



授权型领导对员工亲组织非伦理行为的影响: 一个链式中介模型

徐琳 王济干 樊传浩

(河海大学 商学院, 江苏 南京 210098)

摘要:探讨了授权型领导对员工亲组织非伦理行为的影响。以自我决定理论和社会交换理论为理论基础,研究心理授权与领导—成员交换在两者关系中发挥的作用。基于8家创新型企业的366个个体有效样本数据,运用结构方程模型和bootstrap等方法对样本数据进行检验发现:授权型领导对员工亲组织非伦理行为具有显著正向影响;心理授权和领导—成员交换在两者之间起到链式中介作用,且领导—成员交换的单独中介效应高于心理授权。

关键词:授权型领导;心理授权;领导—成员交换;亲组织非伦理行为

中图分类号:F273.1;F272.92

文献标识码:A

文章编号:1002-0241(2018)06-0109-13

0 引言

九好集团借壳上市的财务造假事件,万达集团高管为企业争取改制好处的行贿事件,以及大众集团内部工程师碳排放检测作弊事件等商业丑闻事件不断曝光,组织伦理受到社会各界的普遍关注。对组织而言,道德风险几乎都产生于组织内部,源起于个体非伦理行为的传播,个体伦理行为的管理价值成为学术界和实务界探讨的焦点。在以往研究中,个体非伦理行为大都被定义为组织成员的报复或私利行为^[1]。然而近年来,有学者提出组织员工的不道德行为并非完全利己,还为了组织获益^[2],比如篡改财务数据来提高组织股票价值、贿赂官员来对抗竞争对手的主动性行为,还有向公众隐瞒公司负面信息和向客户隐瞒产品缺陷的不作为行为。这种“员工所有意行使的,违反社会道德准则,但却有利于组织的不道德行为”被Umphress等命名为亲组织

非伦理行为(unethical pro-organizational behavior, UPB)^[3],并正式带入组织行为学领域,得到广泛探讨。

亲组织非伦理行为具有双重属性,其亲组织性,会暂时给组织或组织成员提供一些益处,容易被组织忽视甚至默许;其不道德性,会使其最终偏离起初意图并产生一定伤害,进而阻碍企业的长远发展^[4-5]。亲组织非伦理行为的道德风险使其有必要深入探究其成因,从而针对性地进行干预。目前亲组织非伦理行为形成原因研究主要是从社会认同、社会交换和道德认知的角度进行^[3-9],且证实具有建设性的变革型领导^[4-6]、伦理型领导会使得组织成员做出亲组织非伦理行为^[7-10]。那么在新经济背景和管理情境下,一种强调授权、赋予员工自主权、激励员工内在动机的授权型领导是否也会激发员工的亲组织非伦理行为而给企业带来伦理风险^[11]? 授权型领导

收稿日期:2017-12-12

基金项目:国家自然科学基金项目(41471457);江苏省社会科学基金项目(17GLC002);中央高校基本科研业务费专项资金资助(2018B20514)

第一作者简介:徐琳(1991—),女,山东青岛人,河海大学商学院博士研究生,研究方向:组织行为和人力资源管理。

通信作者:徐琳,xulin@hhu.edu.cn

又是通过何种途径影响员工的亲组织非伦理行为?

大量研究表明授权型领导在增强员工组织承诺、工作满意度以及实施挑战性角色内(外)行为意愿的过程中,员工的心理授权(psychological empowerment)都扮演着重要的中介角色^[12-13]。心理授权是个体内心不断增长的一种内在动机^[14],而自主性的内在动机可以影响下属对领导和组织的态度,从而影响其行为,并进行额外表现^[15]。为此本文突破亲组织非伦理行为研究的特定视角,启用自我决定理论,探讨心理授权在授权型领导与员工亲组织非伦理行为之间的中介作用。另外,在中国情境中研究领导行为,不能忽视人际角色规范和互惠策略^[16],尤其是领导与下属的关系问题。领导—成员交换(leader-member exchange, LMX)是考量上下级关系和互惠规范的重要因素,高质量的领导—成员交换会使员工有更强水平的组织承诺^[17],在组织中愿意承担更多的责任、表现出更多的角色内和角色外行为^[18],且互惠动机是激发员工亲组织非伦理行为的重要条件也得到了大量验证^[3-8]。为此,本文结合社会交换视角,尝试探究领导—成员交换在授权型领导与员工亲组织非伦理行为中的作用。

综上所述,本文整合自我决定理论和社会交换理论,从心理授权和领导—成员交换入手,探讨授权型领导对组织成员亲组织非伦理行为的作用机制以及不同作用路径的影响程度差异。关注授权型领导对员工亲组织非伦理行为的影响以及影响机制,一方面可以填补授权型领导与员工亲组织非伦理行为关系研究的理论空白,另一方面可以引起组织对领导授权附能产生道德风险的重视与控制。

1 理论分析与研究假设

1.1 授权型领导与员工亲组织非伦理行为

在日益激烈和复杂多变的商业环境下,以及组织结构扁平化、员工自主性需求提高的管理情境下,授权型领导成为备受关注的领导方式。授权型领导是通过向员工强调工作的意义、提供更大的决策制定自

主性、表达高绩效的信心以及排除绩效障碍等方式实现同员工分享权力的领导风格,其深刻影响着员工的心理经历和行为^[19]。基于“授权”理解的不同,学者有从2个角度对其进行探讨,一是站在管理者的角度,强调领导授予下属权利的行为和管理实践,这种客观的授权行为被称之为“情境授权”^[20];二是站在员工角度,关注员工对授权的感知和其内在动机水平的变化,这种主观心理状态被称之为“心理授权”^[14]。随后出现2个视角融合的趋势,既强调权力的授予以及工作责任的分配,也强调激发下属的动机状态来影响员工的态度和行为^[11]。在授权研究不断推进的过程中,有学者指出授权型领导不仅会激发员工的工作动力,提升员工的工作满意度与组织承诺水平,增强其实施挑战性角色外行为的意愿^[12-13],还会因加大员工工作压力、使员工过分自信或自恋而对组织产生负面影响^[21]。为此,本文尝试探究领导的授权附能是否会偏离其预期,而给组织带来道德风险。

亲组织非伦理行为是不道德行为的特殊类型,最早由 Umphress 和 Bingham 提出^[3], Umphress 和 Bingham 在原来概念界定基础上对其进行了完善^[5],指出亲组织非伦理行为是个体做出的能促进组织有效运作或其成员有效工作的,同时又违反核心社会价值、道德习俗、法律及正确行为规范的故意行为。该行为有3个边界条件:首先,该行为是一种自愿故意行为;其次,该行为的判断依据是行为的出发点而非结果;最后,如果个人行使该行为的初始动机只是为了个人私利,即使该行为同时对组织或组织成员产生了益处,也不属于亲组织非伦理行为。亲组织非伦理行为的亲组织性,会暂时给组织或组织成员提供一些益处,已不是基于狭隘功利主义解释的我为中心的行为^[22],当然该行为也并非对自己没有任何的好处。尽管该行为出于使组织或组织成员获益的目的,且会给组织或组织成员带来一定的利益,但该行为终究是不道德的,最终会偏离其起初意图,使得行为实施者感到自责而产生认知失调,使得组

织声誉和法律地位受到破坏而阻碍组织持续发展,具有道德风险^[4-5],因而有必要探究其成因并进行干预。此后,越来越多的学者从个体、领导、组织及外部环境层面对例如销毁有损公司声誉重要文件、夸大宣传公司产品或服务亲组织非伦理行为进行调查和验证。然而,现有研究大都将亲组织非伦理行为视为交换关系^[3-8]、组织认同和道德推脱的产物^[6-7,9],视角存在局限。依据员工角色外行为还出自于自我认知及自我决定的观点,本文启用自我决定理论并结合社会交换理论,尝试探究中国情境下授权型领导对员工亲组织非伦理行为的作用机制。

根据自我决定理论可知,外部环境促进个体内部动机及外部动机内化,从而影响有效工作路径;若个体在完成角色内任务要求,并无法满足其自我决定需要时,便可能产生“补偿”心理,通过角色外行为来变相获得自我决定感^[23]。不同于传统领导方式强调自上而下的层级管理,授权型领导赋予下属权力,营造灵活工作环境,致力于开发员工自主工作能力,提升了员工对工作的控制感和自我决定感^[24]。权力的获得还会让员工过度自信或自恋^[21],更加乐观地评估风险^[25],在自我决定需求无法满足时,主动做出超出职责范围的努力^[23]。因而在授权型领导下,组织成员行使出于使组织或同事获益但具有道德风险的亲组织非伦理行为的可能性更高。

社会交换理论有指出个体通过相互交换和帮助来实现互惠,领导能够通过领导与员工的社会交换过程来影响员工行为^[26]。即授权型领导下放权力,给员工提供了更多的自主机会,增强了下属与领导和同事之间的信任关系^[27],从而激发了员工的互惠动机^[28]。互惠动机是个体亲组织非伦理行为产生的重要诱因^[3-8]。因此,本文提出如下假设:

H1:授权型领导正向影响员工的亲组织非伦理行为。

1.2 心理授权的中介作用

心理授权的概念首先由 Conger 等提出^[29]:定义

为一种提高自我效能感的过程。Thomas 等指出^[30],授权应当是个体体验到的心理状态或认知的四维结构,包括反映个体对其工作角色定位的4种认知:工作意义、胜任力、工作自主性和工作影响力。工作意义是个人按照自己的标准对工作目标的价值判断;胜任力指的是自我效能感,是个体对自己能否成功完成任务的信念;工作自主性是指个体对工作掌控能力的感知;工作影响力是指个人工作对组织结果差异的影响程度。领导的授权行为是激发员工心理授权的主要途径,员工心理授权是连接授权型领导行为与员工表现的重要桥梁^[11-31]。

在心理授权研究中,自我决定理论(self-determination theory, SDT)是最重要的理论之一,其由美国学者 Deci 等在 20 世纪 70 年代末提出^[32],该理论指出任务的激励效果不是由任务活动的客观特征决定,而是由任务活动赋予人的心理意义所决定。该理论根据自我的整合程度不同,将个体动机分为内部动机、外部动机和无动机3种类型。其中内部动机是指人们因活动本身兴趣驱动而从事某行为;外部动机是指人们为了获得某种外部结果才去从事一项活动的倾向;而无动机状态是指不存在动机激发状态。外部动机分为外在调节、内摄调节、认同调节和整合调节^[33],认同调节、整合调节和内部动机因为更多的自我决定而被称为自主性动机^[34],是一种内在在工作动力。心理授权便是个体内心不断增长的一种内在动机^[19]。心理授权水平较高的个体认可自己工作价值,相信自己可以胜任工作并达到期望绩效,也相信自己工作会对组织产生重要影响^[19],会不断寻找机会来提高绩效^[35]。而且,当员工拥有高水平的心理授权时,其自主性的内在动机高,倾向于自我决定工作的形式、方向、努力程度和持续时间^[29-30],甚至挑战性地实施复杂工作行为^[15]。另外,内在动机高的个体会对自己的工作态度和行为产生更为积极的知觉或体验^[32-36],以致对亲组织非伦理行为的潜在道德危害知觉不够或过于积极。Lee 等的研究也有提出^[37-38],高心理授权

的员工做出亲组织非伦理行为的可能性高。结合以上论述,可见心理授权在授权型领导和亲组织非伦理行为之间起到中介作用。因此,本文提出如下假设:

H2:心理授权在授权型领导和员工亲组织非伦理行为之间起到中介作用。

1.3 领导—成员交换的中介作用

领导—成员交换(LMX)是 Graen 等学者基于社会交换理论和角色承担而提出的^[39],是指上级与下级之间在有用资源与感情支持方面的交换程度,是衡量上下级关系质量的重要构念。在“关系导向”著称的中国传统文化中,领导—成员交换是理解中国社会结构和中国人心理、行为的核心概念,其在一定程度上也可以作为领导行为与下属工作产出之间的心理作用机制的一种代表^[40]。在工作场所中,员工会依据领导所展现出来的行为表现来推论上下级之间的关系特征^[41]。

授权型领导对员工行为的影响也是一种社会交换过程。就授权型领导的授权方式而言,领导者为员工提供一定的决策权且阐明工作意义,员工的参与度提高,而员工参与和领导—成员交换关系具有显著的关联性^[42]。再就是授权型领导倾向于对下属表示高绩效信心,帮助下属排出绩效障碍,这种支持和信任授权也会使得员工形成对领导积极的情感交换,感知高质量的交换关系^[43],展现更高水平的忠诚。再者,已有不少实证研究表明,授权等领导行为维度有利于领导与下属之间积极情感的建立,进而形成高质量的领导—成员交换关系^[44]。

感知到高质量领导—成员交换关系的成员往往拥有着较高的归属感、责任感和组织承诺^[17-18],作为反馈和回报,员工将展现出更高水平的工作绩效和角色外行为。与此同时,领导—成员交换关系的紧密程度会影响着双方在关系中承担风险的大小,与领导有高质量交换关系的个人更加信任领导,深知自己可能享有雇佣合同之外的特权和庇护^[18-42],心理安全感高,为组织承担责任或是道德风险的意愿也

会更强,做出亲组织非伦理行为的可能性高。高质量的领导—成员交换关系对亲组织非伦理行为的预测作用也得到了相关研究的证实^[8]。因而可知,领导—成员交换是授权型领导与下属亲组织非伦理行为关系中重要的传导机制,起到了中介作用。因此,本文提出如下假设:

H3:领导—成员交换在授权型领导与亲组织非伦理行为之间起到中介作用。

1.4 心理授权与领导—成员交换的连续中介作用

领导授权是一种发展性投入,传递了组织对员工进行投资的重要信号,心理授权便是员工对这种授权的一种认知,这个认知过程直接影响着员工对情感的投入和行为表达的力度^[30]。具体而言,领导将权力与员工分享并提供其信息和资源渠道,当员工感知到权力授予、认可自己工作的价值并认为自己可以胜任和自由掌握工作时,员工的工作满意度高,也会更加地认可领导和认同组织^[45],与领导和组织有着积极的情感交换,关系需求易得到满足。关系需求的满足可以激发员工的内在动机,而且关系需求的满足在本质上也是一种安全感的获得,安全感使得员工在工作场所的顾虑有所减少^[46],对领导—成员交换关系会有着更加乐观地评价。另外,已有研究表明,员工在工作中心理授权水平与感知到的领导—成员交换质量有积极的相关关系^[47]。

基于社会交换理论强调的互惠规范,与领导有着高质量领导—成员交换关系的员工认为自己有责任推动整个组织的发展,甚至愿意为组织作出超出职责要求的行动,以期期望能够在交换中实现互惠、回报的责任^[48],特别是在产生贡献行为时,不计较个人的得失^[49]。因而,也就可能做出会使组织或组织成员获益或者避免损失的亲组织非伦理行为。因此,结合以上论述,本文提出如下假设:

H4:授权型领导可以通过员工心理授权,进而影响领导—成员交换关系的感知,最终影响员工的亲组织非伦理行为。

本研究构建的理论框架如图1所示。

2 研究设计

2.1 数据收集

本研究于2017年8月—2017年10月进行调研。研究样本为南京、上海、苏州、广州4地的8家创新型企业的在职员工,行业领域主要包括专业服务、医药卫生、信息产业等。在问卷调查前,研究人员在样本企业进行访谈工作,了解到亲组织非伦理行为由于亲组织性易被组织忽视甚至默许,但仍存在一定的普遍性。本研究以往研究的做法一致,依然采用焦点个体自我报告法^[3],测量员工的亲组织非伦理行为意图,并在2个不同的时间点使用问卷收集数据,第一次调研收集授权型领导和领导—成员交换的数据和个人背景信息,然后进行编码,间隔1个月后开展第二次调研,配对收集心理授权和亲组织非伦理行为的数据。在问卷正式发放前,研究人员向受访企业员工着重强调整个调研过程的保密性、调研结果的学术性用途以及作答的如实性,并对填写问卷的相关问题进行了解答。在整个调研过程中,除广东1家企业采取委托企业管理人员现场发放并回收纸质问卷,研究人员主要现场发放并回收纸质问卷的方式进行。问卷填写完毕后,研究人员及时对调研问卷进行回收和密封。此次调研共发放问卷482份,收回403份,剔除无效问卷后,得到有效问卷366份,问卷的有效回收率为67.95%。

根据问卷客观题的结果,员工样本的人口统计有如下。其中,性别方面,男性占42.57%,女性占57.43%;学历方面,高中或高职及以下的占1.49%,专

科的占7.43%,本科的占54.46%,研究生及以上的占36.63%;职位方面,一般职员占61.39%,基层管理者占19.8%,中层管理者占13.37%,高层管理者占1.49%;平均工作年限为6.77年($SD=0.954$)。

2.2 测量工具

本文中所采用的量表都是国外已经过实证检验的成熟量表,这些量表均具有较高的效度和信度,并在中国情境中得到了广泛的应用。为保证测量量表的有效性,问卷中的所有题项都是通过回译的方法产生。具体过程为:首先,由2位管理学专业的博士生分别将所有问卷题项均翻译为中文,并对不一致的地方进行讨论并协商达成一致;其次,将中文的量表请其他人力资源管理研究的学者回译为英文,比较回译的英文和原始的差异,并对中文题项进行调整;第三,讨论英译汉和汉译英的差异,并确定最终版本。问卷中所有题项均采用李克特5点量表,1~5表示同意的程度,1表示“完全不同意”、3表示“不确定”、5表示“完全同意”。各变量的量表来源和信度如下。

授权型领导测量采用的是Ahearne等开发的包含12个题项的问卷^[19],其中包括增加工作的意义、培养参与决策、对高绩效表达信心和从官僚等级限制中提供自主性4个维度,由员工自评。示例问题如:“我的主管帮助我了解我的个人目标与公司目标的关系”。该量表在本研究中的信度系数为0.916,这表明该量表具有良好的信度。

心理授权测量采用Spreitzer编制的问卷^[14],这个问卷的中文版本是由李超平等于2006年首次使用,该量表由工作意义、自我效能、自主性和工作影响

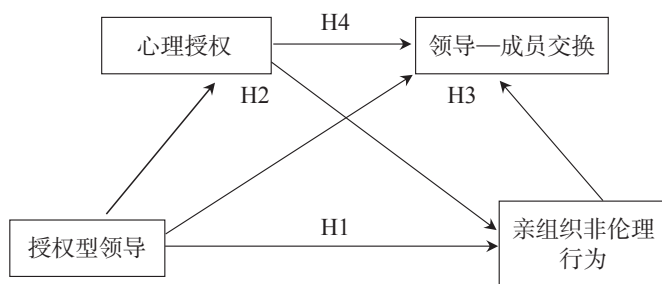


图1 本研究理论模型

4个维度的12题项构成,由员工自评。示例问题如:“我自己可以决定如何来着手来做我的工作”。该量表在本研究中的信度系数为0.879,这表明该量表具有良好的信度。

领导—成员交换测量采用Graen等编制的包括7个题项的问卷^[50]。示例问题如:“一般来说,我很清楚我的上司是否满意我的工作表现”、“我的上司相当清楚我在工作上的难题和个人需要”等。该量表在本研究中的信度系数为0.914,这表明该量表具有良好的信度。

亲组织非伦理行为测量采用Umphress等开发的亲组织非伦理行为量表^[3]。在问卷正式发放前,通过访谈将量表题项向企业主管和员工进行询问,得到了“如果有必要,我会向其他公司推荐一个不能胜任工作的同事以使其成为其他公司的麻烦”在中国企业较少发生的结论;对问卷收集回来的数据进行内部一致性检验和CITC检验,结果显示总体的Cronbach's α 系数为0.809,“如果有必要,我会向其他公司推荐一个不能胜任工作的员工以使其成为其他公司的麻烦”题项修正后的项与总计相关性为0.179,指标值偏小,且删除项后的Cronbach's α 值为0.843,显著增加了总体的Cronbach's α 系数,因此有必要剔除该题项,最终采用5个题项。示例问题如“出于公司利益考虑,我会隐瞒事实以使我们公司看起来更好”。5题项量表在本研究中的信度系数为0.843,这表明该量表具有良好的信度。

控制变量。已有关于亲组织非伦理行为的研究

显示,人口统计特征和工作相关特征可能会对个体的认知和行为产生影响。因此,本研究选取性别、学历、工作职位、工作年限为控制变量。

2.3 同源方差检验

由于一份问卷的题项均由一人填写,尽管采取了严格的程序控制,但仍有可能存在共同方法偏差问题,因此有必要对样本数据进行共同方法偏差检验。用SPSS22.0对全部问卷题目进行主成分因子分析,结果显示,从各变量中分离出未旋转的公因子,得出最大特征根的因子占有所有因子总载荷量的38.97%,未占到总解释方差量的50%,表明本研究的共同方法偏差并不严重,可以进行统计研究。

3 研究结果

本文用SPSS22.0和MPLUS17.0进行统计分析。首先,通过验证性因子分析检验各变量间的区分度;其次,通过相关分析描述样本情况与变量之间的相关性;最后,建立结构方程模型,采用偏差纠正的Bootstrap方法来检验中介效应。

3.1 验证性因子分析

对数据进行正态性检验。对变量数据作正态概率图,结果显示数据点较均匀地分布在正态分布趋势线周围,说明数据基本符合正态分布。

在验证假设之前,本研究先采用MPLUS17.0软件对研究变量进行验证性因子分析,检验本研究的测量模型(即授权型领导、心理授权、领导—成员交换、亲组织非伦理行为4个潜变量)是否具有良好

表1 变量区分效度的验证性因子分析结果

模型	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
四因子模型模型4:授权型领导、心理授权、领导—成员交换、亲组织非伦理行为	1708.19	588	2.91	0.93	0.92	0.075	0.056
三因子模型模型3:授权型领导+心理授权、领导—成员交换、亲组织非伦理行为	2079.04	591	3.52	0.91	0.89	0.089	0.071
二因子模型模型2:授权型领导+心理授权+领导—成员交换、亲组织非伦理行为	2334.66	593	3.93	0.90	0.87	0.100	0.075
单因子模型模型1:授权型领导+心理授权+领导—成员交换+亲组织非伦理行为	2753.28	594	4.64	0.86	0.86	0.115	0.084

注:N=366;“+”表示两个因子合并为一个

比较,分析结果如表1所示:四因子模型的拟合指标($\chi^2/df=2.91$, $CFI=0.93$, $TLI=0.92$, $RMSEA=0.075$, $SRMR=0.056$)达到了良好的拟合程度,且与备选模型相比拟合效果更佳,4个变量的结构效度较好,可进行下一步的结构方程模型检验。

3.2 描述性统计分析

本研究各变量的均值、标准差和相关系数矩阵,见表2。可以看出,授权型领导与员工亲组织非伦理行为($r=0.276, p<0.01$)、心理授权($r=0.665, p<0.01$)、领导—成员交换($r=0.672, p<0.01$)都显著正相关。心理授权与亲组织非伦理行为($r=0.319, p<0.01$)呈正相关关系;领导—成员交换与亲组织非伦理行为($r=0.362, p<0.01$)、心理授权($r=0.676, p<0.01$)呈正相关。相关分析的结果初步说明了变量间如假设所述的关系,这也为进一步数据分析提供了依据。

3.3 研究假设检验

中介效应的检验方法主要有3类:因果步骤法、系数差异法和系数乘法^[51]。Mackinnon等的模拟研究发现系数乘积法的统计功效优于因果步骤法和系数差异法^[51],且发现系数乘法中的偏差校正的百分位 *Bootstrap* 法提供了最准确的置信区间估计,统计功效最高。*Bootstrap* 法不需要正态分布假设,估计中介效应区间也不需要标准误,只要中介效应的区间不包括0,就表示该效应显著。因此,本研究运用结构方程模型分析软件MPLUS17.0,采用方差极大似然法和偏差校正的百分位 *Bootstrap* 法对结构方

程模型的各个参数和中介效应进行检验。

首先,为了验证假设H1,以授权型领导为自变量,亲组织非伦理行为为因变量,构建结构方程模型1。结果表明该模型拟合良好($\chi^2/df=2.85<3$, $CFI=0.93$, $TLI=0.92$, $RMSEA=0.075$, $SRMR=0.055$),授权型领导对亲组织非伦理行为的影响显著($\beta=0.310, p<0.001$)。由此,假设H1得到支持。

其次,分别以心理授权、领导—成员交换为单一中介变量建立模型2和模型3,结果显示,拟合效果良好(模型2: $\chi^2/df=2.98<3$, $CFI=0.92$, $TLI=0.91$, $RMSEA=0.077$, $SRMR=0.056$;模型3: $\chi^2/df=2.56<3$, $CFI=0.93$, $TLI=0.92$, $RMSEA=0.073$, $SRMR=0.052$)。采用偏差校正非参数百分位 *Bootstrap* 法重复抽样2000次进行中介效应的检验,心理授权的中介效应为0.183, 95%CI[0.0175, 0.2951],不包括0,假设H2得到验证支持;领导—成员交换的中介效应为0.258, 95%CI[0.0567, 0.3740],不包括0,假设H3得到支持。

接着,建立链式中介模型进行检验。本研究先建立基准模型(模型4),结果发现模型拟合较好,然而授权型领导对亲组织非伦理行为的直接路径系数并不显著,因而删除了这条路径,并形成了一个选择模型(模型5)。与基准模型(模型4)的拟合指数相比,选择模型(模型5)的拟合程度没有明显变化($\Delta\chi^2=0.05, p>0.05$),这表明2个模型的拟合水平差异不显著。本研究接受更为精简的模型,最终选择路径较少的选择模型作为最佳匹配模型(在该模型

表2 变量均值、标准差和相关系数

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8
1.性别	1.586	0.494								
2.学历	3.379	0.693	-0.290							
3.工作职位	1.687	1.039	-0.106	0.104						
4.工作年限	2.663	0.954	-0.117	0.004	0.271**					
5.授权型领导	3.514	0.832	-0.060	0.084	0.169*	0.129	(0.916)			
6.心理授权	3.641	0.751	-0.076	0.063	0.337**	0.145*	0.665**	(0.879)		
7.领导—成员交换	3.361	0.883	-0.018	0.085	0.140*	0.108	0.672**	0.676**	(0.914)	
8.亲组织非伦理行为	2.910	0.919	-0.059	0.021	0.121	0.040	0.276**	0.319**	0.362**	(0.843)

注:***表示 $p<0.001$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$;括号里的数据为各量表的内部一致性系数Cronbach's α 值,下同

中, $\chi^2/df=2.92<3$, $CFI=0.93$, $TLI=0.92$, $RMSEA=0.075$, $SRMR=0.056$)。在模型3中,除了心理授权到亲组织非伦理行为的路径系数的95%CI包含0值外,其余的路径系数均显著,各项系数的标准化解如图2所示。

采用偏差校正非参数百分位Bootstrap法重复抽样2000次对链式中介效应进行检验,结果显示:链式中介效应为0.077,95%CI[0.0170,0.1421],效应量24.84%,不包括0,表明心理授权和领导—成员交换在授权型领导与亲组织非伦理行为之间具有完全链式中介作用。在链式作用中,还有两条中介路径:授权型领导→心理授权→亲组织非伦理行为、授权型领导→领导—成员交换→亲组织非伦理行为。心理授权在授权型领导与亲组织非伦理行为之间的单独中介效应为0.086,95%的置信区间为[-0.0530,0.2009],包括0,中介效应不显著;领导—成员交换在授权型领导与亲组织非伦理行为之间的单独中介效应为0.110,95%的置信区间为[0.0161,0.2319],不包括0,中介效应显著(见表3和图2)。总间接效应即总中介效应值为3条中介路径的中介效应之和,即0.273;总效应为直接效应与总中介效应值之和,即0.310。效果量为各中介效应值除以总效应,3条中介

路径Ind1、Ind2、Ind3的效果量分别是24.84%、27.74%(不显著)、35.48%,总中介效果量为88.06%。

4 结论

4.1 研究结论

本研究使用来自创新型企业的样本验证了授权型领导对员工亲组织非伦理行为的影响作用,以及心理授权和领导—成员交换在两者之间的中介作用。实证结果表明:一是授权型领导与员工亲组织非伦理行为正相关;二是授权型领导能通过心理授权的中介作用对员工亲组织非伦理行为产生正向影响;三是授权型领导能通过领导—成员交换对员工亲组织非伦理行为产生正向影响;四是在授权型领导与员工亲组织非伦理行为的链式中介作用模型中,领导—成员交换的单独中介作用显著,而心理授权的单独中介作用失去了显著性,而是需要通过领导—成员交换这一路径发挥链式中介作用。研究结论在理论上和实践上都有一定的启示意义。

4.2 理论贡献

在授权理论的相关研究中存在2种研究路径^[9],一种是关系路径,强调双方关系中权力的分享,其核心思想在于给予员工一定自主权,提高员工参与度;而另一种是动机路径,该派研究者侧重员工的授权

表3 链式中介作用中的中介效应值与效果量

效应	中介路径	效应值	Bias corrected 95%CI	效果量
直接效应	授权型领导→亲组织非伦理行为	0.037	CI=[-0.0856,0.2147]	11.94%
中介效应	Ind1 授权型领导→心理授权→领导—成员交换→亲组织非伦理行为	0.077	CI=[0.0170,0.1421]	24.84%
	Ind2 授权型领导→心理授权→亲组织非伦理行为	0.086	CI=[-0.0530,0.2009]	27.74%
	Ind3 授权型领导→领导—成员交换→亲组织非伦理行为	0.110	CI=[0.0161,0.2319]	35.48%
		0.273	CI=[0.0318,0.4641]	88.06%
总效应		0.310		

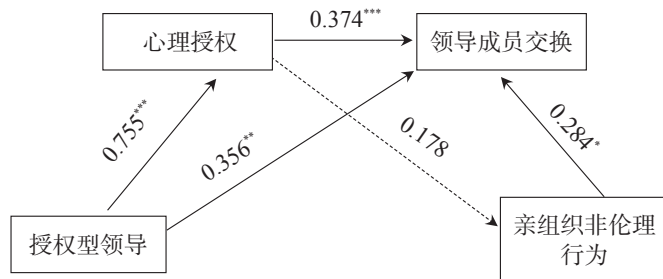


图2 链式中介结构方程作用路径图

体验或对授权的反应,其核心思想在于提高员工对授权的心理认知从而激发其内在动机水平。本研究整合授权的2个研究路径,首次揭示了授权型领导与员工亲组织非伦理行为的关系,拓展了授权型理论的研究范围和授权型领导的作用对象,进一步验证了授权型领导的“阴暗面”^[21]。再就是从授权认知方面,进一步验证了心理授权对个体亲组织非伦理行为的正向影响,深化了lee等学者的研究模型和理论^[37-38]。

其次,亲组织非伦理行为具有利他性和不道德性的双重属性,其产生的原因具有复杂性。为此,本研究结合自我决定理论和社会交换理论,同时选取了理论的核心变量,严谨地阐述和检验了以心理授权、领导—成员交换为并行和连续中介的授权型领导的道德风险机制,揭示了授权型领导影响员工亲组织非伦理行为的复合式多重中介历程,更贴近企业的现实经营环境。这一传导机制遵循了授权刺激—授权感知—心理反应—行为意愿这一认知过程,多角度、立体化地展现了授权型领导影响员工亲组织非伦理行为的心理过程,缺少其中的任何一个环节都将降低该模型的解释力度。

最后,本研究启用自我决定理论,探究心理授权的中介作用,突破了自我决定理论在积极组织管理领域的应用,进一步揭开了自我决定理论的“消极面”^[23]。另外,心理授权在授权型领导与亲组织非伦理行为之间具有中介作用,但当领导—成员交换关系加入模型后,心理授权的单独中介作用不再显著,而是完全通过领导—成员交换关系发挥影响,这进一步验证了积极互惠是员工做出亲组织非伦理行为的关键驱动因素,巩固了社会交换理论在亲组织非伦理行为研究中的重要位置。由此可知心理授权在授权型领导与员工亲组织非伦理行为之间起到了作用,但其作用的发挥应该主要还是通过积极互惠的心理感受来实现,即领导—成员交换比心理授权能更好地正向预测员工亲组织非伦理行为,研究成果更有理论价值。

4.3 管理启示

首先,该研究结果解答了本文提出的管理困惑,当领导将权力授予员工之后,可能存在一定的道德风险。因此,组织和领导需要意识到将权力下放给员工,并不能放任不管,而是需要把权力下放进一步规范化,建立一套预防、问责、消除机制,使得员工更好地使用权利。具体而言,领导在分享权力时,需要做好前期指导工作,并在日常工作中对下属的工作进行辅助并进行监督,对违规行为进行惩罚,引导员工在一定的权限范围内更好地使用权力,独立自主开展工作,避免员工因自我决定感偏差、盲目自信等问题而做出不当的角色外行为。

再者,企业应树立领导的道德榜样,营造组织道德氛围。在日新月异的市场竞争环境下,员工在工作中经常面临着变革以及各种不确定性,在创新型企业中尤为突出。在这种背景下,管理者的领导能力和素养更加重要,只有领导以身作则,发挥道德榜样的激励作用,增进员工的道德准则,才能提升组织的长期有效性,并带领团队脱颖而出。

还需注意的是,社会交换本质就是一种基于好的行为会在将来某一时刻得到回报的信任^[34]。因此,领导在人际互动过程中要注重公平性,对关系亲近及授权感知较高的员工要着重强调道德规范的重要性。在实际培训工作中对其强调职业道德的重要性,将职业道德作为组织成员考核的附加项,为员工道德操守建设提供更多的精神奖励以及营造一种遵守社会规范的伦理氛围等,使员工形成一种道德信念,让员工在遭遇道德的两难困境时能够秉持基本的道德准则,做出正确的道德判断以及肩负社会责任的道德决策。

4.4 研究局限与展望

本研究通过实证分析虽然得出了一些有启示意义的结论,但在以下方面仍存在局限:第一,由于Umphress等的问卷使用自我报告的形式^[3],最终测量的是员工的亲组织非伦理行为意图,而不是真正的行

为实施,加上社会赞许性效应的影响,问卷的有效性受到一定影响,未来仍然需要结合我国文化背景进行进一步修订或者辅助使用情境测试法。第二,由于样本数量的限制,实证检验的统计效力存在局限性,未来的研究可扩大样本容量以提升统计效力,从而得到更加稳健的研究结论;且样本的选取仅限于东部沿海地区的创新型企业,对于其他地区企业和不同类型企业的适用性需要进一步检验。第三,授权型领导对员工亲组织非伦理行为的这一过程可能会受到情境的制约或个体差异的影响。本文仅考虑授权型领导与员工亲组织非伦理之间的中介因素,未来研究还应考虑授权型领导对员工亲组织非伦理行为影响过程的边界条件(如组织伦理氛围与个体道德认同),将中介与调节因素一并纳入研究框架。

参考文献

- [1] Kishgephart J J, Harrison D A, Treviño L K. Bad apples, bad cases, and bad barrels: Meta-analytic evidence about sources of unethical decisions at work[J]. *Journal of Applied Psychology*, 2010,95(1):1-31.
- [2] Molinsky A, Margolis J. Necessary evils and interpersonal sensitivity in organizations[J]. *Academy of Management Review*, 2005,30(2):245-268.
- [3] Umphress E E, Bingham J B, Mitchell M S. Unethical behavior in the name of the company: The moderating effect of organizational identification and positive reciprocity beliefs on unethical pro-organizational behavior[J]. *Journal of Applied Psychology*, 2010,95(4):769-780.
- [4] Graham K A, Ziegert J C, Capitano J. The effect of leadership style, framing, and promotion regulatory focus on unethical pro-organizational behavior[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015,126(3):423-436.
- [5] Umphress E E, Bingham J B. When employees do bad things for good reasons: Examining unethical pro-organizational behaviors[J]. *Organization Science*, 2011,22(3):621-640.
- [6] Effelsberg D, Solga M, Gurt J. Transformational leadership and follower's unethical behavior for the benefit of the company: A two-study investigation[J]. *Journal of Business Ethics*, 2014,120(1):81-93.
- [7] Kalshoven K, Dijk H V, Boon C. Why and when does ethical leadership evoke unethical follower behavior[J]. *Journal of Managerial Psychology*, 2016,31(2):500-515.
- [8] 林英晖,程垚. 领导—部属交换与员工亲组织非伦理行为: 差序格局视角[J]. *管理科学*, 2016,29(5):57-70.
- [9] 张永军,江晓燕,赵国祥. 伦理氛围与亲组织非伦理行为: 道德辩护的中介效应[J]. *心理科学*, 2017,40(5):1189-1194.
- [10] 李根强. 伦理型领导、组织认同与员工亲组织非伦理行为: 特质调节焦点的调节作用[J]. *科学学与科学技术管理*, 2016,37(12):125-135.
- [11] Srivastava A, Bartol K M, Locke E A. Empowering leadership in management teams: Effects on knowledge sharing, efficacy, and performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2006,49(6):1239-1251.
- [12] Raub S, Robert C. Differential effects of empowering leadership on in-role and extra-role employee behaviors: Exploring the role of psychological empowerment and power values[J]. *Human Relations*, 2010, 63(11):1743-1770.
- [13] Konczak L J, Stelly D J, Trusty M L. Defining and measuring empowering leader behaviors: Development of an upward feedback instrument[J]. *Educational & Psychological Measurement*, 2000,60(2):301-313.
- [14] Spreitzer G M. Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation[J]. *Academy of Management Journal*, 1995,38(5): 1442-1465.
- [15] Liaw Y J, Chi N W, Chuang A. Examining the mechanisms linking transformational leadership, employee customer orientation, and service performance: The mediating roles of perceived supervisor and coworker support[J]. *Journal of Business & Psychology*, 2010,25(3):477-492.
- [16] 于维娜,樊耘,张婕,等. 宽恕视角下辱虐管理对工作绩效

- 的影响:下属传统性和上下级关系的作用[J]. 南开管理评论,2015(6):16-25.
- [17] Leow K L. The organizational commitment: The study of mentoring and leader-member exchange (LMX) among auditors in Malaysia-moderating effects of gender[J]. *International Journal of Interdisciplinary Social Sciences*, 2011,6(1):123-146.
- [18] 肖贵蓉,赵衍俊. 伦理型领导与员工离职倾向:领导—成员交换的中介作用[J]. *科学学与科学技术管理*,2017, 38(3):160-171.
- [19] Ahearne M, Mathieu J, Rapp A. To empower or not to empower your sales force? An empirical examination of the influence of leadership empowerment behavior on customer satisfaction and performance[J]. *Journal of Applied Psychology*, 2005,90(5):945-955.
- [20] Leach D J, Wall T D, Jackson P R. The effect of empowerment on job knowledge: An empirical test involving operators of complex technology[J]. *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 2003, 76(1):27-52.
- [21] Sharma P N, Kirkman B L. Leveraging leaders: A literature review and future lines of inquiry for empowering leadership research[J]. *Group & Organization Management an International Journal*, 2015,40(2): 193-237.
- [22] Brief A P, Motowidlo S J. Prosocial organizational behavior[J]. *Academy of Management Review*, 1986, 11(4):710-725.
- [23] 刘玉新,张建卫,黄国华. 组织公正对反生产行为的影响机制:自我决定理论视角[J]. *科学学与科学技术管理*, 2011,32(8):162-172.
- [24] Dijke M V, Cremer D D, Mayer D M, et al. When does procedural fairness promote organizational citizenship behavior? Integrating empowering leadership types in relational justice models[J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 2012,117(2): 235-248.
- [25] Anderson C, Galinsky A D. Power, optimism, and risk-taking[J]. *European Journal of Social Psychology*, 2006,36(4):511-536.
- [26] Blau P M. *Exchange and Power in Social Life*[M]. New York: John Wiley & Sons, 1964.
- [27] Zhang X, Zhou J. Empowering leadership, uncertainty avoidance, trust, and employee creativity: Interaction effects and a mediating mechanism[J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 2014,124(2): 150-164.
- [28] Thamhain H J. Managing innovative R&D teams[J]. *R&D Management*, 2003,33(3):297-311.
- [29] Conger J A, Kanungo R N. The empowerment process: Integrating theory and practice[J]. *Academy of Management Review*, 1988,13(3):471-482.
- [30] Thomas K W, Velthouse B A. Cognitive elements of empowerment: An 'interpretive' model of intrinsic task motivation[J]. *Academy of Management Review*, 1990, 15(4):666-681.
- [31] Zhang X, Bartol K M. Linking empowering leadership and employee creativity: The influence of psychological empowerment, intrinsic motivation, and creative process engagement[J]. *Academy of Management Journal*, 2010,53(1):107-128.
- [32] Deci E L, Ryan R M. The general causality orientations scale: Self-determination in personality[J]. *Journal of Research in Personality*, 1985,19(2):109-134.
- [33] 张剑,张建兵,李跃,等. 促进工作动机的有效路径:自我决定理论的观点[J]. *心理科学进展*,2010,18(5):752-759.
- [34] Gagné M, Deci E L. Self-determination theory and work motivation[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2005,26(4):331-362.
- [35] Dysvik A, Kuvaas B. The relationship between perceived training opportunities, work motivation and employee outcomes[J]. *International Journal of Training & Development*, 2008,12(3):138-157.
- [36] Seibert S E, Wang G, Courtright S H. Antecedents and consequences of psychological and team empowerment in organizations: A meta-analytic review[J]. *Jour-*

- nal of Applied Psychology, 2011,96(5):981-1003.
- [37] Lee A, Schwarz G, Newman A, et al. Psychological entitlement and unethical pro-organizational behavior: The role of ethical leadership // Weiss F, Kammell A. The Changing Landscape of Global Financial Governance and the Role of Soft Law[M]. Leiden: Brill, 2015.
- [38] Lee A, Schwarz G, Newman A, et al. Investigating when and why psychological entitlement predicts unethical pro-organizational behavior[J]. Journal of Business Ethics, 2017(2):1-18.
- [39] Graen G, Dansereau F, Minami T. Dysfunctional leadership styles[J]. Organizational Behavior & Human Performance, 1972,7(2):216-236.
- [40] Chen C C, Farh J L. Developments in understanding Chinese leadership: Paternalism and its elaborations, moderations, and alternatives // Bond M H. The Oxford Handbook of Chinese Psychology[M]. London: Oxford University Press, 2010.
- [41] Dirks K T, Ferrin D L. Trust in leadership: Meta-analytic findings and implications for research and practice[J]. Journal of Applied Psychology, 2002,87(4): 611-628.
- [42] Yukl G, O'Donnell M, Taber T. Influence of leader behaviors on the leader-member exchange relationship[J]. Journal of Managerial Psychology, 2009,24(4):289-299.
- [43] 井润田,胡思瑶. 角色采择和领导—成员关系对团队绩效的影响[J]. 科研管理,2014,35(2):62-69.
- [44] Walumbwa F O, Peterson S J, Avolio B J, et al. An investigation of the relationships among leader and follower psychological capital, service climate, and job performance[J]. Personnel Psychology, 2010,63(4): 937-963.
- [45] Mak B L, Sockel H A. A confirmatory factor analysis of IS employee motivation and satisfaction[J]. Information & Management, 2001,38(5):265-276.
- [46] Wayne S J, Liden R C. Effects of impression management on performance ratings: A longitudinal study[J]. Academy of Management Journal, 1995,38(1):232-260.
- [47] Schriesheim C A, Neider L L, Scandura T A. Delegation and leader-member exchange: Main effects, moderators and measurement issues[J]. Academy of Management Journal, 1998,41(3):298-318.
- [48] 杨春江,蔡迎春,侯红旭. 心理授权与工作嵌入视角下的变革型领导对下属组织公民行为的影响研究[J]. 管理学报,2015,12(2):231-239.
- [49] Newman A, Schwarz G, Cooper B, et al. How servant leadership influences organizational citizenship behavior: The roles of LMX, empowerment, and proactive personality[J]. Journal of Business Ethics, 2017,145(1):1-14.
- [50] Graen G B, Uhl-Bien M. Relationship-based approach to leadership: Development of leader-member exchange (LMX) theory of leadership over 25 years: Applying a multi-level multi-domain perspective[J]. Leadership Quarterly, 1995,6(2):219-247.
- [51] Mackinnon D P, Lockwood C M, Williams J. Confidence limits for the indirect effect: Distribution of the product and resampling methods[J]. Multivariate Behavioral Research, 2004,39(1):99-128.

The Study of the Impact of Empowering Leadership on Unethical Pro-Organizational Behavior of Employees: A Chain Mediating Model

XU Lin, WANG Jigan, FAN Chuanhao

(Business School, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: Based on the self-determination theory and social exchange theory, we evaluated the response of the empowering leadership to the unethical pro-organizational behavior of employees, and studied the influence of psychological empowerment and leader-member exchange on the relationship between them. The structural equation model and bootstrap were used to test 366 individual valid sample data from 8 innovative enterprises. The results showed that empowering leadership had a significant positive effect on unethical pro-organizational behavior of employees, and psychological empowerment and leader-member exchange played a chain mediating role between them. Moreover, the mediating effect of leader member exchange was higher than psychological empowerment.

Key words: empowering leadership; psychological empowerment; leader-member exchange; unethical pro-organizational behavior