组织人力资源实践对员工的正式和直接影响,但部门领导风格在实际情况中存在跨部门差异,且是一种非正式、局限在部门内部的情境因素。因此,将谦卑型领导作为研究前因变量、将人力资源实践作为调节变量是未来该领域研究的一个重要方向。

参考文献:

- [1] ANDERSON N, POTOCNIK K, ZHOU J. Innovation and creativity in organizations: a state-of-the-science review, prospective commentary, and guiding framework[J]. Journal of Management, 2014, 40(5):1297-1333.
- [2]SHALLEY C E, GILSON L L. What leaders need to know: a review of social and contextual factors that can foster or hinder creativity[J]. Leadership Quarterly, 2004, 15(1):33-53.
- [3]KEHOE R R, WRIGHT P M. The impact of high performance HR practices on employees' attitudes and behaviors[J]. Journal of Management, 2013, 36(2):366-391.
- [4]SHIN S J, JEONG I, BAE J. Do high-involvement HRM practices matter for worker creativity?a cross-level approach[J]. International Journal of Human Resource Management, 2016, 19 (11):2095-2112.
- [5] YU Z, YING H, LIU J. Internal commitment or external collaboration? the impact of human resource management systems on firm innovation and performance [J]. Human Resource Management, 2013, 52(2):263-288.
- [6] LIAO H, TOYA K, LEPAK D P, et al. Do they see eye to eye?management and employee perspectives of high-performance work systems and influence processes on service quality[J]. Journal of Applied Psychology, 2009, 94(2):371-391.
- [7]YANG Y.High-involvement human resource practices, affective commitment, and organizational citizenship behaviors[J]. Service Industries Journal, 2012, 32(8):1209-1227.
 - [8] LAWLER E E. High-involvement management[M]. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 1986.
- [9] MADEN C. Linking high involvement human resource practices to employee proactivity[J]. Personnel Review, 2015, 44(5):720-738.
- [10]苗仁涛,周文霞,刘丽,等.高绩效工作系统有助于员工建言?一个被中介的调节作用模型[J].管理评论,2015,27(7):105-115.

- [11] RYAN R M, DECI E L. Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being[J]. American Psychologist, 2000, 55(1):68-78.
- [12] AMABILE T M, PRATT M G. The dynamic componential model of creativity and innovation in organizations: making progress, making meaning [J]. Research in Organizational Behavior, 2016, 36:157-183.
- [13] AMABILE T M. A model of creativity and innovation in organizations[J]. Research in Organizational Behavior, 1988, 10(10):123-167.
- [14] CARMELI A, SPREITZER G M. Trust, connectivity, and thriving:implications for innovative behaviors at work[J]. Journal of Creative Behavior, 2009, 43(3):169-191.
- [15] FREDRICKSON B L. The role of positive emotions in positive psychology: the broaden-and-build theory of positive emotions[J]. American Psychologist, 2001, 56(3):218-226.
- [16] SPREITZER G, SUTCLIFFE K, DUTTON J, et al. A socially embedded model of thriving at work[J]. Organization Science, 2005, 16(5):537-549.
- [17] SPREITZER G M, PORATH C. Self-determination as a nutriment for thriving:building an integrative model of human growth at work[M]//GAGNÉ M. The oxford handbook of work engagement, motivation, and self-determination theory. New York, NY, US:Oxford University Press, 2013:245-258.
- [18] CHEN G, KANFER R. Toward a systems theory of motivated behavior in work teams[J]. Research in Organizational Behavior, 2006, 27:223-267.
- [19] PORATH C L, SPREITZER G M, GIBSON C B, et al. Thriving at work: toward its measurement, construct validation, and theoretical refinement [J]. Journal of Organizational Behavior, 2012, 33(2):250-275.
- [20] OWENS B P, HEKMAN D R. Modeling how to grow: an inductive examination of humble leader behaviors, contingencies, and outcomes[J]. Academy of Management Journal, 2012, 55(4):787-818.
- [21] OWENS B P, JOHNSON M D, MITCHELL T R. Expressed humility in organizations: implications for performance, teams, and leadership[J]. Organization Science, 2013, 24(5):1517-1538.
- [22] JIANG K, LEPAK D P, HAN K, et al. Clarifying the construct of human resource systems:relating human resource management to employee performance[J]. Human Resource Management Review, 2012, 22 (2):73-85.
- [23] PFEFFER J, VEIGA J F. Putting people first for organizational success [J]. The Academy of Management Executive, 1999, 13(2):37-48.
- [24] PARÉ G, TREMBLAY M. The influence of high-involvement human resources practices, procedural justice, organizational commitment, and citizenship behaviors on information technology professionals' turnover intentions [J]. Group & Organization Management, 2007, 32(3):326-357.

- [25] AMABILE T M, CONTI R, COON H, et al. Assessing the work environment for creativity[J]. Academy of Management Journal, 1996, 39 (5):1154-1184.
- [26] RHEE J, SEOG S D, BOZOROV F, et al. Organizational structure and employees' innovative behavior: the mediating role of empowerment[J]. Social Behavior & Personality an International Journal, 2017, 45(9):1523-1536.
- [27]LOPEZ-CABRALES A, PÉREZ LUÑO A, CABRERA R V. Knowledge as a mediator between HRM practices and innovative activity[J]. Human Resource Management, 2009, 48(4):485-503.
- [28] WOODMAN R W, SAWYER J E, GRIFFIN R W. Toward a theory of organizational creativity[J]. Academy of Management Review, 1993, 18(2):293-321.
- [29] HU J, ERDOGAN B, JIANG K, et al. Leader humility and team creativity: the role of team information sharing, psychological safety, and power distance[J]. Journal of Applied Psychology, 2018, 103(3):313-323.
- [30] SHALLEY C E, PERRY-SMITH J E. Effects of social-psychological factors on creative performance: the role of informational and controlling expected evaluation and modeling experience[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 2001, 84(1):1-22.
- [31] ZHOU J, GEORGE J M. Awakening employee creativity: the role of leader emotional intelligence[J]. Leadership Quarterly, 2003, 14(4):545-568.
- [32]张旭,张婕,樊耘.基于认知评价角度的奖励与创新绩效关系研究——情感状态与认知资源的调节作用[J]. 南开管理评论,2017,20(5):144-154.
- [33] JIANG K, LEPAK D P, HAN K, et al. Clarifying the construct of human resource systems:relating human resource management to employee performance[J]. Human Resources Management Review, 2012, 22(2):73-85.
- [34] DECI E L, RYAN R M. The "what" and "why" of goal pursuits: human needs and the self-determination of behavior [J]. Psychological Inquiry, 2000, 11(4):227-268.
- [35] RYAN R M, DECI E L. From ego depletion to vitality: theory and findings concerning the facilitation of energy available to the self[J]. Social and Personality Psychology Compass, 2008, 2(2):702-717.
- [36] FELSTEAD A, DUNCAN G, GREEN F, et al. Employee involvement, the quality of training and the learning environment: an individual level analysis [J]. International Journal of Human Resource Management, 2010, 21(10): 1667-1688.
- [37] SPREITZER G M. Psychological empowerment in the workplace:dimensions, measurement, and validation[J]. Academy of Management Journal, 1995, 38(5):1442-1465.
- [38] JIANG K, HU J, LIU S, et al. Understanding employees' perceptions of human resource practices: effects of demographic dissimilarity to managers and coworkers[J]. Human Resource Management, 2017, 56(1):69-91.

- [39] STERLING A, BOXALL P. Lean production, employee learning and workplace outcomes: a case analysis through the ability-motivation-opportunity framework[J]. Human Resource Management Journal, 2013, 23(3):227-240.
 - [40]刘薇,向姝婷. 高参与人力资源实践与员工学习的关系——个体—环境匹配的作用[J]. 经济管理, 2018, 40(1):109-122.
- [41] ZHANG J, AKHTAR M N, BAL P M, et al. How do high-performance work systems affect individual outcomes: a multilevel perspective[J]. Frontiers in Psychology, 2018, 9:586.
- [42]Der VEGT G S V, De JONG S B, BUNDERSON J S, et al. Power asymmetry and learning in teams: the moderating role of performance feedback[J]. Organization Science, 2010, 21(2):347-361.
- [43] KARK R, CARMELI A. Alive and creating: the mediating role of vitality and aliveness in the relationship between psychological safety and creative work involvement [J]. Journal of Organizational Behavior, 2009, 30(6):785-804.
- [44] QUINN R W, DUTTON J E. Coordination as energy-in-conversation[J]. Academy of Management Review, 2005, 30(1): 36-57.
- [45] DUTTON J E, ASHFORD S J, O'NEILL R M, et al. Moves that matter: issue selling and organizational change [J]. Academy of Management Journal, 2001, 44(4):716-736.
- [46] CHEN G, KIRKMAN B L, KANFER R, et al. A multilevel study of leadership, empowerment, and performance in teams [J]. Journal of Applied Psychology, 2007, 92 (2):331-346.
- [47] TESLUK P E, JACOBS R R. Toward an integrated model of work experience[J]. Personnel Psychology, 2010, 51(2): 321-355.
 - [48]张亚军,张金隆,张军伟,等.谦卑型领导与员工抑制性建言的关系研究[J].管理评论,2017,29(5):110-119.
- [49] JEUNG C W, YOON H J. Leader humility and psychological empowerment: investigating contingencies [J]. Journal of Managerial Psychology, 2016, 31(7):1122-1136.
- [50] REGO A, OWENS B P, LEAL S, et al. How leader humility helps teams to be humbler, psychologically stronger, and more effective: a moderated mediation model[J]. Leadership Quarterly, 2017, 28(5):639-658.
- [51]王宏蕾,孙健敏.高绩效工作系统与创新行为的关系研究:一个有调节的中介模型[J].科学学与科学技术管理,2017,38(12):61-73.
- [52] 杨陈,杨付,景熠,等.谦卑型领导如何改善员工绩效:心理需求满足的中介作用和工作单位结构的调节作用[J].南开管理评论,2018,21(2):121-134.
- [53] 王朝晖. 悖论式领导如何让员工两全其美——心理安全感和工作繁荣感的多重中介作用[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(3):107-120.

- [54] SCOTT S G, BRUCE R A. Determinants of innovative behavior:a path model of individual innovation in the workplace[J]. Academy of Management Journal, 1994, 37(3):580-607.
- [55] PREACHER K J, ZYPHUR M J, ZHEN Z. A general multilevel SEM framework for assessing multilevel mediation[J]. Psychological Methods, 2010, 15(3):209-233.
- [56] PREACHER K J, SELIG J P. Monte carlo method for assessing multilevel mediation: an interactive tool for creating confidence intervals for indirect effects in 1-1-1 multilevel models [Computer software] [EB/OL]. (2010-10-19) [2018-12-20]. http://quantpsy.org.
- [57]刘东,张震,汪默.被调节的中介和被中介的调节:理论构建与模型检验[M].//陈晓萍,徐淑英,樊景立.组织与管理研究的实证方法(第二版).北京:北京大学出版社,2012:553-587.
- [58]李育辉,王桢,黄灿炜,等. 辱虐管理对员工心理痛苦和工作绩效的影响:一个被调节的中介模型[J]. 管理评论, 2016, 28(2):127-137.
- [59] JAMES L R, DEMAREE R G, WOLF G. Estimating within-group interrater reliability with and without response bias[J]. Journal of Applied Psychology, 1984, 69(1):85-98.
- [60] JAMES L R. Aggregation bias in estimates of perceptual agreement[J]. Journal of Applied Psychology, 1982, 67 (2): 219-229.
- [61] 张静,宋继文,郑晓明,等.基于调节性中介模型的领导与下属特质正念对工作投入的影响研究[J].管理学报,2018,15(11):1629-1637.
- [62] ZHANG Y, LEPINE J A, BUCKMAN B R, et al. It's not fair...or is it? the role of justice and leadership in explaining work stressor-job performance relationships[J]. Academy of Management Journal, 2014, 57(3):675-697.
- [63] AGUINIS H, GOTTFREDSON R K, CULPEPPER S A. Best-practice recommendations for estimating cross-level interaction effects using multilevel modeling[J]. Journal of Management, 2013, 39 (6):1490-1528.
 - [64]孙健敏,王宏蕾.高绩效工作系统负面影响的潜在机制[J].心理科学进展,2016,24(7):1091-1106.