

差序氛围感知对员工创新行为的影响

马伟 苏杭¹

(青岛大学 商学院, 山东 青岛 266071)

【摘要】: 中国社会中普遍存在的差序氛围,深刻影响着个体心理与行为机制。基于认知—情感加工系统框架,从社会信息加工和社会交换理论视角出发,构建差序氛围感知影响创新行为的双重中介模型,包括以创新自我效能感为代表的认知路径和以情感承诺为代表的情感路径,探究特质性调节定向在认知和情感路径间的调节作用。通过结构方程模型对 273 份员工数据进行分析,结果发现:差序氛围感知对创新行为有显著负向影响;创新自我效能感和情感承诺在差序氛围感知与创新行为间起双重中介作用;特质性调节定向增强了差序氛围感知和创新自我效能感、情感承诺的关系。

【关键词】: 差序氛围感知 创新行为 创新自我效能感 情感承诺 特质性调节定向

【中图分类号】: F272.92 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2020)21-0136-08

0 引言

差序格局普遍存在于中国本土组织中,并在企业发展方面扮演着重要角色^[1]。“差”代表组织中偏私资源分配、差别对待,“序”代表权力尊卑有序的组织关系。差序氛围感知是指员工对组织内部以领导为核心的人际关系疏远程度的感知^[2]。以往研究表明,差序氛围感知不仅会带来较低的组织信任^[3]和敬业度^[4],还会引发沉默^[5]和漠视^[6]等消极行为。但是,当前研究却忽视了差序氛围感知对创新行为的影响。随着创新对企业重要性的增加,作为中国传统文化中组织内部人际关系现象的代表,差序氛围感知是否使中国情境下创新行为具有某些独特特征和内在规律,值得深入系统研究。基于此,本文通过探讨差序氛围感知如何影响创新行为,从另一角度为企业创新提供借鉴。

差序氛围感知如何影响创新行为?两者间存在哪些内在影响机制?现有文献尚未给予全面解答。已有研究主要聚焦于情感视角,如组织信任^[3]和组织承诺^[7]等,忽视了认知在此过程中的作用。鉴于个体认知反应和情感反应交织在一起驱动员工创新行为,本文基于认知—情感加工系统理论,提出差序氛围感知影响员工创新行为的双中介模型。根据认知—情感加工系统理论,创新自我效能感和情感承诺是差序氛围感知与创新行为间的重要认知情感单元,差序氛围感知通过认知和情感两条路径对创新行为产生影响^[8]。因此,本文认为创新自我效能感和情感承诺可能在差序氛围感知与创新行为间发挥中介作用。

即使差序氛围感知会引起员工认知—情感反应,不同特质员工在面对相同组织情境时,引起的反应程度也不同^[9]。其中,作为个体与生俱来的一种特质,调节定向对人们的认知评价、行为倾向等心理过程均存在显著影响。当员工以努力提升自身价值为中心时(促进定向),他们因为受到激励,会竭尽所能为实现目标而奋斗^[10],从而对行为产生积极影响;当员工以预防损失为中心时(防御定向),责任感督促他们仅将职责内的事情做完,个体虽然处于安全状态,但会抑制创新行为表现。因此,本文提出并检验不同特质个体在差序氛围感知与认知、情感间关系的调节作用,探讨差序氛围感知的边界条件。

作者简介: 马伟(1965-),男,山东济宁人,博士,青岛大学商学院副教授、硕士生导师,研究方向为协同创新、创新创业管理;苏杭(1994-),男,山东日照人,青岛大学商学院硕士研究生,研究方向为创新创业管理。

基金项目: 山东省重点研发计划(软科学)重大项目(2019RZB01095);山东省自然科学基金面上项目(ZR2018MG006)。

本研究贡献主要体现在 3 个方面:①结合差序格局理论,考察本土情境下差序氛围感知对员工创新行为的影响效应,为员工创新行为影响因素研究补充新内容,为差序氛围感知相关研究奠定基础;②结合认知—情感加工系统理论,提出并检验创新自我效能感和情感承诺的双重中介作用,从认知和情感两个视角,揭示差序氛围感知与创新行为间的“黑箱”机制;③指出个体调节定向的调节作用,为差序氛围感知和创新行为关系提供情景化理论成果。

1 理论与假设

1.1 差序氛围感知与创新行为

差序氛围感知源于差序格局理论^[11]。该理论认为,以个体为核心的社会关系如“投石入水”泛起的水波纹,离核心越远的人与该个体关系越疏远,获取的资源与权力也越少。对本土企业而言,管理者通过个体能力和关系亲疏等对下属员工进行归类,对不同员工在资源分配与奖励提拔等方面实行差异化管理,这些管理实践上升到组织层面形成组织差序氛围^[2]。差序氛围感知是指员工对组织内部以个体为核心的人际关系亲疏程度的感知,主要表现在两个方面,即对组织中“差”的感知,包括差别对待、偏私资源分配等;对组织中“序”的感知,包括权力尊卑有序、关系导向、对某些人支持与关心等。

创新行为作为一种角色外行为,是指个体在工作过程中产生创新构想并努力加以实现,其是企业和技术、产品、管理等方面进行创新的必要条件^[12]。一方面,基于社会信息加工理论^[13],社会信息无处不在地影响着个体行为,如果员工对工作环境感知与评判结果倾向于消极,认为组织内部差序氛围对自身创造性完成任务有阻碍,将会降低其从事创新活动的意愿,从而抑制员工创新行为;另一方面,根据社会交换理论^[14],当员工面临组织资源与权力的非对等性分配时,会形成一种被隔绝和孤立的感觉,员工认为自身利益受损,基于互惠原则,其会表现出更多消极行为。高差序氛围感知会降低组织与个体间互惠关系,导致个体产生更多消极情感,不愿意为本职工作付出更多,抑制个体创新表现。

以往研究表明,个体对组织资源非对等性配置感知越强烈,越容易形成组织排斥感并降低互动公平感知,且产生更多消极情感^[15]。当员工感知到从组织中获取的资源、信息和机会等与其他人存在差异时,将会感觉到组织对自身不公平,由此降低组织忠诚度^[4],从而不愿意为组织发展付出,并易于采取一些消极行为^[16]。由于感知到不公平对待,员工会消极对待组织内创新合作行为^[17],减少与他人合作,进而抑制自身创新行为。因此,本文提出如下假设:

H₁:差序氛围感知负向影响员工创新行为。

1.2 创新自我效能感与情感承诺的中介作用

认知—情感加工系统理论认为,个体遇到的组织事件与个体认知—情感单元发生交互作用,包括编码、预期和信念、情感、目标和价值、能力等,最终影响个体行为发生。认知—情感加工系统理论为理解差序氛围感知与个体创新行为间关系提供了良好视角。具体而言,差序氛围感知很可能激发员工创新自我效能感和情感承诺这个认知—情感单元,进而影响其创新行为。在差序氛围感知—创新行为路径中,创新自我效能感具有作为认知反应衡量指标的合理性。从认知反应特点看,个体采用分析式视角加工信息时,会慎重观察事物,根据逻辑推断和因果联系进行评价^[18]。而创新自我效能感是对自己能否创造性完成工作的感知与主观评价,需要经过严密的逻辑推断建立^[19]。在差序氛围感知—创新行为路径中,情感承诺具有作为情感反应衡量指标的合理性。差序氛围作为组织情境的一部分,通过抑制组织成员情感机制,对组织成员情感承诺产生重要影响,进而减少自身创新行为^[20]。本文在认知—情感加工系统的基础上,结合社会信息加工理论和社会交换理论,揭示差序氛围感知影响创新行为认知与情感的路径。

1.2.1 创新自我效能感的中介作用

创新自我效能感代表个体对自己能否创造性完成工作、取得创新性成果的感知与主观评价^[19],是激励个体从事创新行为的关键认知心理机制^[21]。一方面,员工创新自我效能感受到资源可获取性和完成任务面临约束的比较评估影响。员工对差序氛围感知越强,越认为自己掌握的资源少、受到的约束多,通过工作任务资源条件和约束条件对比,将会降低员工对创新成功的信念^[22];另一方面,根据社会信息加工理论,组织差别对待、偏私资源分配使员工感知到一种受到约束的氛围,该氛围造成组织成员在认知决策中认为自己不太可能创新性完成工作,由此会抑制员工创新自我效能感。

创新行为是指个体在工作过程中,产生新颖和有用想法,并通过努力将该想法付诸实践的行为^[23]。一方面,具有较高创新自我效能感的个体,认为自己有从事创新活动的的能力,会为自己设立一个挑战性目标,而挑战性目标能够产生积极应对问题的动力,驱使员工在工作过程中表现出更多创新行为;另一方面,创新活动具有开拓性、试错性特点,需要个人付出更多努力不断尝试。高创新自我效能个体具有较强忍耐力^[24],能够形成适应变化、挑战现状的行为导向,进而激发员工创新行为。高自我效能感是指个体面临困境时能够自主调整认知状态、保持努力的核心要素^[19],能够激发个体实施创新行为。

根据社会信息加工理论,当员工获取组织资源与权力受限时,会认为自己不被组织重视、没有能力从事创新活动,从而形成较低的创新自我效能感,这种消极认知指导其消极从事创新活动,进而抑制其创新行为。据此,本文提出如下假设:

H₂:员工差序氛围感知越强,创新自我效能感越弱。

H₃:员工创新自我效能感正向影响创新行为。

H₄:创新自我效能感在差序氛围感知与创新行为间起中介作用。

1.2.2 情感承诺的中介作用

组织承诺反映个体对继续留在组织的一种期望、需要和义务的思维模式或心理状态^[24]。现有文献普遍将组织承诺分为情感承诺、规范承诺和持续承诺 3 个维度,并强调将情感承诺作为考核组织承诺的重点^[25]。由于创新行为属于角色外行为,且创新行为往往由情感驱动,故情感承诺比规范承诺和持续承诺更能预测创新行为^[26]。因此,本文选取情感承诺考察组织承诺。情感承诺是指个体对组织的情感依附、参与和认同^[24]。

当组织采取差别对待与关系导向管理时,高差序氛围感知员工体验到较低的工作公平性、合作机会,感受不到来自组织的关心和支持。根据社会交换理论,这会激发员工消极互惠意识,其归属感与忠诚度显著下降,并降低对组织的信任和情感投入。此外,Taylor 等^[26]的研究表明,个体情感承诺受组织对员工利益和福祉管理实践的影响。当组织差别化对待员工利益和福祉时,会营造一种组织差序氛围,员工切身感受到来自组织的偏私对待,会降低其组织认同。因此,高差序氛围感知员工更排斥组织价值,进而对组织表现出较低的情感承诺。

个体从事创新活动须具备一种内在持续动力,员工对工作本身有兴趣并时刻受到激励会形成这种内在激励^[27]。受内在动力影响的个体更重视任务复杂性和创新性,希望获得挑战,更倾向于创新性地解决问题^[28]。高情感承诺员工往往能够体会到工作本身的乐趣,而工作乐趣属于员工创新内部动机,因此高情感承诺员工会更加积极主动地从事创新活动。此外,具有高情感承诺的员工往往高度认同自己所属的组织^[29],认为自己有责任、有义务参与组织建设发展,希望组织能够始终保持竞争优势,进而表现出更多积极行为^[25]。相关研究发现,包括组织承诺在内的一般情感道德因素是组织公民行为的重要前因变量,情感承诺与角色外行为有较强的正相关性^[30]。Feldman 等^[31]实证研究表明,员工一般不会主动表现出角色外行为,除非在心理上对组织产生情感依附和认同。

高差序氛围感知显著降低员工与组织间互惠关系,导致员工归属感与忠诚度下降,进而降低员工情感承诺。较低的情感承诺

无法让员工体会到工作乐趣,缺乏内在动机,并会抑制员工创新行为。据此,本文提出以下假设:

H₅:差序氛围感知与员工情感承诺负相关。

H₆:员工情感承诺正向影响其创新行为。

H₇:情感承诺在差序氛围感知与创新行为间起中介作用。

1.3 调节定向的调节作用

调节定向作为个体稳定的人格特质之一,对个体认知评价、决策判断和行为倾向等心理过程具有重要影响^[32]。根据调节定向理论,个体内部有促进定向和防御定向两种系统。其中,促进定向代表个体通过接近理想而追求进步和成就,对资源获得机会更加敏感,更加关注积极刺激和结果;防御定向代表个体通过避免错误而追求职责履行,对潜在资源损失更加敏感^[33],更喜欢维持现状,以避免发生意外,更关注负面刺激和结果。基于认知-情感加工系统理论,以促进和防御为导向的调节系统,与组织情境中事件是否被解释为促进资源获得或资源损失相关^[34],其通过个体对外界的感知影响其反应方式^[35]。尽管差序氛围感知会引发认知和情感反应,但这些反应因人而异^[36]。

如前文所述,当员工感受到较高的差序氛围时,认为自己掌握了较少资源、受到较多约束,会抑制员工对创新成功的信念。对于促进聚焦特质的个体来说,他们更注重支持与关怀,更善于从全面和新颖角度完成任务。而当个体以促进定向为核心时,面临组织不关心、不给予资源、权力支持的情况,他们会认为自身创新活动受到限制,从而降低对完成创新任务的信心。因此,当促进定向特质员工面临高差序氛围感知时,会降低其对于创新成功的信念。当将创新性构想付诸实践时,个体会面临许多困难、挑战和风险。对于防御定向聚焦特质个体来说,他们更关注职责和安全,会采取规避行为策略预防损失,使个体在从事创新性任务中表现出较低毅力。防御定向可能驱使员工因创新性任务的潜在损失,认为创新性成果不属于自己能力范围之内,从而产生一种对自身创造性完成任务、取得创新性成果的自我否定认知。

如前文所述,当员工感知到较高的差序氛围时,会引起员工不公平感和孤立感,进而降低组织情感承诺。对于促进定向聚焦特质个体来说,他们更注重进步和收获,对资源获取机会更加敏感,具有利用机会实现最大收益的特质。也即,促进定向驱使员工努力获取资源,积极利用潜在机会,因而他们更容易对理想与现实间差距产生挫折感。因此,促进定向员工更有可能感知到差序氛围造成的不公平感,并形成较低的情感承诺。但是,对于防御定向聚焦特质个体来说,他们倾向于维持现状和履行基本职责,对安全和损失更为关注,其行为在本质上不那么具有主动性。个体防御定向驱使员工只注重履行份内责任,避免错误发生,不主动寻求机会发展。据此,本文提出以下假设:

H₈:调节定向强化差序氛围感知与创新自我效能感间的关系。与防御定向员工相比,差序氛围感知对促进定向员工创造自我效能感的影响更强。

H₉:调节定向强化差序氛围感知与情感承诺间的关系。与防御定向员工相比,差序氛围感知对促进定向员工情感承诺的影响更强。

综上所述,本研究构建双中介理论模型,见图1。

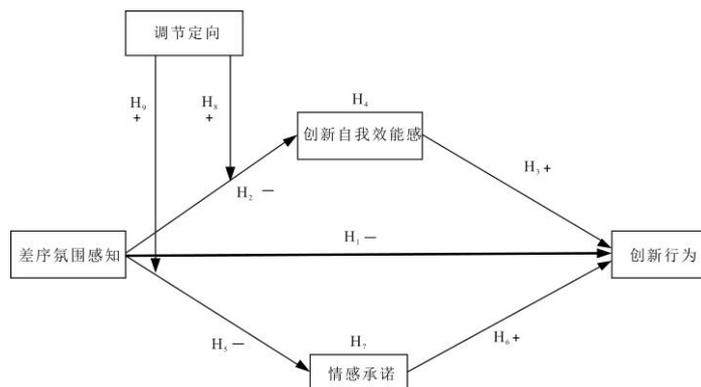


图 1 理论模型

2 研究方法

2.1 样本选取与数据来源

本文采取实地调研与网络调研两种方式, 样本调研时间为 2018 年 6 月到 2018 年 11 月。由于创新行为在高新技术企业居多, 所以选取北京、青岛及上海 15 家科技型企业为样本。为降低同源方差问题, 本文采取以下两个步骤: 首先, 表明高校身份和研究目的, 并承诺本次问卷完全保密且本次调研结果仅用于科学研究, 以消除被调查者顾虑从而获得真实有效的问卷; 其次, 本次调研采取两阶段调查法, 对 15 家企业进行实地调研, 在问卷发放前依次统计随机抽取 354 名员工信息并对其编号。第一阶段共发放 354 份问卷, 包括差序氛围感知、调节定向和控制变量, 回收 327 份问卷。间隔 3 个月为获得员工情感承诺、创新自我效能感和创新行为表现, 通过电子邮件再对 327 个人发放创新行为调查问卷, 回收有效问卷 273 份。最终, 本次调研共发放问卷 354 份, 回收 273 份, 有效问卷回收率为 77.12%。其中, 男性占 52.7%, 女性占 47.3%; 年龄方面, 25 岁及以下占 17.6%, 26~35 岁占 50.2%, 36~45 岁占 24.5%, 45 岁及以上占 7.7%; 受教育程度方面, 高职及以下占 7.3%, 本科和专科占 51.6%, 硕士研究生占 33.0%, 博士研究生及以上占 8.1%; 企业任职年限方面, 1 年及以下占 18.7%, 2~3 年占 22.7%, 4~5 年占 21.2%, 6~10 年占 18.3%, 10 年及以上占 19.0%。

2.2 变量测量

(1) 自变量: 差序氛围感知。

目前, 差序氛围感知相关研究大多采用刘贞抒^[17]开发的量表, 该量表共 3 个维度。其中, 偏私对待反映差别对待, 相互依附体现对某些人的关心与支持, 亲信角色反映关系导向, 3 个维度均体现了员工对组织内部以个体为核心的人际关系亲疏程度的感知。量表共 11 个题项, 典型题项如“主管与某些同事情感亲密”、“有特定同事代行主管一切职务”等。该量表 3 个维度的 Cronbach's α 系数分别为 0.822、0.806 和 0.780, 该量表整体 Cronbach's α 系数为 0.901, 各项数据均达到可接受水平。

(2) 中介变量: 创新自我效能感。

本文采用 Farmer 等^[21]开发的测量量表, 共包含 3 个题项, 如“我擅长产生创造性思路”、“我有解决问题的创造性方法”等。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.860。

(3) 中介变量: 情感承诺。

本文采用 Meyer 等^[24]开发的测量量表,共包含 6 个题项,如“我对这个企业有强烈的归属感”、“我很高兴能在这家公司度过我的余生”等。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.912。

(4)因变量:员工创新行为。

本文采用 Scott 等^[37]开发的测量量表,共包含 6 个题项,如“我经常提出有创意的点子和想法”等。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.908。

(5)调节变量:调节定向。

本文采用 Higgins 等^[32]开发的调节定向量表,分为促进定向和防御定向两个维度,共 11 个题项,如“在我的生活中,我发现很多兴趣或活动能够激发我去努力”、“有时不小心给我带来了麻烦”等。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.871,表明量表信度较好。最后,用促进定向得分平均值减去防御定向得分平均值作为调节定向分值,得分大于零分值越高越表现为促进性调节定向,得分小于零且分值越低越表现为防御性定向^[38-39]。

本文所用量表均为国内外已使用的成熟量表,其中英文量表采取“翻译-回译”方法以保证表达的准确性。测量量表均为 Likert7 点量表,从“非常不符合”到“非常符合”分别赋值 1~7 分,在进行数据分析前对反向题项采用正向化处理。此外,为控制人口统计学信息对本模型的影响,参考相关研究^[5],分别控制如下 4 个变量:性别、年龄、受教育程度及任职年限。本研究使用的统计软件为 Mplus7.0 和 SPSS22.0。

3 实证结果分析

3.1 同源方差分析

本文采取匿名方式,采用两阶段法收集数据。在进行问卷填写前,承诺本问卷收集数据仅用于课题研究,一定程度上降低了同源方差问题。为避免数据共同方法偏差的影响,本文通过 Harman 单因子进行检验。结果显示:第一个主成分变异解释量为 22.47%,累计变异解释量为 63.46%,未占到总解释方差的 40%,一定程度上认为研究数据拟合度较好。因此,本文研究数据同源方差问题在可接受范围内。

3.2 区分效度分析

通过验证性因子分析以及基准模型与备选模型比较,检验差序氛围感知(DAP)、创新自我效能感(CSE)、情感承诺(EC)、创新行为(IB)与调节定向(AO)五因子区分效度,结果见表 1。其中,五因子模型的 $\chi^2/df=1.714$,RMSEA=0.051,CFI=0.911,TLI=0.904,SRMR=0.052,各项指标均优于其它备选模型且各项指标均在参考范围内,表明五因子模型对实际数据拟合最好,差序氛围感知、情感承诺、创新自我效能感、创新行为与调节定向 5 个因子概念相互独立,具有较好的区分效度。

3.3 描述性统计分析

各变量平均值、标准差和变量间相关系数如表 2 所示。从中可见,差序氛围感知与创新自我效能感、情感承诺及创新行为存在显著负相关关系($r=-0.257, P<0.01$; $r=-0.232, P<0.01$; $r=-0.368, P<0.01$),员工创新行为与创新自我效能感和情感承诺存在显著正相关关系($r=0.358, P<0.01$; $r=0.399, P<0.01$),为进一步探索各变量间关系提供了初步证据。

表 1 验证性因子分析结果

| 模型 | χ^2 | df | χ^2/df | RMSEA | CFI | TLI | SRMR |
|-------|----------|-----|-------------|-------|-------|-------|-------|
| 五因子模型 | 1061.079 | 619 | 1.714 | 0.051 | 0.911 | 0.904 | 0.052 |
| 四因子模型 | 1443.763 | 623 | 2.317 | 0.069 | 0.835 | 0.823 | 0.075 |
| 三因子模型 | 2296.204 | 626 | 3.668 | 0.099 | 0.663 | 0.642 | 0.124 |
| 二因子模型 | 2981.407 | 628 | 4.747 | 0.117 | 0.526 | 0.497 | 0.130 |
| 单因子模型 | 3819.603 | 629 | 6.073 | 0.136 | 0.357 | 0.319 | 0.152 |

表 2 变量均值、标准差与相关系数结果

| 变量 | M | SD | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-----------|-------|------|--------|---------|--------|---------|----------|---------|---------|-------|
| 1 性别 | 1.47 | 0.50 | - | | | | | | | |
| 2 年龄 | 2.22 | 0.83 | 0.002 | - | | | | | | |
| 3 受教育程度 | 2.42 | 0.74 | -0.018 | 0.165* | - | | | | | |
| 4 任职年限 | 2.96 | 1.39 | -0.054 | 0.177** | 0.036 | - | | | | |
| 5 差序氛围感知 | 2.48 | 0.89 | -0.042 | -0.110 | -0.106 | 0.002 | - | | | |
| 6 创新自我效能感 | 4.71 | 1.20 | 0.013 | -0.002 | 0.019 | -0.081 | -0.257** | - | | |
| 7 情感承诺 | 4.99 | 1.06 | -0.058 | 0.046 | 0.057 | -0.104 | -0.232** | 0.262** | - | |
| 8 调节定向 | -0.24 | 0.77 | 0.012 | -0.085 | 0.143* | 0.018 | -0.018 | 0.033 | -0.008 | - |
| 9 创新行为 | 4.43 | 1.10 | 0.015 | 0.071 | 0.082 | -0.139* | -0.368** | 0.358** | 0.399** | 0.080 |

3.4 假设检验

目前,大多数中介效应检验采用 Baron 等提倡的分层回归法。当模型涉及两个及以上中介或涉及多条路径时,存在单独检验该中介效应显著但置于总模型检验时出现不显著情况。因此,本文通过结构方程模型对假设进行检验,并采用 Process 程序和 Bootstrap 方法对中介效应进一步检验^[40]。

(1) 假设检验。

模型 M_1 为本文假设的基准模型,用以检验差序氛围感知对创新行为的直接影响,以及创新自我效能感和情感承诺的中介作用。备选模型 M_2 在 M_1 的基础上,将差序氛围感知→创新行为路径删除,仅包含创新自我效能感与情感承诺的中介作用。备选模型 M_3 在 M_1 的基础上,将创新自我效能感→创新行为和情感承诺→创新行为两条路径删除,用以检验主效应。通过 Mplus7.0 软件计算,结果如表 3 所示。根据模型 M_3 ,在控制两个中介对创新行为的影响后,差序氛围感知→创新行为路径系数为-0.393,且该系数在 0.001 水平上显著,假设 H_1 得到验证。尽管 M_3 的各项指标优于 M_1 ,但其在删除两条显著路径情况下实现的, M_2 在删除差序氛围感

知→创新行为这一显著路径后, 各项指标均劣于 M₁, 故本文仍以 M₁ 作为基准模型。

从模型分析结果可知, 差序氛围感知→创新自我效能感路径系数为-0.299, P<0.001, 假设 H₂ 得到验证, 表明员工差序氛围感知与员工创新自我效能感显著负相关。创新自我效能感→创新行为路径系数为 0.316, P<0.001, 表明员工创新自我效能感与员工创新行为显著正相关, 假设 H₃ 得到验证。差序氛围感知→情感承诺路径系数为-0.263, P<0.001, 假设 H₅ 得到验证, 表明员工差序氛围感知与员工情感承诺显著负相关。情感承诺→创新行为路径系数为 0.265, P<0.001, 表明员工情感承诺与员工创新行为显著正相关, 即员工情感承诺越高, 其创新行为表现越好, 假设 H₆ 得到验证。差序氛围感知→创新行为路径系数为-0.236, P<0.001, 表明员工差序氛围感知与创新行为显著负相关。

表 3 基准模型与备选模型比较结果

| 变量 | M1 | M2 | M3 |
|---------------|------------|------------|-----------|
| | DAP→CSE→IB | DAP→CSE→IB | DAP→CSE |
| | DAP→IB | | DAP→IB |
| | DAP→EC→IB | DAP→EC→IB | DAP→EC |
| DAP→CSE | -0.299*** | -0.312*** | -0.293*** |
| CSE→IB | 0.316*** | 0.384*** | |
| DAP→IB | -0.236*** | | -0.393*** |
| DAP→EC | -0.263*** | -0.276*** | -0.262*** |
| EC→IB | 0.265*** | 0.317*** | |
| χ^2 / df | 1.988 | 2.028 | 1.953 |
| RMSEA | 0.060 | 0.061 | 0.059 |
| CFI | 0.926 | 0.923 | 0.929 |
| TLI | 0.918 | 0.915 | 0.921 |
| SRMR | 0.061 | 0.075 | 0.051 |

(2) 中介效应检验。

本文基于 Hayes^[40] 的 Process 程序及 Bootstrap 方法, 对中介效应进行估计和检验。Bootstrap 抽样数设置为 5000 次, 运行结果如表 4 所示。从中可见, 创新自我效能感在差序氛围感知与创新行为间的间接效应为-0.141, 95%CI 值为(-0.279, -0.059), 置信区间不包括 0, 假设 H₄ 得到验证。情感承诺在差序氛围感知与创新行为间的间接效应为-0.139, 95%CI 值为(-0.258, -0.059), 置信区间不包括 0, 假设 H₇ 得到验证。通过构造双中介对比模型, 对两个中介的中介效应进行检验。结果显示, 估计值为 0.002, 95%CI 值为(-0.139, 0.153), 置信区间包括 0, 表示两个中介在差序氛围感知与创新行为间的间接效应地位相同, 即起到同等重要作用。

表 4 中介效应及双中介效应比较结果

| 变量 | 估计值 | 标准差 | 下限 | 上限 |
|----------------|--------|-------|--------|--------|
| DAP→CSE→IB (a) | -0.141 | 0.056 | -0.279 | -0.059 |
| DAP→EC→IB (b) | -0.139 | 0.049 | -0.258 | -0.059 |
| a-b | 0.002 | 0.073 | -0.139 | 0.153 |

(3) 调节效应检验。

运用层级回归方法对调节作用进行检验。为降低多重共线性的影响,在构建交互项时,分别将差序氛围感知与调节定向作标准化处理,以避免多重共线性问题,结果见表 5。由 T₁、T₂ 和 T₃ 可以看出,在加入差序氛围感知、调节定向及二者交互项后模型 R² 上升,表明二者交互项显著负向影响创新自我效能感(r=-0.158, p<0.01),因此调节定向增强了差序氛围感知对认知路径的影响,假设 H₆ 得到验证。由 T₄、T₅ 和 T₆ 可以看出,在加入差序氛围感知、调节定向及其交互项后模型 R² 上升,二者交互项与情感承诺显著负相关(r=-0.204, p<0.01),故调节定向正向调节差序氛围感知对情感路径的影响,假设 H₆ 得到验证。为进一步确认调节定向在差序氛围感知对创新自我效能感、情感承诺间关系的调节作用是否符合预期,将调节定向加减一个标准差值进行绘图^[41],见图 2。从中可见,与防御定向员工相比,差序氛围感知对促进定向员工创造自我效能感的影响更强;与防御定向员工相比,差序氛围感知对促进定向员工情感承诺的影响更强。由此可见,调节作用结果符合假设预期。

4 结语

4.1 研究结论

本文基于认知-情感加工系统理论,提出差序氛围感知、创新行为、创新自我效能感、情感承诺与调节定向间关系模型。通过对 273 份有效数据样本进行假设检验,结果表明:差序氛围感知对情感承诺有负向影响,对创新自我效能感有负向影响;差序氛围感知通过情感承诺对创新行为产生影响,通过创新自我效能感对创新行为产生影响;调节定向正向调节差序氛围感知对情感承诺的负向影响,正向调节差序氛围感知对创新自我效能感的负向影响。

4.2 管理启示

综上所述,本文提出以下管理启示:

(1) 企业应高度重视差序氛围感知对创新行为的抑制作用,通过降低员工差序氛围感知,提升员工创新行为。具体而言,企业应对所有员工尽可能做到一视同仁。企业应以员工能力为标准,取代偏私关系进行组织资源分配,尽可能公平对待每一位员工。通过程序公平、信息公平等营造公平的组织氛围,抑制组织差序氛围扩大,有利于员工表现出更多创新行为,进而促进组织发展。

(2) 企业应认识到员工创新自我效能感和情感承诺是差序氛围感知影响创新行为的两个重要机制,通过提升员工创新自我效能感与情感承诺,可增加员工创新行为。具体而言,一方面,企业应满足员工对创新资源的需求,对创新成功的员工进行奖励和宣传,调动员工创新积极性,加强员工创新能力认知,促进员工形成创新信念;另一方面,企业可通过关注员工意见、帮助员工成长等措施,有意识地影响员工,使员工认同组织,对组织产生情感依恋。同时,还应营造关系融洽的工作氛围,通过情感关怀等方式激励和鼓舞员工,促使员工表现出更多有益于组织发展的创新行为。

表 5 调节定向回归分析结果

| 变量 | 创新自我效能感 | | | | 情感承诺 | |
|--------|---------|-----------|-----------|--------|-----------|-----------|
| | T1 | T2 | T3 | T4 | T5 | T6 |
| 性别 | 0.009 | -0.001 | -0.003 | -0.067 | -0.078 | -0.080 |
| 年龄 | 0.009 | -0.018 | -0.008 | 0.051 | 0.037 | 0.050 |
| 受教育程度 | 0.020 | -0.001 | -0.008 | 0.049 | 0.018 | 0.008 |
| 任职年限 | -0.082 | -0.077 | -0.084 | -0.120 | -0.117 | -0.127* |
| 差序氛围感知 | | -0.259*** | -0.252*** | | -0.221*** | -0.211*** |

| | | | | | | |
|-----------------|-------|---------|----------|-------|---------|----------|
| 调节定向 | | -0.013 | -0.009 | | 0.067 | -0.073 |
| 差序氛围感知×调节定向 | | | -0.158** | | | -0.204** |
| R ² | 0.007 | 0.073 | 0.097 | 0.021 | 0.074 | 0.115 |
| F | 0.482 | 3.478** | 4.084*** | 1.454 | 3.531** | 4.914*** |
| △R ² | 0.007 | 0.066 | 0.025 | 0.021 | 0.053 | 0.041 |

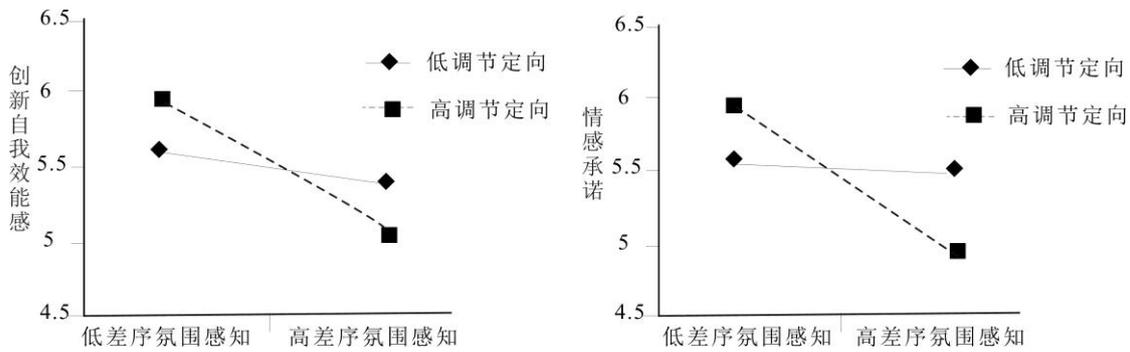


图2 调节路径

(3) 企业应认识到不同调节定向特质个体对差序氛围的不同反应,在降低组织差序氛围的同时增强员工调节定向,培养员工促进定向特质以更好地提升员工创新行为。具体而言,管理者在进行个体职位匹配时,应综合考虑个体特质、能力和认知。企业在招聘和管理员工时,对促进定向个体加以识别和重用,在制定薪酬、晋升和激励等奖励措施时充分考虑促进定向员工的心理需求,以激励其开展创新行为。对于防御定向个体制定对应惩罚机制,以便更好地调动其创新积极性。

4.3 不足与展望

然而,本文仍然存在以下不足:①虽然采用横截面数据,实证结果证实双中介模型具有合理性,但差序氛围感知对创新行为的影响并非静态的,在不同时点影响力不同。因此,未来有必要采用跨时间点纵向研究方法,进一步探讨差序氛围感知对创新行为的动态影响;②虽然采取两阶段法且数据显示同源方差问题不严重,但由于数据出于同一被试仍可能存在同源方差问题。未来可采取交换评价方式进一步降低同源方差问题;③本文仅探讨情感承诺与创新自我效能感的中介效应,现有文献指出组织信任、组织自尊等也会影响创新行为。因此,未来研究可将上述变量纳入认知-情感加工系统,进一步探讨这些变量在差序氛围感知与创新行为间的中介作用。

参考文献:

[1] 陈志霞, 典亚娇. 组织差序氛围: 概念、测量及作用机制[J]. 外国经济与管理, 2018, 472(6): 87-99.

[2] 刘军, 章凯, 仲理峰. 工作团队差序氛围的形成与影响: 基于追踪数据的实证分析[J]. 管理世界, 2009(8): 92-101.

[3] WANG HSING-KUO, JUNG-FENG TSENG, YU-FANG YEN. Examining the mechanisms linking Guanxi, norms and knowledge sharing: the mediating roles of trust in Taiwan's high-tech firms[J]. The International Journal of Human Resource Management, 2012, 23(19): 4048-4068.

-
- [4]陶厚永, 章娟, 李玲. 差序式领导对员工利社会行为的影响[J]. 中国工业经济, 2016(3):114-129.
- [5]朱瑜, 谢斌斌. 差序氛围感知与沉默行为的关系:情感承诺的中介作用与个体传统性的调节作用[J]. 心理学报, 2018, 50(5):71-80.
- [6]于伟, 张鹏. 组织差序氛围对员工漠视行为的影响:职场排斥和组织自尊的作用[J]. 中央财经大学学报, 2016(10):122-128.
- [7]LUO J D, CHENG M Y. Guanxicircles' effect on organizational trust:bringing power and vertical social exchanges into intraorganizational network analysis[J]. American Behavioral Scientist, 2015, 59(8):1024-1037.
- [8]MISCHEL W, SHODA Y. A cognitive-affective system theory of personality:reconceptualizing situations, dispositions, dynamics, and invariance in personality structure[J]. Psychological Review, 1995, 102(2):246.
- [9]FREITAS A L, AZIZIAN A, TRAVERS S, et al. The evaluative connotation of processing fluency:inherently positive or moderated by motivational context[J]. Journal of Experimental Social Psychology, 2005, 41(6):0-644.
- [10]BROCKNER J, HIGGINS E T, LOW M B. Regulatory focus theory and the entrepreneurial process[J]. Journal of Business Venturing, 2004, 19(2):203-220.
- [11]郑伯埙. 差序格局与华人组织行为[J]. 本土心理学研究, 1995(3):214-219.
- [12]王辉, 常阳. 组织创新氛围、工作动机对员工创新行为的影响[J]. 管理科学, 2017(3):55-66.
- [13]SALANCIK G R, PFEFFER J. A social information processing approach to job attitudes and task design[J]. AdmSci Q, 1978, 23(2):224-253.
- [14]CROPANZANO R. Social exchange theory:an interdisciplinary review[J]. Journal of Management, 2005, 31(6):874-900.
- [15]徐文忠. 从差序管理行为探讨高阶团队的形成与绩效[D]. 中国台湾:台湾“中山大学”, 2005.
- [16]REN SHUANG, DOREN CHADEE. Influence of work pressure on proactive skill development in China:the role of career networking Behavior and Guanxi HRM[J]. Journal of Vocational Behavior, 2017, 98:152-162.
- [17]刘贞好. 差序气氛对部属工作态度与行为之影响[D]. 中国台湾:台湾“东华大学”, 2003.
- [18]BUCHWALD P. Test anxiety and performance in the framework of the conservation of resources theory[J]. Cognitive Comportament Brain Behavior, 2010, 14(4):283-293.
- [19]顾远东, 彭纪生. 创新自我效能感对员工创新行为的影响机制研究[J]. 科研管理, 2011, 32(9):63-73.
- [20]MEYER J P, ALLEN N J, SMITH C A. Commitment to organizations and occupations:extension and test of a

three-component conceptualization[J]. Human Resource Management Review, 2016, 78(1):61-89.

[21] FARMER T S M. Creative self-efficacy: its potential antecedents and relationship to creative performance[J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(6):1137-1148.

[22] NEWMAN A, TSE H H M, SCHWARZ G, et al. The effects of employees' creative self-efficacy on innovative behavior: the role of entrepreneurial leadership[J]. Journal of Business Research, 2018, 89:1-9.

[23] 丁贺, 林新奇, 徐洋洋. 基于优势的心理氛围对创新行为的影响机制研究[J]. 南开管理评论, 2018(1):28-38.

[24] METER J P, ALLEN N J. A three-component conceptualization of organizational of commitment[J]. Human Resource Management Review, 1991, 1(1):61-89.

[25] 赵慧娟, 龙立荣. 基于多理论视角的个人-环境匹配、自我决定感与情感承诺研究[J]. 管理学报, 2016, 13(6):836-846.

[26] TAYLOR S G, BEDEIAN A G, KLUEMPER D H. Linking workplace incivility to citizenship performance: the combined effects of affective commitment and conscientiousness[J]. Journal of Organizational Behavior, 2012, 33(7).

[27] 连欣, 杨百寅, 马月婷. 组织创新氛围对员工创新行为影响研究[J]. 管理学报, 2013, 10(7):985.

[28] 王庆金, 李思宏, 周雪. 科技创新活动道德判断及其影响要素研究[J]. 东岳论丛, 2017, 38(10):122-128.

[29] KLEYSEN R F, STREET C T. Toward a multi-dimensional measure of individual innovative behavior[J]. Journal of Intellectual Capital, 2001, 2(3):284-296.

[30] THARIKH S M, YING C Y, SAAD Z M, et al. Managing job attitudes: the roles of job satisfaction and organizational commitment on organizational citizenship behaviors [J]. Procedia Economics & Finance, 2016, 35:604-611.

[31] NG T W H, FELDMAN D C. Affective organizational commitment and citizenship behavior: linear and non-linear moderating effects of organizational tenure[J]. Journal of Vocational Behavior, 2011, 79(2):528-537.

[32] HIGGINS E T. Promotion and prevention: regulatory focus as a motivational principle[J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1998, 30(2):1-46.

[33] APPELT K C, HIGGINS E T. My way: how strategic preferences vary by negotiator role and regulatory focus[J]. Journal of Experimental Social Psychology, 2010, 46(6):0-1142.

[34] LANAJ K, CHANG, et al. Regulatory focus and work-related outcomes: a review and meta-analysis[J]. Psychological Bulletin, 2012, 138(5):998-1034.

[35] HIGGINS E T. Promotion and prevention: regulatory focus as a motivational principle[J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1998, 30(2):1-46.

[36] KOOPMAN J, LANAJ K, B A SCOTT. Integrating the bright and dark sides of ocb: a daily investigation of the benefits and costs of helping others[J]. Academy of Management Journal, 2016, 59(2): 414-435.

[37] SCOTT S G, BRUCE R A. Determinants of innovative behavior: a path model of individual innovation in the work place[J]. Academy of Management Journal, 1994, (37): 580-607.

[38] 张爱丽, 张瑛. 特质性调节定向、感知机会创新性与创业意图[J]. 科学学研究, 2018, 36(12): 2233-2241+2291.

[39] LOCKWOOD , JORDAN C H, KUNDA Z. Motivation by positive or negative role models: regulatory focus determines who will best inspire us[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2002, 83(4): 854-864.

[40] HAYES, ANDREW F. An index and test of linear moderated mediation[J]. Multivariate Behavioral Research, 2015, 50(1): 1-22.

[41] AIKEN L S, WEST S G. Multiple regression: testing and interpreting interactions - institute for social and economic research (ISER) [J]. Evaluation Practice, 1991, 14(2): 167-168.