
组织创新支持与员工创新行为

王博林¹

(湖南大学, 湖南 长沙 410011)

【摘要】: 通过引入创造性工作投入和创新自我效能感两个中介变量, 研究其在组织创新支持与个体创新行为之间的中介作用, 在 336 份员工—主管配对问卷的基础上, 运用 SEM 和偏差校正的非参数 bootstrap 方法对概念模型进行假设检验。实证分析结果表明, 来自员工的创新期望有助于激发员工的创新行为, 并且创新自我效能感在这一关系中发挥了部分中介的作用, 创新自我效能感和创造性工作投入在组织创新支持员工创新行为中起到了积极作用。

【关键词】: 组织创新支持 创新行为 创造性工作投入

一、引言

获取、吸收、消化和运用各种信息和知识以促进产品创新或服务创新是企业创新的实质¹。如何提升企业员工的创新意识, 激发他们的创新行为成为当前管理领域研究的热点话题。员工的创新行为是指组织中的个体运用自身所具备的知识和技能将创造性想法运用于工作场所实践的过程^②。已有相关文献研究了影响员工创新行为的诸多外部环境因素, 如组织氛围会影响组织中员工的创新行为^③, 而员工个体特征与其所在的组织情境或企业文化之间的相互作用同样会作用于员工的创新行为^④。从员工心理认知因素的角度出发, 有学者认为领导的授权行为能够激发个体的创新行为^⑤, 同时员工的创新自我效能感及其对自我创新角色的认同感都会积极作用于其创新行为^①。从员工行为和人格视角开展的研究发现, 具有神经质人格特征会负向影响个体的创新行为^②, 而员工具备创造性工作投入和自我领导的特征能够激励自身的创新行为^③。

首先, 现有研究对于影响个体创新行为的因素忽视了其中间存在的中介机制以及其他因素的共同影响。即前因变量的作用可能需要通过多个中介变量传递到创新行为。其次, 虽然众多学者探讨了工作环境中的关系因素(如员工与领导之间的关系)和氛围因素(如组织对创新活动支持的氛围)对员工创新行为的影响, 但缺乏从员工与同事之间的交互关系, 以及组织对创新活动的支持力度这两个方面来系统探究其对于个体创新行为具有何种影响。对以上两个方面的深入研究, 不仅有利于拓展已有文献对员工创新行为研究的深度和广度, 同时有助于企业制定切实有效的激励方案, 以尽可能调动员工的创新行为。

二、理论背景与研究假设

(一) 理论背景

员工在组织中的创新行为不仅受到组织内部因素的影响, 还受到组织外部环境因素的影响, 并进一步改变了员工的心理认知, 员工创新的态度、方式以及绩效也得到了相应的改变^④。具体来说, 社会互动理论认为人的自我意识来源于社会互动, 通过角色扮演和接收角色扮演给予的反馈, 就会逐渐构成自我意识。与社会互动理论密切相关的角色理论认为, 人在社会中的角色

¹作者简介: 王博林, 男, 湖南大学工商管理学院博士研究生。

基金项目: 国家自然科学基金项目“创业团队知识配置、动态能力生成与绩效评价研究”(项目编号: 71673082); 湖南省社科成果评审委员会重点项目“湖南加快新旧动能转换大力发展新经济的战略与对策研究”(项目编号: XSP20ZDI023)

地位和社会角色期望会影响个体的态度和行为。根据他人的角色期望以及个体学习角色产生角色认同, 然后进行角色扮演。因此, 同事或上级的期望能有效激励员工按照期望工作, 努力获得相应的工作成果⁽⁵⁾。同时, 社会交换理论指出, 个体在组织中的工作行为由成员之间的交换关系决定⁽⁶⁾。除此之外, 自我调节理论认为个体为了达到某个目标, 会整合关键性的动机变量, 并自我生成调节思想、情感和行为。这种自我激励的过程会改变员工所处的外部环境, 同时, 个体的创新行为也会依据组织的外部环境而产生相应的变化。并且, 员工自身的调节与反思也会受到这种外部环境的影响。个体感知周围环境支持或期待自身的创新工作, 就会通过自我调节, 产生强大的意志力, 并积极投入创造性工作。已有研究指出, 积极投入到各种创造性的活动之中有助于员工积累创新活动过程中所需要的知识和技能⁽⁷⁾。

(二) 研究假设

面对日益激烈的市场竞争和不断扩大的海外市场, 技术创新与管理创新日渐成为众多企业抵抗外部风险以及获得竞争优势的重要途径⁽⁸⁾。组织创新支持是指员工对所在组织支持创新性或创造性活动的感知水平⁽⁹⁾。企业不断增强对创新活动的支持力度, 例如增加研发投入, 选送优秀人员赴海外学习等, 有助于营造全员创新的组织氛围, 并逐渐形成崇尚创新工作方式的组织文化。更为重要的是, 当员工察觉到企业对创新活动日益提升的重视程度时, 会逐渐摆脱因循守旧的思想观念, 并开始为改善工作方式、流程、效果付出努力。换句话说, 组织对于创新意识和行为的珍视可以激发员工在工作中产生创新行为。法玛尔(Farmer)的研究表明, 个体对创新活动重要性的感知正向调节创新角色认同对个体创新行为的影响。据此, 提出假设:

假设 1: 同事创新期望正向影响员工的创新行为。

假设 2: 组织创新支持正向影响员工的创新行为。

已有文献还表明, 个体的创新行为还受到个体创新自我效能感的影响⁽¹⁰⁾。创新自我效能感是指个体针对工作创新任务完成而具有的积极态度, 同时也是对于自身具备创新能力的肯定⁽¹¹⁾。一方面, 创新自我效能感的高低决定了员工面对创新活动的态度和行为。具备高水平创新自我效能感的员工乐于接受挑战性工作任务, 并且能够在解决困难的过程中激发出创新热情和行为。反之, 低水平创新自我效能感的员工倾向于回避创新性工作活动, 因为他们不认为自己具备完成这种工作任务的能力。因此, 本研究假设当个体具备较高水平的创新自我效能感, 他们更有可能积极投入到企业的各项创造性工作之中, 同时激发出更多的创新行为。

另一方面, 当员工感知到同事创新期望时, 会认为这是对自身创新能力的一种肯定。根据自我调节理论, 社会认知研究者认为, 外部环境是组织中员工实施预测、操纵或意志控制以及自我反思的资源⁽¹²⁾。员工在同事鼓舞和组织支持的情况下, 将会加强组织中个体对自我创新的实施, 并对开展创新活动有持久的信念。对于自身创造性能力的积极预测即创新自我效能感。源于同事对自身具有创新能力的期望将有效提高员工的自我创新效能感, 这进一步激发了员工对于完成创新性工作任务和解决工作中出现的新问题的信心和斗志, 进而促进员工创新行为。蒂尔尼(Tierney)和法玛尔(Farmer)的纵贯研究发现, 员工感知的创新期望与完成创造性任务的信心关系显著相关⁽¹³⁾。不仅如此, 崇尚创新的组织氛围和激励创造的组织支持, 有助于削减员工对自身创新行为可能引发的工作风险及不被认可的顾虑。据此, 提出假设:

假设 3a: 同事对员工创新活动的期望正向影响员工自身的创新自我效能感。

假设 3b: 组织对创新活动的支持正向影响员工自身的创新效能感。

创新行为不仅需要更多的智慧和经验, 同时需要投入更多的精力和时间。面对企业日益增多的创新需求, 个人的智慧和能力往往难以在短时间内完成工作中不断涌现的新问题和新挑战。以往的研究表明, 工作场所创造性工作投入是指个体在组织中, 面对新问题时能自主并有效地进行信息搜寻、新流程和新方法的学习, 并通过个体的创造性过程投入可以极大地促进个体的创

新行为⁽¹⁴⁾。

进一步分析发现，员工积极投入到各种创造性工作中的行为，不仅印证了同事心目中为其设立的积极、勤奋和好学的角色定位，同时也不断积累了各种工作知识和应用能力，为解决其他未来将会面临的创新性问题提供了可能。无论是出于对自身“面子”的考虑，还是为了提升自己的业务水平和竞争力，员工感知的创新期望有助于其在日常的创造性工作中投入更多的时间和精力。为了在企业所关注和重视的创新活动中有更好的表现，员工会有意识地在日常工作中积累新知识和掌握新技能，从而进一步提升组织中员工的创新行为。同时，个体在较高创新自我效能感水平下，将更有可能增加自身在日常创造性工作中的投入。因为对自身从事创新性工作的自信，能够激发出员工更多的主动学习行为，并将创造性工作活动视为日常工作的重要组成部分⁽¹⁵⁾。因此，本文提出如下假设：

假设 4a:员工的创新自我效能感对自身创新行为具有显著的促进作用。

假设 4b:员工的创造性工作投入对自身创新行为具有显著的促进作用。

基于以上分析，假设同事的创新期望和组织创新支持对员工创新行为有直接影响，根据自我调节理论，组织中来自同事的创新期望以及组织的创新支持促使员工产生自我效能感，同时在创造性工作投入的影响下对创新行为产生作用。具体而言，根据自我调节理论，社会外部的环境因素以及自身内部因素共同决定了个体对外部社会的认知。当个体感知到来自同事的创新期望时，个体对自身创新能力的运用得到提升，同时，在这种经过强化后的创新自我效能干的作用下，个体产生强烈的付诸创新行为的意愿。

与此同时，由于个体的创新自我效能感对其创造性工作投入的正向影响，本文提出两条双重中介路径。其一，同事对员工创新活动的期望将通过提升员工自身的创新效能感，从而激励员工开展与创新活动相关的创造性工作，进而激发员工的(具体)创新行为。其二，员工的创新活动是由员工的创造力来推动的，而员工的创造力又促进了员工的创新活动。据此，提出假设：

假设 5a:创新自我效能感在同事对员工的创新期望与员工创新行为的正向关系中发挥了中介作用。

假设 5b:员工对创造性工作的投入在同事对员工的创新期望与员工创新行为的正向关系中发挥了中介作用。

假设 5c:员工自身的创新效能感及其对创造性工作的投入在同事对员工创新期望与员工创新行为的正向关系中发挥了链式中介的作用。

三、研究方法

(一)数据来源与结构

采用问卷调查法获取实证分析所需数据，首先在 2019 年选取 75 名湖南部分企业的员工进行了问卷预测试。在信度分析和探索性因子分析的基础上，修改了部分因子载荷较低的题项，以保障正式问卷的有效性。正式问卷调查在 2020 年开展，历时 3 个月，向来自湖南、浙江、广东、辽宁等企业发放了 1000 份调查问卷，剔除无效问卷后，收集到具有较高有效性的样本 336 份。样本数据的基本信息见表 1。

表 1 样本结构

名称	类别	数量(人)	百分比	名称	类别	数量(人)	百分比
----	----	-------	-----	----	----	-------	-----

性别	男	168	50%	婚姻	未婚	137	40.8%
	女	168	50%		已婚	199	59.2%
工龄	3 年以下	229	68.2%	年龄	25 岁及以下	88	26.2%
	3~5 年	62	18.5%		26~35 岁	229	68.2%
	5~10 年	33	9.8%		36~45 岁	17	5.0%
	10 年以上	12	3.5%		46~55 岁	2	0.6%
学历	中专及同等学历	4	1.2%	职位	一线工作人员	173	51.5%
	大专及同等学历	27	8.0%		基层管理人员	135	40.2%
	本科及同等学历	151	44.9%		中层管理人员	27	8.0%
	硕士、博士及同等学历	154	45.8%		高级管理人员	1	0.3%

(二)变量测量方法

除人口统计学变量外,本文所有潜变量的测量量表均来源于国外成熟量表。根据丘吉尔(Churchill)和布里林(Brislin)在跨文化语境下使用量表的方法⁽¹⁶⁾,本研究的量表翻译和回译工作由相关领域的4位博士生与两位国外大学的教授共同完成。同时,本研究所有量表都基于前侧的结果进行了必要的修正与完善,从而较好地提升了测度工具的面效度。此外,为了尽可能降低共同方法偏差对本研究实证分析结果的干扰,在问卷数据收集的过程中要求员工的直属领导或部门负责人依据对应的量表来对员工的创新行为进行评价,而诸如同时对员工创新活动的期望等量表则由员工进行填写。

1. 同事创新期望

同事创新期望测量的6个指标主要依据法玛尔(Farmer)⁽¹⁷⁾使用的量表。根据塔巴奇尼卡(Tabachnicka)和菲德尔(Fidell)的建议⁽¹⁸⁾,我们删除因子载荷小于0.5的两个题项,以确保量表具有良好的聚敛效度。删除项目后,量表的Cronbach's α 系数达到0.80,表明问卷具有很好的信度。该构念基于李克特7级量表进行测度,其中1代表“非常不同意”,7代表“非常同意”。量表中的典型题项包括“我认为自己在同事心目中是一位想象力丰富、创新能力强的员工”。

2. 组织创新支持

测量组织创新支持的4个题项主要参考法玛尔(Farmer)和阿马比尔(Amabile)⁽¹⁹⁾使用的量表。根据验证性因子分析(CFA)的结果,所有题项的因子载荷均显著且超过0.9,证明采用此量表的聚敛效度较高。该量表的Cronbach's α 系数为0.96,证明问卷的信度水平也较好。该构念同样采用李克特7级量表进行测度,得分越高意味着员工所感知到的组织对创新活动支持的力度越大。典型题项包括“我所在企业的高层领导支持各种富有创造性或创新性的工作”。

3. 创新自我效能感

根据卡尔梅利(Carmeli)和朔布洛克(Schaubroeck)⁽²⁰⁾等人的研究编制员工创新自我效能感的8题项量表。根据该量表的CFA分析结果,所有题项的因子载荷均显著且超过0.7,意味着该量表具有较高的聚敛效度,该量表的Cronbach's α 的系数接近于

1.0, 达到 0.95 的水平, 说明本研究对创新自我效能感的测度具有很好的信度。与上述构念类似, 该构念同样采用李克特 7 级量表, 得分越高表明员工具有更高的创新效能感。量表中包含的典型题项为“对于大部分的工作, 我都能用富有创意的方式来完成”。

4. 创造性工作投入

本研究在对巴托尔(Bartol)的量表进行适度修改完善的基础上来对样本企业员工的创造性工作投入进行测度⁽²¹⁾。CFA 的结果表明, 修正后的量表具有很好的聚敛效度(题项最低因子载荷>0.7)。而 0.95 的 Cronbach' s α 系数则说明该量表同样具有很好的信度。与前述构念的测度方法类似, 该构念采用李克特 7 级量表, 得分越高意味着员工在日常工作中会投入更多的时间和精力来看展创造性工作活动。量表中的题项包括“我会花费较多的时间去弄清楚我遇到问题的性质, 追根究底”。对于相关题项例如“我会花费较多的时间去弄清楚我遇到的问题的性质, 追根究底”, 问卷量表均使用李克特 7 点结构进行测量, 1 表示“非常不同意”, 7 表示“非常同意”。

5. 员工创新行为

测量员工创新行为的 6 个题项来自于斯科特(Scott)和布鲁斯(Bruce)使用的量表⁽²²⁾。基于样本数据的分析表明该量表具有很好的汇聚效度(CFA 题项因子载荷>0.7)和信度(Cronbach' s α 系数=0.93)。与前述构念的测度方法类似, 该构念采用李克特 7 级量表, 得分越高意味着员工在工作过程中存在更多或更有可能表现出创新行为。量表中的题项包括“为了完成工作任务, 该员工会主动搜寻新方法、新技术、新流程或新的产品设计或生产思路”。

本研究通过控制员工的学历、年龄、性别、婚姻状况、职位、工龄等因素来尽可能降低个体差异对实证分析结果的影响。

表 2 验证性因子分析拟合指标

变量	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
创新自我效能感	2.09	0.99	0.98	0.057	0.016
同事创新期望	3.49	0.98	0.93	0.081	0.033
组织创新支持	1.20	0.99	0.99	0.025	0.004
创造性工作投入	2.51	0.97	0.96	0.067	0.028
创新行为	2.14	0.99	0.98	0.059	0.017

表 2 所示的各潜变量的验证性因子拟合指标进一步表明, 本研究所使用问卷与数据的拟合水平符合实证研究的要求。

四、实证分析与结果

(一)测量模型与描述性统计分析

为了进一步检验测量模型中各潜变量之间的区分效度, 本文遵循安德森(Anderson)的方法⁽²³⁾, 将假设的测量模型与可能存在的 5 种竞争模型进行嵌套模型分析, 通过检验测量模型与各竞争模型之间的差异卡方值及其显著性并结合拟合参数值来判定优

选模型。结果表明，测量模型与各竞争模型之间的差异卡方值均显著且模型拟合参数皆优于各竞争模型，说明问卷具有理想的区分效度。此外，一因子模型的低拟合度说明本研究受共同方法偏差干扰的程度很低。

表 3 主要变量的描述性统计分析

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5
1. 创新自我效能感	4. 86	0. 91	(0. 95)				
2. 同事创新期望	4. 38	0. 86	0. 62**	(0. 80)			
3. 组织创新支持	4. 68	1. 25	0. 53**	0. 43**	(0. 96)		
4. 创造性工作投入	4. 66	1. 08	0. 46**	0. 48**	0. 28**	(0. 95)	
5. 创新行为	3. 86	1. 26	0. 44**	0. 53**	0. 27**	0. 59**	(0. 93)

表 3 的描述性统计分析表明，各自变量与因变量之间具有显著的相关性，为假设检验提供了部分支持。

(二)结构模型分析与假设检验

本研究运用因子法⁽²⁴⁾对题项进行打包处理后，运用 Mplus6. 12 对 336 份有效问卷进行 SEM 模型分析，其结果如图 1 所示。

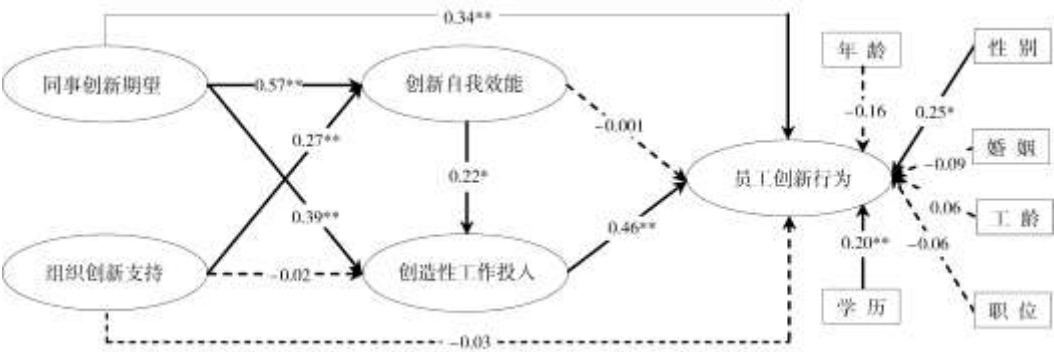


图 1 结构模型估计结果⁽²⁵⁾

注：*p<0. 05 (双尾)；**p<0. 01 (双尾)。

结构模型各项拟合参数 ($\chi^2(138, 336)=325. 74, p<0. 001, CFI=0. 96, TLI=0. 95, RMSEA=0. 064, SRMR=0. 065$) 表明模型整体与实证数据拟合情况理想。进一步分析发现，同事创新期望对创新行为有显著的正向影响 ($\beta =0. 34, p<0. 01$)，假设 1 得到支持；然而，组织创新支持对创新行为的影响较弱且不显著 ($\beta =-0. 03, p=0. 614$)，因此假设 2 没有得到支持。与此同时，创新性自我效能对创新行为的影响较弱且不显著 ($\beta =-0. 001, p=0. 984$)，假设 4a 未能得到支持，而创造性工作投入对创新行为具有显著的正向影响 ($\beta =0. 46, p<0. 01$)，因而假设 4b 得到支持。图 1 的估计结果同时表明，同事的创新期望与组织创新支持均正向促进员工的创新自我效能感 (分别为 $\beta =0. 54, p<0. 01$ 和 $\beta =0. 27, p<0. 01$)，因此假设 3b 得到支持。当考察员工创造性工作投入的前因变量时发现，除了组织创新支持 ($\beta =-0. 02, p=0. 758$) 外，同事创新期望和创新自我效能感均对其具有显著的正向作用 (分别为 $\beta =0. 39, p<0. 01$

和 $\beta = 0.22, p < 0.05$), 因此假设 4b 得到部分支持。

由于假设 5 的检验涉及多重中介效应的检验, 同时为了降低传统中介检验过程中可能存在的误差, 根据吴艳、温忠麟等人的方法, 通过 Mplus 进行 2000 次⁽²⁶⁾ Bootstrap 抽样以计算中介效应在 95%置信区间。若 95%置信区间(CI)中不包含 0 值, 则说明中介效应显著, 反之则不显著⁽²⁷⁾。中介效应检验如表 4 所示。

表 4 基于 Bootstrapping 参数自助法的变量中介效应分析结果

	偏差校正的 95%置信区间		
	估计值	下限	上限
同事创新期望对员工创新行为的总体中介效应水平	0.24**	0.18	0.59
不同路径的具体中介效应水平			
同事创新期望→创新自我效能→员工创新行为	-0.001	-0.12	0.13
同事创新期望→创造性工作投入→员工创新行为	0.18**	0.13	0.49
同事创新期望→创新自我效能感→创造性工作投入→员工创新行为	0.06 [#]	0.001	0.19
组织创新支持对创新行为的总体中介效应水平	0.02	-0.05	0.09
不同路径的具体中介效应			
组织创新支持→创新自我效能→员工创新行为	0.00	-0.04	0.04
组织创新支持→创造性工作投入→员工创新行为	-0.01	-0.08	0.05
组织创新支持→创新自我效能感→创造性工作投入→员工创新行为	0.03 [#]	0.002	0.06

由表 4 可知, 同事创新期望对员工创新行为的总的效应为 0.575 ($p < 0.001$)⁽²⁸⁾, 中间的直接效应为 0.337 ($p < 0.001$), 创新自我效能感的中介效应为 0.238 ($p < 0.001$)。这表明创新自我效能感在同事创新期望和员工的创新行为中间起部分中介作用。由表 4 可知, 其理论模型包含两条中介路径, 其中员工创造性工作投入作为单一的中介变量, 员工的自我创新效能感和创造性工作投入作为双重中介变量。另一方面, 由于组织创新支持对员工创新行为的总效应仅为-0.015 ($p = 0.818$)且不显著, 其对于员工创新行为的积极效应必须通过员工创新自我效能感和创造性工作投入的双重中介, 方才有效(置信区间=0.002, 0.06)。这说明组织对创新活动的重视和支持与员工创新行为之间的关系被员工创新自我效能和投入创造性工作完全中介。因此, 假设 5a 没有得到支持, 假设 5b 得到部分支持, 假设 5c 得到支持。

五、讨论与结论

实证结果表明, 组织中员工的创新行为会受到同事的创新期望与个体的创造性过程投入的影响, 同时也有力地验证了个体的创新自我效能感与创造性工作投入的中介作用, 特别是将创新自我效能感和创造性过程投入作为双重中介变量, 在传递同事创新期望和组织创新支持对于员工创新行为的过程中起到了显著的中介作用。

(一)理论意义

首先，证实了在激励企业员工创新行为的过程中存在罗森塔尔效应。同时，支持了卡尔梅利(Carmeli)、朔布洛克(Schaubroeck)和法玛尔(Farmer)的研究结论，并进一步发现，同事创新期望不仅会影响组织中员工的创新行为，还能显著影响员工的创新自我效能感和创造性工作投入，在研究基础上揭示了员工创新行为如何受同事创新期望影响的“黑箱”。其次，本研究发现企业的创新支持对员工创新行为的直接影响并不显著。可能的原因在于，尽管企业越来越强调创新对于发展的重要性，但暂时未能将意识上的重视转换为对员工创新行为的实际支持，导致难以直接积极影响员工的创新行为。最后，实证结果不支持员工自我创新效能感对于创新行为的显著影响，但支持其对于提高员工创造性工作投入的积极作用。这说明员工自我创新效能感对于创新行为的积极影响可能被创造性工作投入完全中介。该结果进一步拓展了关于创新自我效能感的相关研究。

(二)实践意义

基于研究发现和理论思考，为企业提出相关实践建议。第一，组织应当向员工传递创新意识，以及运用头脑风暴、主题演讲和技能竞赛等方式，让员工感受到来自领导和同事积极的创新期望，这能有效激发员工创意和创新行为。第二，企业对于创新的支持力度需要首先增强组织中员工的创新自我效能感，促使员工投入到创造性工作中，进而刺激员工产生创新行为。因此，企业可以采取技能培训、支持员工继续深造等方式体现企业对于创新活动的支持，进而增强其对员工创新行为的积极影响。第三，组织可以提供更多服务于员工创造性投入的便利设施，促进员工付出更多的努力用于创新。

(三)研究局限与展望

本研究使用的横截面数据可能削减了模型中介效应的因果效应。未来的研究可以基于不同的时间节点，以多次发放问卷的方式获取自变量、中介变量以及因变量的数据，来更好地解释各种变量之间的因果关系。此外，本研究的结果表明，员工的创新行为也会受到个体性别和员工学历水平的影响(见图1)。因此，未来的研究可以探讨相关调节变量来分析其他个体特征是否会影响本文提出的模型。更为关键的是，考虑到领导和同事在中国传统文化的背景下具有严格的界定和区分，未来对于纵向和横向同事关系的影响进行比较研究，将非常有利于探讨中国本土企业员工激励与西方国家企业实践的差异⁽²⁹⁾。

注释：

1Yuan F.,Woodman R.W.,“Innovative Behavior in the Workplace:The Role of Performance and Image Outcome Expectations,” Academy of Management Journal,vol.53,no.2(2010),pp.323-342.

2Andersson M.,Moen O.,Brett P.O.,“The Organizational Climate for Psychological Safety:Associations with SMEs’ Innovation Capabilities and Innovation Performance,” Journal of Engineering and Technology Management,no.55(2020),p.101554.

3 王士红等：《组织氛围感知对员工创新行为的影响——基于知识共享意愿的中介效应》，《科研管理》2013年第5期。

4 Savani K.,Earley C.,“Beyond National Culture:How Cultural Values Shape Individual and Team Outcomes,” Academy of Management Annual Meeting Proceedings,no.1(2015),pp.12677-12677.

5 冉建宇等：《创客政策感知对其创新行为的影响机理——知识获取的中介与创新自我效能感的调节》，《科技进步与对策》2020年第13期。

6 杨付、张丽华：《团队成员认知风格对创新行为的影响：团队心理安全感和工作单位结构的调节作用》，《南开管理评论》2012年第5期。

7 王倩:《数字化时代工作特征、个体特征与员工数字化创造力——创新自我效能感的中介作用和性别的调节作用》,《技术经济》2020年第7期。

8 Lee S. K., Chang J. Y., “The Impact of Superior’s Anger out on Employees’ Creative Process Engagement,” *Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology*, vol. 27, no. 2 (2014), pp. 339–366.

9 韩翼、杨百寅:《真实型领导、心理资本与员工创新行为:领导成员交换的调节作用》,《管理世界》2011年第12期。

10 杨付、张丽华:《团队成员认知风格对创新行为的影响:团队心理安全感和工作单位结构的调节作用》,《南开管理评论》2012年第5期。

11 Savani K., Earley C., “Beyond National Culture: How Cultural Values Shape Individual and Team Outcomes,” *Academy of Management Annual Meeting Proceedings*, no. 1 (2015), pp. 12677–12677.

12 Shahjehan A., Syed S. I., Afsar B., “Does Transformational Leadership Foster Innovative Work Behavior? The Roles of Psychological Empowerment, Intrinsic Motivation, and Creative Process Engagement,” *Ekonomika Istraživanja*, vol. 32, no. 1 (2019), pp. 254–281.

13 Tan J., “Growth of Industry Clusters and Innovation: Lessons from Beijing Zhongguancun Science Park,” *Journal of Business Venturing*, vol. 21, no. 6 (2006), pp. 827–850.

14 Farmer S. M., Tierney P., Kung-McIntyre K., “Employee Creativity in Taiwan: An Application of Role Identity Theory,” *Academy of Management Journal*, vol. 46, no. 5 (2003), pp. 618–630.

15 Tierney P., Farmer S. M., “Creative Self-efficacy Development and Creative Performance Over Time,” *Journal of Applied Psychology*, vol. 96, no. 2 (2011), pp. 277–293.

16 Jacob C., Jolly J., “Impact of Self Efficacy on Motivation and Performance of Employees,” *International Journal of Business and Management*, vol. 8, no. 14 (2013), pp. 80–88.

17 Mittal S., Dhar R. L., “Transformational Leadership and Employee Creativity,” *Management Decision*, vol. 53, no. 5 (2015), pp. 894–910.

18 Tierney P., Farmer S. M., “Creative Self-efficacy Development and Creative Performance Over Time,” *Journal of Applied Psychology*, vol. 96, no. 2 (2011), pp. 277–293.

19 Shahjehan A., Syed S. I., Afsar B., “Does Transformational Leadership Foster Innovative Work Behavior? The Roles of Psychological Empowerment, Intrinsic Motivation, and Creative Process Engagement,” *Ekonomika Istraživanja*, vol. 32, no. 1 (2019), pp. 254–281.

20 Reiter-Palmon R., Illies J., “Leadership and Creativity: Understanding Leadership from a Creative Problem-solving Perspective,” *The Leadership Quarterly*, vol. 15, no. 1 (2004), pp. 55–77.

21 Churchill G. A., “A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs,” *Journal of Marketing Research*, vol. 16, no. 1 (1979), pp. 64–73; Brislin R. W., “The Wording and Translation of Research Instruments,” *Field methods in cross-cultural research*, 1986, Beverly Hills, CA: Sage.

22 Farmer S. M., Tierney P., Kung-McIntyre K., “Employee Creativity in Taiwan: An Application of Role Identity Theory,” *Academy of Management Journal*, vol. 46, no. 5 (2003), pp. 618–630.

23 Tabachnick B. C., Fidell L. S., *Using Multivariate Statistics* (5th Ed.), Boston, MA: Allyn & Bacon, 2007.

24 Amabile T. M., Conti R., Coon H., Lazenby J., Herron M., “Assessing the Work Environment for Creativity,” *Academy of Management Journal*, vol. 39, no. 5 (1996), pp. 1154–1184.

25 Carmeli A., Schaubroeck J., “The Influence of Leaders’ and Other Referents’ Normative Expectations on Individual Involvement in Creative Work,” *The Leadership Quarterly*, no. 18 (2007), pp. 35–48.

26 Zhang X. M., Bartol K. M., “The Influence of Creative Process Engagement on Employee Creative Performance and Overall Job Performance: A Curvilinear Assessment,” *Journal of Applied Psychology*, vol. 95, no. 5 (2010), pp. 862–873.

27 Scott S. G., Bruce R. A., “Determinants of Innovation Behavior: A Path Model of Individual Innovation in the Workplace,” *Academy of Management Journal*, vol. 37, no. 3 (1994), pp. 580–607.

28 Anderson J. C., Gerbing D. W., “Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-step Approach,” *Psychological Bulletin*, vol. 103, no. 3 (1988), pp. 411–423.

29 吴艳、温忠麟：《结构方程建模中的题目打包策略》，《心理科学进展》2011年第19期。

30 结构模型中同事创新期望与组织创新支持之间的相关系数估计值为 0.485 ($p < 0.001$)，员工创新自我效能感、创造性工作投入和创新行为的 R^2 分别为 0.553, 0.311 和 0.505。受篇幅所限，控制变量在其他内生潜变量上的结果没有在图 1 中列出。感兴趣的读者可以向作者索取相关计算结果。

31 本研究还进行了 Bootstrap 1000 次、3000 次和 5000 次运算，其估计值的符号和显著性与本文汇报的结果一致。

32 方杰、张敏强：《中介效应的点估计和区间估计：乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法》，《心理学报》2012 年第 44 期。

33 受篇幅所限，本文未列出同事创新期望和组织创新支持对于员工创新行为的总效应估计模型，感兴趣的读者可以向作者索取相关计算结果。

34 唐鑑、刘华：《新中国劳动关系 70 年：发展、变革和迭代》，《求索》2020 年第 3 期。