

从“毛遂自荐”到“脱颖而出”： 内隐原型的一致性对领导动机和领导涌现的影响

程进凯¹, 刘 苹¹, 刘松博²

(1. 四川大学商学院, 四川 成都 610064; 2. 中国人民大学劳动人事学院, 北京 100872)

摘 要: 基于领导身份建构理论, 探讨内隐领导原型与内隐自我原型的一致性对领导涌现的影响及领导动机的中介作用。首先, 研究 1 通过对 180 个工作团队、733 名员工开展多时点多来源问卷调查, 并采用多项式回归与响应面分析技术发现: 个体内隐领导原型与内隐自我原型的一致性越高, 其领导动机越高; 个体内隐领导原型与内隐自我原型的一致性通过领导动机的中介机制对领导涌现产生正面影响。然后, 研究 2 对 136 名大学生群体开展实验研究, 验证了领导动机对领导涌现的正面影响。研究结论揭示了个体实现领导涌现的过程机制, 为管理者如何激发员工的领导潜能提供理论参考。

关键词: 内隐领导原型; 内隐自我原型; 领导动机; 领导涌现; 领导身份建构理论

中图分类号: C91-0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)09-0160-14

From “volunteering” to “emerging”: The congruence effects of implicit leadership theories and implicit self-theories on motivation to lead and leader emergence

CHENG Jinkai¹, LIU Ping¹, LIU Songbo²

(1. Business School, Sichuan University, Chengdu 610064, China;

2. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on leadership identity construction theory, this research explored the congruence effects of implicit leadership theories and implicit self-theories on motivation to lead and indirectly on leader emergence. Study 1 conducted a multi-wave and multi-source field survey on 180 work teams and 733 employees, and employed polynomial regression analysis with response surface methodology to find that the higher congruence between individual's implicit leadership theories and implicit self-theories, the higher individual motivation to lead. Also, the congruence between implicit leadership theories and implicit self-theories has a positive impact on leader emergence through the mediating role of motivation to lead. In Study 2, we employed a sample of 136 students recruited from a famous university in China to complete a laboratory experiment, which demonstrated the positive effect of motivation to lead on leader emergence. The conclusion reveals the process of individual leader emergence, providing new ideas for managers to improve employees' leadership potential.

Key words: implicit leadership theories; implicit self-theories; motivation to lead; leader emergence; leadership identity construction theory

收稿日期: 2024-04-11 修回日期: 2024-05-15

基金项目: 四川大学专职博士后研究基金项目 (skbsh2024-39); 国家自然科学基金面上项目 (72372155, 72072176)。

作者简介: 程进凯 (1993—), 男, 河南孟州人, 博士, 四川大学商学院助理研究员, 研究方向为领导力与数字化管理。通信作者: 刘松博。

在当今充满竞争且快节奏的商业环境中,企业必须以更加灵活和更加高效的姿态面对多变的市场,传统的垂直型领导所掌握的知识、能力和工作技巧已无法满足复杂模糊环境下的整合领导力的需求,仅依赖单一领导可能会给组织带来巨大风险,知识型员工拥有承担领导角色的能力和意愿,越来越普遍的数字化工具为企业向下赋能授权提供助力,领导角色有必要也有条件转移至团队成员之中^[1-4],在这一背景下,领导涌现成为理论界和实践界关注的焦点课题^[5-8]。领导涌现(leader emergence)是指个体被团队其他成员视为领导者的程度,可以发生在正式或非正式的领导角色中,包括他人对个体领导角色的隐性和显性授予^[7],其具备两个特点:一是领导力的来源是同事之间的横向影响;二是领导力广泛分布于团队成员之间^[9]。已有研究表明,领导涌现不仅可以为垂直型领导提供灵活的支持和补充,帮助团队目标实现^[8-10],也可以在充分发挥员工能量和热情的基础上,促进员工参与决策制定,相互影响,从而创造独特的竞争优势^[11-12]。

领导涌现的前因机制得到了学者们的长期关注^[13-15]。例如,有研究识别到性别^[16]、人格^[13,15]、自我监控^[17]、愤怒表达^[5]和交互行为^[18]等个体特征,以及团队虚拟性^[19]、感知群体温暖^[20]、团队共享愿景^[21]等团队特征是领导涌现的预测变量。可见,领导涌现普遍被假设为是由个体与团队特征驱动的^[7,22]。然而,这些研究都忽略了领导的涌现过程不是直接发生的,在这一过程中,个体的认知过程起着决定性作用^[23]。个体在判断某人是领导者与非领导者时,会基于长期记忆,根据事实主动构建一个存有识别领导者特征内容的认知模式,这种认知模式蕴含着个体对领导者所应具备的素质和行为的信念,被称作“内隐领导原型”^①(implicit leadership theories)^[26]。由于个体的认知结构和对领导者的期望不同,内隐领导原型在不同个体之间存在差异。个体会根据目标对象与内

隐领导原型的相符程度来识别和选择领导者^[27]。因此,即使个体具有与领导者相关的特质,如果个体感知自己的特征与理想中的领导原型不符合,也难以涌现为领导者。

那么,个体的内隐领导原型究竟是如何影响领导涌现的?本文引入领导身份建构理论(leadership identity construction theory)^[28]对此进行解释。该理论认为领导身份建构发生在领导身份主张和授予的过程之中,并提出领导身份建构过程包含3种元素:个体内化,即个体将领导力内化为自我概念的一部分;关系识别,即他人识别出个体的领导力并愿意追随;集体认可,即同事认可个体的领导力并授予其领导身份。其中,在个体内化的机制中,个体通常会比较内隐领导原型与自身的领导特征,这种对于自身领导特征的认知图式就是内隐自我原型(implicit self-theories)^[29],如果内隐领导原型和内隐自我原型的内在比较是一致的,个体会更有可能在社会互动中主张自己是领导者,如坐在前排、声明自己的领导地位等^[28]。积极主张领导身份的个体通常具有很高的领导动机。领导动机(motivation to lead)指的是个体想要获取领导角色、主张领导身份的愿望^[30]。这启发我们思考内隐领导原型与内隐自我原型的一致性(以下简称“内隐原型的一致性”)可能对领导动机产生影响,带来领导身份主张,继而可能会在关系识别和集体认可的过程中,影响到领导涌现。这也就构成了本文的核心研究问题,即内隐原型的一致性是否通过领导动机促成领导涌现。这一研究问题的前半段尚没有学者涉足,本文将通过多时点多来源的问卷调查,对内隐原型的一致性和领导动机之间的关系进行探讨。

这一研究问题的后半段,领导动机与领导涌现之间的关系虽然已经有研究探索,但实证研究结论并不一致。绝大多数研究发现领导动机可以促进个体涌现为正式或非正式领导者。比如,

① 延续现有中文文献的做法^[24-25],本文将“implicit leadership theories”翻译为“内隐领导原型”,这是一个连续型学术变量,是指个体对领导者角色期望的图式。而“内隐领导理论”(implicit leadership theory)专指Eden等^[23]提出的管理理论,该理论采用认知和信息处理的视角解释下属是如何形成对领导者的知觉的。基于同样的考虑,后文中将“implicit self-theories”翻译为“内隐自我原型”。

Luria 等^[18]研究发现,领导动机对领导涌现具有积极影响。同时,领导动机也可以通过团队工作行为的中介作用间接地影响领导涌现。Badura 等^[30]通过元分析发现,高领导动机的个体更可能涌现为领导者。然而,也有研究得出不同的结论,比如 Auvinen 等^[31]发现,那些具有高度非功利型领导动机的领导者体验到最低的职业幸福感,更有可能辞去现有的领导职位。早期的研究也发现当个体对权力有适中的需求,对隶属关系有较低的需求,对自我控制有较高的需求时,他们更有可能占据领导职位^[32]。因此,本文重点厘清领导动机与领导涌现的复杂关系,并采用实验方法对此进行分析,继而验证领导动机在内隐原型一致性与领导涌现间的中介作用。

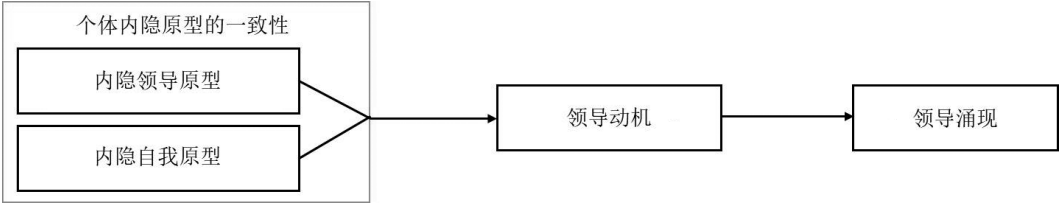


图1 理论模型

一、理论基础与研究假设

(一) 个体内隐原型的一致性与领导动机

高领导动机的个体预示了他们视自我为领导者并享受做领导的过程^[33]。按照工作设计的观点,感知到自己工作的意义,员工就会被激励去投入更多的时间和精力去吸收和掌握本领域的技能,形成灵活的认知结构和处理挑战性难题的深层策略^[34]。基于此,当个体感知或评估自身具有与领导角色相关的属性时,其领导角色认同更加凸显,从而激发个体产生动机去模仿领导行为、学习领导技能^[35-36]。有研究显示,个体与内隐领导原型的相似性可以增强个体的角色认同和自尊心,激发个体在社会角色中的自我概念,提高个体在社会角色中对其他个体的情感与信任^[37]。因此,个体对领导者的认知图式(内隐领导原型)与对自己的认知图式(内隐自我原型)二者的一致性可能与该个体的领导动机相关。进一步地,领导身份建构理论认为,当个体感知自己的领导属性

本文在以下 3 个方面作出贡献。第一,基于领导身份建构理论的内容,分别从内隐原型一致性的不同水平(“高一高”和“低—低”),以及不一致性的不同水平(“高一低”和“低—高”)分别来探索内隐领导原型与内隐自我原型的匹配对领导动机的预测作用,相对完整地揭示出个体内化机制如何激活领导身份的建构过程。第二,探究领导动机在个体内隐原型的一致性与领导涌现关系间的中介作用,这有助于进一步明晰个体主张领导身份并被识别为领导者的逻辑链条,从领导身份建构过程的视角来研究领导涌现的过程机制,丰富了领导涌现前因机制的研究内容。第三,通过实验方法来检验领导动机和领导涌现的关系,从而为以往不一致的结论提供新的证据补充。理论模型如图 1 所示。

与其内隐领导原型越相似,他们越有可能主张领导者身份^[28]。这启发我们思考个体的内隐领导原型和内隐自我原型的一致性越高,其领导动机可能越高。

然而,领导身份建构理论没有进一步说明“相似性”。相似性包括内隐自我原型与内隐领导原型在“高一高”一致和“低—低”一致上的两种情形。在“高一高”一致时,个体对领导者有着较高的认知图式和较高的自我认知图式。他们认为一般的领导者应具备高水平的领导属性,如高学历、有道德、有魅力等,并且感知自己也具备高水平的领导属性。这将激发个体想要获取领导角色的愿望,因为个体对领导身份具有积极的角色期待,当个体感知自身与成功担任领导的人具有相似的特征时,更有动机去模仿领导行为^[36]。Guillén 等^[37]发现,只有当个体与积极的榜样进行比较时,个体才会受到激励并提升领导动机。然而,在“低—低”一致时,个体对如何成为领导具有较低的期

待,他们将难以被激励主张领导角色。由此,本文提出如下假设:

假设1:个体的内隐领导原型与内隐自我原型的一致性程度越高,其领导动机越高。具体地,相较于“低—低”的情形,当个体的内隐领导原型与内隐自我原型在“高—高”一致时,其领导动机更高。

如前文所述,我们关注的是一般的领导者,而非有效的领导者。这可能存在一种情况,个体不仅符合一般领导者的特征,而且可能超越一般领导者。这提醒我们将研究焦点从一致性转移到不一致性。具体来说,当个体的内隐领导原型较低而内隐自我原型较高时,个体感知自己比心目中的领导者更具领导特征,个体容易被激励主张领导角色。Guillén等^[37]认为,社会比较会影响个体的角色模式,当个体感知理想中的领导比自己差时,个体会被消极榜样激励,从而产生更高水平的领导动机。然而,当个体的内隐领导原型较高而内隐自我原型较低时,个体感知自己不如心目中的领导者,进而导致较低的自信心和效能感去实施有效的领导力,领导动机随之降低。综上所述,本文提出如下假设:

假设2:相较于内隐领导原型较低而内隐自我原型较高的情形,当个体的内隐领导原型较高,而内隐自我原型较低时,其领导动机更低。

(二)领导动机的中介作用

为了揭示领导动机在内隐原型一致性与领导涌现之间的中介作用,有必要探析领导动机与领导涌现的关系。根据DeRue等^[28]的建议,领导身份建构理论回答了人们何时主张和授予领导身份的问题,为我们考察领导动机对领导涌现的影响提供了很好的视角。根据该理论的内容,当个体的行为看起来像领导者时,同伴更愿意相信该个体具有领导技能并激励团队完成目标,因而更可能对个体的领导主张做出回应,并授予其领导身份^[28]。个体的领导动机代表了影响他人的倾向^[33],如果一些个体有高度的领导动机,他们更可能在工作团队中采取行动来主张领导身份,从而证明自己相对于其他团队成员更像领导者。随着

时间的推移,他们在团队中更容易被同伴识别出高度的领导属性,从而被授予领导身份^[30]。因此,我们认为高领导动机的个体比低领导动机的个体更可能被视为领导者。基于此,本文可以提出如下假设:

假设3:领导动机对领导涌现具有正面影响。

前文论述了个体内隐原型的一致性对领导动机的影响,并且假设领导动机对领导涌现存在正面影响。领导身份建构理论主张个体通过自我内化的方式开启领导身份建构过程,并提出了“个体内化—领导主张—关系授予”的核心逻辑。因此,我们有理由相信,领导动机是内隐原型的一致性与领导涌现之间关系的中介机制。这与Badura等^[7]的领导涌现概念模型相一致,即领导动机是领导涌现的近端前因,位于远端前因(如个体特质、自我概念等)与领导涌现之间。综合上述分析,本文提出如下假设:

假设4:个体内隐领导原型与内隐自我原型的一致性通过领导动机的中介作用对领导涌现产生正面影响。

二、研究1:多时点多来源的问卷调查

(一)样本与调查程序

本文的样本来源于中国某知名商用汽车企业内的全职雇员。该企业以研发、生产和销售多类型商用汽车为主营业务,如私家车、起重机、皮卡、搅拌机和泵车等,总公司位于中国北京,各事业部遍布于全国多个城市。所选样本所在的工作团队包含多种类型,如综合管理类(37.1%)、市场营销类(20.8%)、研发类(11.3%)等,比较适合用来检验本文的研究假设。首先,为了避免同一个地区、同一个业务系统、同一部门等因素可能导致样本的同源数据偏差问题,本次调研从北京(昌平、怀柔)、山东(潍坊、诸城)、河南(商丘)、湖南(长沙)、广东(佛山)多个地区,选取总部和多个事业部的多个业务系统进行问卷调查,有助于提高研究的普适性^[38]。其次,工作团队内的员工具有一定程度的相互依赖性,这意味着团队成员必须协调彼此间的任务。而且,本研究规避了正式领导者的参与,每个样本团队内的员工均是相同的职

级水平。因此,所选公司的样本为研究团队成员的相互作用以及团队内领导涌现现象提供了比较适配的情境。

本文的通信作者联系了该汽车公司的一名高管,获得了从该公司员工中招募被试的许可。我们首先向参与者确认了自愿参与以及严格的保密性。每个事业部的人力资源部门帮助我们给相应的参与者发送电子问卷链接。为了减轻共同方法偏差问题,我们实施了三时点的多来源调查^[39]。在时点 1 (Time 1),邀请了来自 180 个工作团队的 733 名员工提供人口统计学信息、工作年限、权力距离,以及对内隐领导原型和内隐自我原型进行测量。一个月后(Time 2),我们邀请参与者评估他们的领导动机水平和团队虚拟性。两个月后(Time 3),我们使用社会网络分析中的轮转法(round-robin approach)测量了由同事感知的个体领导涌现程度,以及团队共享愿景。我们剔除了无差异数据和未通过有效性检验的样本,以及只有 1 或 2 人完成三阶段调查的样本团队,最终收到来自 159 个团队的 639 名样本的完整有效数据,在个体层次的最终有效回收率为 87.2%。每个团队 3~6 人,平均团队规模为 4.02 人($SD = 0.85$),其中,50.7% 是男性,86.7% 具有本科学历,77.9% 已在这家公司工作了 5 年以上。

(二)测量

本文采用中文进行测量。与 Brislin^[40] 的程序一致,首先将量表翻译成中文,然后再回译为英文,评价最初版本和回译版本是否一致。若发现差异,则对译文进行修改,进而保证概念的相似性。除非另有说明,本文涉及的所有量表均使用 Likert 5 点计分法(1 = 非常不同意,5 = 非常同意)。

1. 内隐领导原型

内隐领导原型的测量采用 Schyns 等^[29] 改编的 4 维度 20 题项量表,该量表改编自 Offermann 等^[41] 和 Epitropaki 等^[27] 开发的内隐领导原型量表。题干为“您认为一个领导者需要在多大程度上应该具备以下特征?”该量表采用 Likert 9 点计分方式,1 代表“完全不应该具有”,9 代表“完全应

该具有”。该量表包含 4 个维度:操纵、聪明、正直和活力,其中,操纵维度包含 6 个题项(即操纵欲强、大嗓门、霸道、强势、自以为是、自私),聪明维度包含 3 个题项(即聪明、受过良好教育、智慧),正直维度包含 7 个题项(即正直、能信任他人、诚实、值得信赖、公平、灵活、道德),活力维度包含 4 个题项(即有活力、强壮、有魅力、鼓舞人心)。然而,验证性因子分析(CFA)发现,在本研究中,该量表的四因子模型无法收敛,剔除因子载荷量过低(<0.6)的两个题项(即自私和灵活),最终包含 18 个题项的四因子模型产生可接受的拟合度和良好的内部一致性($\chi^2 = 345.9$, $df = 129$, $p < 0.001$, $RMSEA = 0.05$, $CFI = 0.96$, $TLI = 0.95$, $SRMR = 0.06$),而且四因子的拟合度优于单因子模型($\chi^2 = 2849.13$, $df = 135$, $p < 0.001$, $RMSEA = 0.18$, $CFI = 0.69$, $TLI = 0.65$, $SRMR = 0.14$)和任何可选择的模型。操纵(5 题项)、聪明(3 题项)、正直(6 题项)、活力(4 题项)4 个维度的内部一致性系数分别为 $\alpha = 0.88$, $\alpha = 0.77$, $\alpha = 0.95$ 和 $\alpha = 0.92$ 。

2. 内隐自我原型

内隐自我原型的测量采用 Schyns 等^[29] 改编的 4 维度 20 题项量表,与内隐领导原型的题项相同。题干为“您认为自己在多大程度上具有以下特征?”该量表采用 Likert 9 点计分方式,1 代表“完全没有特征”,9 代表“极具特征”。然而,验证性因子分析(CFA)发现,在本文研究中,该量表的四因子模型无法收敛,与内隐领导原型一致,剔除了因子载荷量过低(<0.6)的两个题项(即自私和灵活),最终包含 18 个题项的四因子模型产生可接受的拟合度和良好的内部一致性($\chi^2 = 530.93$, $df = 129$, $p < 0.001$, $RMSEA = 0.07$, $CFI = 0.95$, $TLI = 0.94$, $SRMR = 0.07$),而且四因子的拟合度优于单因子模型($\chi^2 = 4264.37$, $df = 135$, $p < 0.001$, $RMSEA = 0.22$, $CFI = 0.59$, $TLI = 0.53$, $SRMR = 0.18$)和任何可选择的模型。操纵(5 题项)、聪明(3 题项)、正直(6 题项)、活力(4 题项)4 个维度的内部一致性系数分别为 $\alpha = 0.9$, $\alpha = 0.87$, $\alpha = 0.96$ 和 $\alpha = 0.91$ 。

3. 领导动机

基于以往的研究,本文采用 Chan 等^[33] 开发的领

导动机量表中的情感认同型领导动机维度子量表,该子量表共有9个题项。该量表已被多次使用^[18,29,42],代表题项有“在团队中工作时,大多数时候我更喜欢当领导而不是下属”“我对领导别人很感兴趣”“我绝对是天生的领导者”等。在本文研究中,该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.94$ 。

4. 领导涌现

领导涌现的测量采用 Carson 等^[2]开发的单题项量表,该量表已被应用于多项研究^[4,21,43]。该量表要求团队成员对每个队友在团队中表现出的领导力程度进行评估,题干为“您认为在多大程度上这位同事承担了你们团队的(非正式)领导角色,对其他同事形成了思想和行为上的影响?”该量表采用 Likert 5 点计分方式,1 代表“完全没有”,5 代表“很大程度”。我们将团队内所有队友对个体的评分聚合起来,代表该个体的领导涌现得分。队友评分的一致性和可靠性支持领导涌现由同事评分聚合到个体层:组内评分者信度 $\text{median } r_{\text{WG}} = 0.71$,组内相关系数 $\text{ICC}(1) = 0.32$,组间相关系数 $\text{ICC}(2) = 0.60$,组间差异 $F(638, 1403) = 2.47$, $p < 0.001$ ^[44-45]。

5. 控制变量

第一,员工的年龄和工作年限被认为是影响团队成员领导涌现的个体差异和工作差异^[10,16,22],作为关键的控制变量被纳入进模型中。

第二,在研究分析中也考虑到了团队规模,因为并非所有团队都有相同数量的团队成员。因此,我们控制了团队规模($\text{Mean} = 4.02$, $\text{SD} = 0.85$),有助于提高团队层变量对领导涌现的解释力。

第三,Liu 等^[4]发现群体的权力距离对非正式领导涌现产生影响。因此,本文有必要将权力距离作为控制变量纳入进模型中,从而排除权力距离对领导涌现的潜在影响。权力距离是指个体接受机构和组织中权力分配不平等的程度^[46]。权力距离的测量采用 Dorfman 等^[47]开发的用于中国情境的6题项量表,该量表经常被其它研究使用^[48]。其代表性题项为“直接领导做决策时大多数情况下都没有必要征询下属的意见”。在本文研究中,

该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.79$ 。

第四,Zhang 等^[21]发现团队共享愿景是非正式领导涌现的影响因素。因此,本文将团队共享愿景作为控制变量进行分析。团队共享愿景的测量采用 Pearce 等^[49]开发的3题项量表,是一个团队层的构念,由团队内成员共同评价。测量题项为“我的同事让我清楚地知道团队的发展方向”“我的同事让我清楚地知道我们的团队是谁、是什么”“正因为有了他们,我才对团队的目标有了清晰的了解”较高的组内信度和组内相关系数,以及显著的组间差异支持了共享愿景由个体层聚合为团队层: $\text{median } r_{\text{WG}(J)} = 0.89$, $\text{ICC}(1) = 0.15$, $\text{ICC}(2) = 0.42$, $F(158, 479) = 1.72$, $p < 0.001$ 。在本研究中,该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.91$ (个体层)和 $\alpha = 0.94$ (团队层)。

第五,一项最近的研究发现,虚拟情境能够显著调节领导涌现的程度^[19]。因此,本文将团队虚拟性作为控制两遍纳入进模型中(Time 2)。团队虚拟性描述了团队成员使用虚拟工具来协调和执行团队流程的程度、此类工具提供的信息价值的数量以及团队成员虚拟交互的同步性^[50]。本文基于 Chudoba 等^[51]开发的9题项虚拟性量表,删除了3个与中国语境不相适应的题项,改编为6题项的团队层的虚拟性量表。被试被要求结合自身在工作中的真实感受和体会,评估在多大程度上存在以下几种情况:“与不同地区的人开展合作”“与从未见面的人开展合作”“通过互联网会议软件与同事开展合作,如 Zoom,腾讯会议等会议软件”“在不同的地点工作”“在正常工作时间在家工作”“在旅途中工作,如机场或酒店”。该量表采用 Likert 5 点计分方式,1 代表“从来没有”,5 代表“很大程度”。较高的组内信度和组内相关系数,以及显著的组间差异支持了共享愿景由个体层聚合为团队层: $\text{median } r_{\text{WG}(J)} = 0.8$, $\text{ICC}(1) = 0.22$, $\text{ICC}(2) = 0.53$, $F(158, 479) = 2.15$, $p < 0.001$ 。在本文研究中,该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.83$ (个体层)和 $\alpha = 0.89$ (团队层)。

(三)分析和结果

本文借用 Mplus Version 8.3 来检验假设。在

检验假设之前,我们使用验证性因子分析(CFA)来检验测量模型的效度。在个体层,9 因子的全测量模型包含领导动机、内隐领导原型的四个维度和内隐自我原型的 4 个维度(单题项的领导涌现没有包含在内)。表 1 表明相较于其他任何可选模型(将任意多个因子加载为一个因子),全测量模型的拟合度良好且处于最优状态: $\chi^2 =$

2 534. 797, $df = 909$, $p < 0. 001$, RMSEA = 0. 053, CFI = 0. 918, TLI = 0. 911, SRMR = 0. 057。因此,可以认为,本文研究的结果没有受到共同方法偏差的显著影响。关于描述性统计,表 2 显示了研究变量在个体层和团队层的均值、标准差和相关性,且领导动机与领导涌现之间存在显著的相关关系($r = 0. 21$, $p < 0. 01$)。

表 1 验证性因子分析(研究 1)

Factor model	# of factors	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Full measurement model	9	2 534. 797	909	2. 789	0. 053	0. 918	0. 911	0. 057
ILT-manipulative and IST-manipulative collapsed	8	3 524. 568	917	3. 844	0. 067	0. 899	0. 891	0. 058
ILT-clever and IST-clever collapsed	8	3 804. 870	917	4. 149	0. 070	0. 888	0. 879	0. 075
ILT-integrity and IST-integrity collapsed	8	4 845. 128	917	5. 284	0. 082	0. 848	0. 836	0. 068
ILT-dynamism and IST-dynamism collapsed	8	4 604. 513	917	5. 021	0. 079	0. 857	0. 846	0. 069
All ILT dimensions collapsed	6	6 201. 297	930	6. 668	0. 094	0. 796	0. 782	0. 112
All IST dimensions collapsed	6	7 502. 101	930	8. 067	0. 105	0. 745	0. 729	0. 124
All collapsed to one factor	1	16 029. 147	945	16. 962	0. 158	0. 415	0. 387	0. 180

注: N (个体层)=639;ILT=implicit leadership theories(内隐领导原型);IST=implicit self-theories(内隐自我原型)。

表 2 变量的均值、标准差和相关性(研究 1)

变量	Mean	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Level 1:个体层($N=639$)														
1. 年龄(T1)	1. 96	0. 77	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2. 工作年限(T1)	2. 77	1. 33	0. 86 **	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
3. 权力距离(T1)	2. 65	0. 73	-0. 02	-0. 002	(0. 79)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
4. ILT-操纵(T1)	3. 61	1. 73	0. 06	0. 07	0. 07	(0. 88)	—	—	—	—	—	—	—	—
5. ILT-聪明(T1)	7. 77	1. 23	-0. 03	-0. 05	0. 02	-0. 07	(0. 77)	—	—	—	—	—	—	—
6. ILT-正直(T1)	8. 35	0. 97	-0. 06	-0. 04	-0. 05	-0. 22 **	0. 49 **	(0. 95)	—	—	—	—	—	—
7. ILT-活力(T1)	8. 23	0. 99	-0. 07	-0. 02	-0. 01	-0. 16 **	0. 49 **	0. 78 **	(0. 92)	—	—	—	—	—
8. IST-操纵(T1)	3. 04	1. 7	0. 09 *	0. 11 **	0. 05	0. 77 **	-0. 09 *	-0. 26 **	-0. 22 **	(0. 9)	—	—	—	—
9. IST-聪明(T1)	6. 67	1. 51	0. 02	0. 01	-0. 03	0. 08	0. 47 **	0. 25 **	0. 26 **	0. 11 **	(0. 87)	—	—	—
10. IST-正直(T1)	8. 12	1. 08	-0. 02	0. 01	-0. 04	-0. 1 *	0. 4 *	0. 73 **	0. 63 **	-0. 17 **	0. 41 **	(0. 96)	—	—
11. IST-活力(T1)	7. 42	1. 32	-0. 01	0. 03	-0. 01	-0. 08	0. 3 **	0. 5 **	0. 54 **	-0. 07	0. 53 **	0. 67 **	(0. 91)	—
12. 领导动机(T2)	3. 42	0. 8	-0. 07	-0. 03	0. 09 *	0. 15 **	0. 09 *	0. 15 **	0. 2 **	0. 13 **	0. 19 **	0. 19 **	0. 27 **	(0. 94)
13. 领导涌现(T3)	3. 45	0. 82	0. 06	0. 1 *	0. 03	0. 09 *	-0. 03	0. 06	0. 07	0. 07	0. 09 *	0. 1 *	0. 16 **	0. 21 **
Level 2:团队层($N=159$)														
1. 团队规模	4. 02	0. 85	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2. 团队虚拟性(T2)	3. 23	0. 53	-0. 06	(0. 89)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
3. 团队共享愿景(T3)	4. 09	0. 42	0. 02	0. 38 **	(0. 94)	—	—	—	—	—	—	—	—	—

注:ILT=implicit leadership theories(内隐领导原型);IST=implicit self-theories(内隐自我原型);T1/2/3=Time 1/2/3。年龄被编码为:1=20~30岁,2=31~40岁,3=41~50岁,4=51~60岁;工作年限被编码为:1=不足5年,2=6~10年,3=11~15年,4=16~20年,5=20年以上;团队规模被编码为:3=3人,4=4人,5=5人,6=6人。

* $p < 0. 05$; ** $p < 0. 01$ 。

Tsai 等^[52]提出,多项式回归和响应面分析技术(polynomial regression analysis with response surface methodology)是在领导力一致性框架研究中使用最为频繁的方法。这种分析技术不仅规避了使用差异分数作为一致性指标的概念性和方法论问题,而且相比于调节回归提供了更多信息,因为该方法能够检验非线性效应以及一致性和不一致性效应^[53-54]。因此,本文采用多项式回归和响应面分析技术去检验研究假设。与 Edwards 等^[53]的建议一致,我们检验了指向领导动机的四个平行回

归方程(每个回归方程代表内隐原型的一个维度)。在检验一致性效应时使用如下公式:

$$Z = b_0 + b_1X + b_2Y + b_3X^2 + b_4XY + b_5Y^2 + e$$

在上述公式中, Z 代表了被预测变量(领导动机), X 代表了第一个独立变量(内隐领导原型), Y 代表了第二个独立变量(内隐自我原型)。具体地,被预测变量领导动机被回归于控制变量,即年龄、工作年限、权力距离、团队规模、团队虚拟性和团队共享愿景,以及 5 个多项式,即内隐领导原型(ILT)、内隐自我原型(IST)、内隐领导原型的二次

项(ILT^2)、内隐领导原型与内隐自我原型的乘积项($ILT \times IST$)、内隐自我原型的二次项(IST^2)。为了减少多重共线性问题以及便于解释结果,我们在计算 ILT 和 IST 的二次项时事先对其进行了组平均中心化处理^[52]。完成估计后,使用回归系数绘制了三维的响应面图。表 3 显示了领导动机的多项式回归系数,以及沿着一致性线和不一致性线的斜率和曲率。

表 3 内隐原型的一致性对领导动机的
多项式回归(研究 1)

变量	操纵— 领导动机 Estimate (SE)	聪明— 领导动机 Estimate (SE)	正直— 领导动机 Estimate (SE)	活力— 领导动机 Estimate (SE)
Level 2: 团队层(N = 159)				
截距	2.192 ** (0.261)	2.064 ** (0.253)	2.195 ** (0.253)	2.131 ** (0.259)
团队规模	0.011 (0.032)	0.015 (0.032)	0.016 (0.031)	0.014 (0.032)
团队虚拟性	0.42 ** (0.059)	0.441 ** (0.058)	0.421 ** (0.057)	0.427 ** (0.059)
团队共享愿景	-0.029 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.039 (0.021)	-0.034 (0.02)
Level 1: 个体层(N = 639)				
年龄	-0.187 * (0.078)	-0.181 * (0.077)	-0.178 * (0.077)	-0.166 * (0.079)
工作年限	0.063 (0.045)	0.065 (0.044)	0.061 (0.044)	0.057 (0.044)
权力距离	0.047 (0.044)	0.05 (0.043)	0.072 (0.043)	0.06 (0.042)
$ILT(b1)$	0.097 ** (0.037)	-0.006 (0.033)	-0.04 (0.433)	-0.041 (0.048)
$IST(b2)$	-0.01 (0.038)	0.097 ** (0.029)	0.045 (0.043)	0.116 ** (0.037)
$ILT^2(b3)$	-0.01 (0.019)	-0.023 (0.022)	-0.14 ** (0.035)	-0.076 * (0.038)
$ILT \times IST(b4)$	0.049 (0.027)	0.021 (0.031)	0.174 ** (0.059)	0.037 (0.048)
$IST^2(b5)$	-0.021 (0.018)	0.03 * (0.013)	-0.058 (0.037)	0.03 * (0.015)
Pseudo R^2	0.006 (0.019)	0.009 (0.018)	0.009 (0.021)	0.009 (0.019)
Congruence line ($ILT = IST$)				
Slope ($a1 = b1 + b2$)	0.088 ** (0.025)	0.091 ** (0.035)	0.005 (0.046)	0.075 * (0.037)
Curvature ($a2 = b3 + b4 + b5$)	0.018 (0.014)	0.028 (0.019)	-0.024 (0.028)	-0.009 (0.027)
Incongruence line ($ILT = -IST$)				
Slope ($a3 = b1 - b2$)	0.107 (0.071)	-0.103 * (0.051)	-0.085 (0.082)	-0.158 * (0.078)
Curvature ($a4 = b3 - b4 + b5$)	-0.079 (0.141)	-0.014 (0.054)	-0.373 ** (0.111)	-0.083 (0.087)
侧向位移量 $a5 = a3 / (2 \times a4)$	-0.672 (0.68)	3.771 (15.106)	0.114 (0.117)	0.95 (1.315)

注: ILT = implicit leadership theories(内隐领导原型); IST = implicit self-theories(内隐自我原型); 表中的报告为非标准化回归系数; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$ 。

假设 1 提出,相较于“低—低”的情形,当个体的内隐领导原型(ILT)与内隐自我原型(ILA)在

“高一高”一致时,其领导动机水平更高。如表 3 所示,对于操纵、聪明和活力三个维度而言,沿着一致性线($ILT = IST$)的斜率为正显著($a1 = 0.088, 0.091, 0.075, SE = 0.025, 0.035, 0.037, p < 0.01$),曲率不显著($a2 = 0.018, 0.028, -0.009, SE = 0.014, 0.035, 0.027, ns.$),这表明相较于“低—低”的情形,当 ILT 高 IST 高时,领导动机更高。然而,对于正直维度而言,沿着一致性线($ILT = IST$)的斜率不显著($a1 = -0.024, SE = 0.028, ns.$),曲率不显著($a2 = -0.024, SE = 0.028, ns.$),这表明领导动机不受 ILT/IST 一致性的影响。图 2 ~ 图 4 中,沿着正前方到正后方的响应面大致是一条上升的直线,表明当 ILT 和 IST 同时很高时,领导动机越高。因此,对于操纵、聪明和活力 3 个维度而言,假设 1 成立,对于正直维度而言,假设 1 不成立。

此外,假设 2 提出,相较于内隐领导原型(ILT)较低而内隐自我原型(IST)较高的情形,当个体的内隐领导原型较高(ILT),而内隐自我原型较低时(IST),其领导动机更低。如表 3 所示,对于操纵、聪明和活力 3 个维度而言,沿着不一致性线($ILT = -IST$)的曲率不显著($a4 = -0.079, -0.014, -0.083, SE = 0.141, 0.054, 0.087, ns.$),这表明我们无法检验 ILT 和 IST 的不一致效应,故假设 2 不成立。对于正直维度而言,沿着不一致性线($ILT = -IST$)的曲率显著($a4 = -0.373, SE = 0.111, p < 0.01$),这表明我们能够检验 ILT 和 IST 的不一致效应。本文采用计算侧向位移量的方法来验证不一致效应。侧向位移量可以说明响应面沿着不一致线的位移量和方向。假设 2 成立的条件是沿着不一致性线的侧向位移量为负显著。根据表 3,正直维度的侧向位移量不显著($a5 = 0.114, SE = 0.117, ns.$),故假设 2 不成立。

关于中介效应的检验,假设 4 预测,对于操纵、聪明、正直和活力 4 个维度而言,个体的内隐领导原型与内隐自我原型的一致性通过领导动机的中介机制对领导涌现产生正面影响。本文采用块变量分析法进行中介效应检验。具体地,首先生成一个区集变量来表示内隐领导原型和内隐自我原型的一致性,具体做法是将五项式 ILT 、 IST 、 ILT^2 、

ILT $\times$ IST、IST²原始数值分别乘以在多项式回归中各自的回归系数,然后对模型重新进行回归分析得出:①一致性对领导动机的路径系数 a;②控制了一致性后,领导动机对领导力涌现的路径系数 b;③计算中介效应值(a $\times$ b)并采用 Bootstrapping 方法以检验其统计显著性^[52]。

分析结果如表 4 所示,对于操纵、聪明和活力三个维度而言,内隐原型的一致性区集变量分别与领导动机显著正相关($b = 1.001, 0.166, 0.171, p < 0.01$);领导动机显著影响领导涌现($b = 0.153, 0.166, 0.171, p < 0.01$);进一步地,内隐原型在操

纵、聪明和活力三个维度的一致性通过领导动机对领导涌现的中介效应分别为 0.046, 0.026, 0.015, 95% CI [0.014, 0.088], [0.011, 0.046], [0.003, 0.03], 均不包含 0, 假设 4 在操纵、聪明和活力三个维度上成立。对于正直维度而言,如表 4 所示,内隐原型一致性区集变量与领导动机显著正相关($b = 1.006, p < 0.01$);领导动机显著影响领导力涌现($b = 0.166, p < 0.01$);内隐原型一致性通过领导动机对领导力涌现的中介效应为 -0.000 1, 95% CI [-0.023, 0.021], 包含 0, 故假设 4 在正直维度上不成立。

表 4 中介效应检验(研究 1)

变量	领导动机				领导涌现			
	操纵	聪明	正直	活力	操纵	聪明	正直	活力
内隐原型一致性区集变量(一致性)(a 路径)	1.001 **	1.004 **	1.006 **	1.002 **	-	-	-	-
控制了一致性后的领导动机(b 路径)	-	-	-	-	0.153 **	0.166 **	0.166 **	0.171 **
中介效应(a $\times$ b)	-	-	-	-	0.046 **	0.026 **	-0.0001	0.015 **
中介效应的 95% 置信区间	-	-	-	-	[0.014, 0.088]	[0.011, 0.046]	[-0.023, 0.021]	[0.003, 0.03]

注: $N = 639$; 表中的报告为非标准化回归系数; 中介效应的置信区间采用 Bias - Corrected Bootstrap 5 000 次进行估计; 控制变量包括年龄、工作年限、权力距离、团队规模、团队共享愿景和团队虚拟性; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$ 。

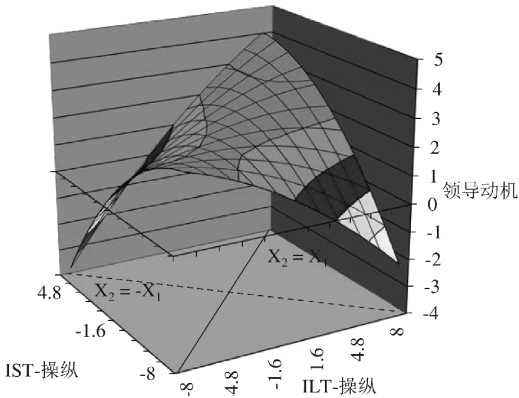


图 2 操纵维度的 ILT、IST 与领导动机间关系的响应面

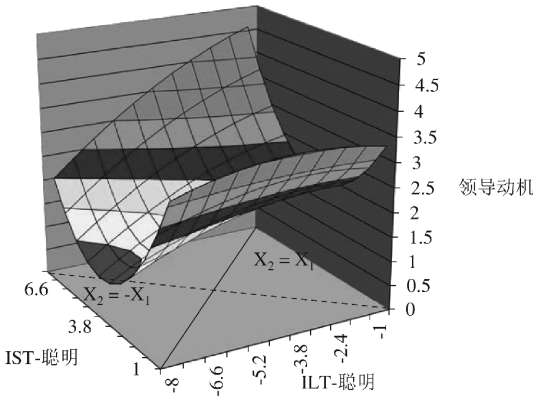


图 3 聪明维度的 ILT、IST 与领导动机间关系的响应面

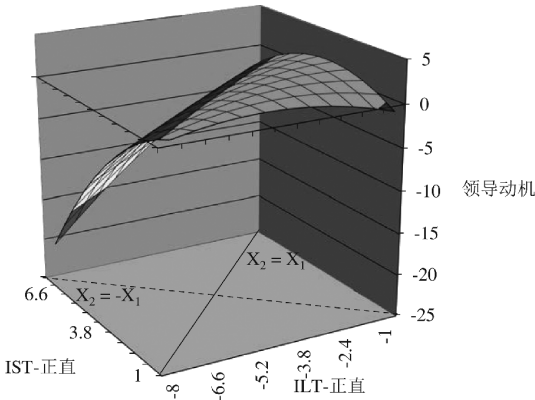


图 4 正直维度的 ILT、IST 与领导动机间关系的响应面

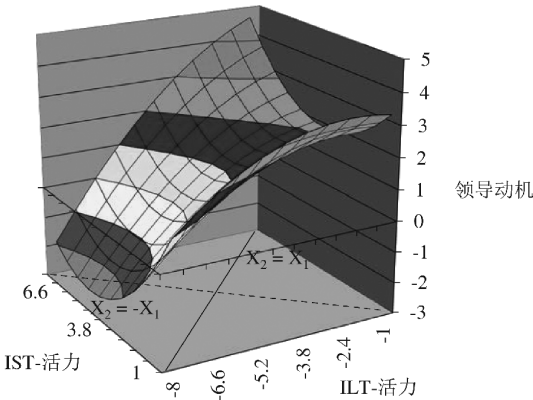


图 5 活力维度的 ILT、IST 与领导动机间关系的响应面

三、研究2:实验室实验

(一)被试和程序

本文从北京市某知名高校招募136名大学生群体参与本次实验室实验,并承诺每位被试将获得50元人民币作为实验报酬。被试被随机分到两个实验情景(高领导动机 vs. 低领导动机),并以小组的形式开展实验,小组规模为4~7人。其中,高领导动机情景65人(15个小组),低领导动机情景71人(15个小组)。他们首先需要阅读一则模拟情景材料,想象自己在一个没有正式领导的项目团队工作。主要的情景为团队成员在一个正在进行的会议上针对项目进度发表意见,并推选出一名临时项目主管。被试阅读完相应的情景材料后,就材料中提出的问题开展约30分钟的无领导小组讨论。讨论结束后,被试被要求填写相关测量量表和人口统计学信息。

本次实验共获得136份实验数据,随后,剔除了7份无差异数据,最终获得有效样本量为129份($N_{\text{高领导动机}} = 64, N_{\text{低领导动机}} = 65$),有效率为94.9%。被试的平均年龄为22.5岁, $SD = 2.75$,其中女性100人,占比77.5%,本科学历51人,占比39.5%,硕士学历50人,占比38.8%,博士学历28人,占比21.7%。

(二)测量

1. 领导动机的操纵与测量

本文研究邀请一名具有表演才能的组织行为学青年学者来扮演团队成员Chris。Chris通过小组讨论过程中的语言表达来操纵不同程度的领导动机。在高领导动机的情景下,团队成员Chris坐在圆桌的中心位置,表现出想担任临时项目主管的愿望,并积极参与问题讨论;在低领导动机的情景下,团队成员Chris坐在圆桌边缘的位置,表现出不想担任临时项目主管的意愿,在讨论中保持沉默和被动参与的态度。

领导动机的测量改编自Chan等^[33]开发的“情感认同型领导动机”量表。由于本研究采用他人评价而非自我评价的方法来测量领导动机,因此,有必要将自我评价的领导动机量表进行改编,并剔除一些不适用于他人评价的题项。改编后的

量表包含5个题项:“他更喜欢当领导而不是下属”“他对领导别人很感兴趣”“他喜欢成为项目的负责人”“他想成为工作小组的领导者”“他有掌控工作团队的倾向”。该量表使用Likert 7点计分法(1=完全没有,7=很大程度)。在本研究中,该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.969$ 。

2. 领导涌现的测量

领导涌现的测量采用Hu等^[15]改编的4题项量表,包含的题项有“他是一个团队理想的领导者”“他在团队中可以有很强影响力”“他在团队中可以被假设为领导者”和“他在团队中可以展现出领导行为”。该量表使用Likert 7点计分法(1=完全没有,7=很大程度)。在本研究中,该量表的内部一致性系数为 $\alpha = 0.934$ 。

(三)操纵检验

为了检验操纵的有效性,我们要求被试回顾刚刚讨论过程中Chris的发言和表现,并对Chris的领导动机进行测量。单因素方差分析(ANOVA)结果显示,两组领导动机存在显著差异: $M_{\text{低领导动机}} = 2.07, M_{\text{高领导动机}} = 5.64, F(1, 127) = 328.27, p < 0.001$ 。

(四)分析和结果

本文借用Mplus Version 8.3来检验假设4。在检验假设之前,我们使用验证性因子分析(CFA)来检验测量模型的效度。结果显示,两因子模型(领导动机,领导涌现)的拟合度良好($\chi^2 = 47.15, df = 26, p < 0.01, RMSEA = 0.08, CFI = 0.98, TLI = 0.98, SRMR = 0.03$)且优于单因子模型的拟合度($\chi^2 = 333, df = 27, p < 0.001, RMSEA = 0.3, CFI = 0.78, TLI = 0.71, SRMR = 0.13$)。因此,可以认为,本文研究的结果没有受到共同方法偏差的显著影响。关于描述性统计,表5显示了研究变量的均值、标准差和相关性,且领导动机与领导涌现之间存在显著的相关关系($r = 0.64, p < 0.001$)。

本文采用路径分析检验领导动机对领导涌现的影响。假设3提出领导动机对领导力涌现存在正面影响。如表6所示,我们在模型中放入预测变量(领导动机及其二次项)。为了减轻多重共线性问题,在计算二次项之前对领导动机进行了总平

均中心化处理^[55]。路径分析结果显示,领导动机对领导涌现存在积极影响($b = 0.5, SE = 0.05, p < 0.001$),领导动机二次项与领导涌现的关系并不显著($b = -0.03, SE = 0.04, ns.$),表明领导动机对领导力涌现具有正面影响,二者不存在非线性关系,假设 3 得到支持。

表 5 描述性统计与相关性分析(研究 2)

变量	Mean	SD	1	2	3	4	5
1. 性别	0.22	0.42	—	—	—	—	—
2. 年龄	22.5	2.75	0.08	—	—	—	—
3. 学历	1.82	0.77	0.03	0.82 ***	—	—	—
4. 领导动机	3.84	2.11	0.03	0.16	0.16	—	—
5. 领导力涌现	3.88	1.64	0.04	0.18 *	0.18 *	0.64 ***	1

注: $N = 129$;性别被编码为:0 = 女性,1 = 男性;学历被编码为:1 = 本科,2 = 硕士,3 = 博士;
* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

表 6 路径分析结果(研究 2)

变量	领导涌现	
	b	SE
截距	4 ***	0.21
MTL	0.5 ***	0.05
MTL ²	-0.03	0.04
Pseudo R ²	0.41	0.07

注: $N = 129$;MTL = motivation to lead (领导动机);
*** $p < 0.001$ 。

四、讨论

(一)研究发现

本文基于领导身份建构理论的内容,探讨了内隐领导原型和内隐自我原型的(不)一致性对领导动机和领导涌现的影响。通过 180 个工作团队的多时点多来源问卷调查(研究 1)和 136 名大学生群体的实验室实验(研究 2),研究结果如下。①个体的内隐领导原型与内隐自我原型的一致性越高,其领导动机越高。具体地,对于操纵、聪明和活力三个维度而言,相较于“低—低”的情形,当个体的内隐领导原型与内隐自我原型在“高一高”一致时,其领导动机更高。②对于操纵、聪明、和活力三个维度而言,个体内隐图式的一致性通过领导动机的中介机制对领导涌现产生正面影响。③领导动机对领导涌现具有正面影响,二者不存在非线性关系。

(二)理论贡献

第一,本文从内隐原型的视角为个体领导涌现的发生机制提供理论补充。领导涌现的研究普遍关注个体作为领导者的静态知觉,忽略了领导涌现是如何发生的。因此,以往研究对于个体如

何构建自身的领导身份的见解很少,但其对于我们理解领导涌现的动态发展过程至关重要。领导身份建构理论基于内隐原型的视角,为我们理解领导涌现过程提供了很好的思路,本文立足该理论的核心命题,明确内隐原型的一致性在激发个体领导动机并实现领导涌现的核心驱动效力。这一发现解释了团队成员形成非正式领导力背后的深层逻辑,验证了领导身份建构理论对内隐原型与领导涌现之间关系具有重要的解释效力。

第二,本文拓展了领导动机的研究内容。一项最近的元分析表明,个体特征(如性别、人格等)、领导自我效能感等是领导动机的前因机制^[30],而较少研究关注如何看待自己与领导者之间的关系对领导动机的影响。例如,尽管刘惠等^[24]关注到了内隐领导原型对领导动机的影响,但忽视了内隐自我原型的作用。本文在内隐原型的一致性方面,分别从操纵、聪明、正直和活力 4 个特征来细致地预测领导动机,厘清了“我像领导”与“我想当领导”之间的复杂关系,在一定程度上加深了对领导动机驱动因素的理解。另外,以往研究对领导动机与领导力涌现的关系存在不一致的看法。本文在领导身份建构理论的基础上,提出高领导动机的个体更可能被同伴视为领导者角色,通过实验室操纵检验,发现领导动机与领导力涌现之间存在积极因果关系,排除了反向因果和非线性关系的可能性^[56]。这为以往的相关研究提供了证据支持,印证了在中国情境下“毛遂自荐”就更有可能是“脱颖而出”。

第三,本文也对领导身份建构理论作出贡献^[28]。尽管领导身份建构理论自 2010 年提出以来已形成较为成熟的理论模型,但是由于该理论的观点错综复杂,所涉及的命题容易被学者忽视,较少得到实证检验。本文分析并检验内隐领导原型和内隐自我原型的一致性与领导涌现的关系,并探索领导动机的在其中扮演的中介作用,相对完整地刻画出领导身份建构的个体内化过程,深化理论和实践界对这一复杂现象的认知。此外,尽管 DeRue 等^[28]假设内隐领导原型与内隐自我原型的相似性导致更高的领导主张,但我们的结果表明,这一推论仅适用于“高一高”水平而非

“低—低”水平的相似性。因此,本研究更加明晰了内隐原型一致性与领导动机的复杂关系。

(三) 实践启示

管理者应认识到,“毛遂自荐”是促进领导涌现的有效机制。在员工个体价值凸显的当今时代,个体的成长和绩效理应是各种领导行为都应该关注的对象,目前涌现型领导被认为对个体绩效产生重要影响^[7],当领导力在团队内多个成员之间共享时,组织可以获得更高的团队绩效^[2]。因此,本文提醒管理者在进行甄选时,应注意到自告奋勇的人往往比较适合承担领导角色,而且,培养自荐技巧和能力有助于团队成员在工作团队中脱颖而出。此外,为了更好地促进领导涌现,管理者需要了解不同维度的内隐原型的一致性。这是因为在不同的情境下,内隐原型的一致性会表现为4个维度:操纵、聪明、正直和活力,他们可能以不同的方式与领导涌现有关。比如,在重视道德的组织中,正直可能比其它方面更好地预测领导涌现,而在创业的组织中,活力可能更加重要。因此,建议管理者挖掘组织中受欢迎的领导者特征,以更好地培育组织未来的领导者,也可根据组织未来的目标和价值观,开发新的内隐领导原型维度。

(四) 研究局限性与未来展望

首先,研究1的样本数据来自于同一家汽车企业,所得出的结论存在普适性问题。我们的理论和假设没有针对特定行业或文化情境,但不能排除行业或文化因素影响实证结果的可能性。未来研究可以选择不同的样本来检验研究结论的外部效度。其次,本文局限于领导身份建构理论的研究视角,提出领导动机这一路径在传导内隐原型一致性到领导涌现的中介作用。后续研究亦可整合其他理论视角探讨另外的中介机制,如领导自我认同、领导自我效能感等,从而丰富领导涌现的过程研究。再次,本文仅关注了领导身份建构理论中的个体内化机制,其他两种机制(即关系识别机制和集体认可机制)在领导涌现过程中发挥怎样的作用是未来学者应重视的关键议题。最后,尽管Schyns等^[29]表明内隐领导原型的4个维度(即操纵、聪明、正直和活力)适用于各种情境,但是部分学者

认为内隐领导原型维度结构在不同国家存在差异性,甚至在不同的组织内亦存在差异。例如,凌文铨等^[57]认为中国人的内隐领导原型的内容由个人品德、目标有效性、人际能力和多面性4个因素构成;刘惠等^[24]则从敏感性、智力、贡献性和感召力四个维度来测量内隐领导原型。不同文化情境中领导者具备不同的典型特征,这将导致员工对内隐领导原型维度存在不同的选择策略。因此,我们提倡未来学者考虑针对特定情境的测量工具,这将有助于发掘特定情境下受欢迎的领导特征。

参考文献:

- [1] 刘松博,李静雯,张凯瑞,等. 数字化转型和领导的相互影响:基于调适性结构理论的视角[J]. 外国经济与管理, 2023(10): 116-136.
- [2] CARSON J B, TESLUK P E, MARRONE J A. Shared leadership in teams: an investigation of antecedent conditions and performance[J]. Academy of management journal, 2007, 50(5): 1217-1234.
- [3] PEARCE C L. The future of leadership development: The importance of identity, multi-level approaches, self-leadership, physical fitness, shared leadership, networking, creativity, emotions, spirituality and on-boarding processes[J]. Human resource management review, 2007, 17(4): 355-359.
- [4] LIU S, JIANG K, CHEN J, et al. Linking employee boundary spanning behavior to task performance: The influence of informal leader emergence and group power distance[J]. The international journal of human resource management, 2018, 29(12): 1879-1899.
- [5] 蒋旭婷,吴小玥,范雪灵,等. 员工愤怒表达对领导力涌现的影响:温暖和感知能力的中介作用以及愤怒道歉的弥补作用[J]. 心理学报, 2023, 55(5): 812-830.
- [6] 柳波,高日光. 职场非正式领导力涌现:概念与测量[J]. 心理研究, 2023(3): 251-259.
- [7] BADURA K L, GALVIN B M, LEE M Y. Leadership emergence: an integrative review[J]. Journal of applied psychology, 2022, 107(11): 2069-2100.
- [8] COX J W, MADISON K, EVA N. Revisiting emergence in emergent leadership: an integrative, multi-perspective review[J]. The leadership quarterly, 2022, 33: 101579.
- [9] ZHU J, LIAO Z, YAM K C, et al. Shared leadership: a state-of-the-art review and future research agenda[J]. Journal of organizational behavior, 2018, 39(7): 834-852.

- [10] CHIU C, OWENS B P, TESLUK P E. Initiating and utilizing shared leadership in teams: the role of leader humility, team proactive personality, and team performance capability [J]. *Journal of applied psychology*, 2016, 101 (12): 1705-1720.
- [11] LEE-DAVIES L, KAKABADSE N K, KAKABADSE A. Shared leadership: leading through polylogue [J]. *Business strategy series*, 2007, 8(4): 246-253.
- [12] PITELIS C N, WAGNER J D. Strategic shared leadership and organizational dynamic capabilities [J]. *The leadership quarterly*, 2019, 30: 233-242.
- [13] MITCHELL T, LEMOINE G J, LEE D. Inclined but less skilled? disentangling extraversion, communication skill, and leadership emergence [J]. *Journal of applied psychology*, 2022, 107(9): 1524-1542.
- [14] VAN KLEEF G A, HEERDINK M W, CHESHIN A, et al. No cuts, no glory? how risk-taking shapes dominance, prestige, and leadership endorsement [J]. *Journal of applied psychology*, 2021, 106(11): 1673-1694.
- [15] HU J, ZHANG Z, JIANG K, et al. Getting ahead, getting along, and getting prosocial: examining extraversion facets, peer reactions, and leadership emergence [J]. *Journal of applied psychology*, 2019, 104(11): 1369-1386.
- [16] LEMOINE G J, AGGARWAL I, STEED L B. When women emerge as leaders: effects of extraversion and gender composition in groups [J]. *The leadership quarterly*, 2016, 27 (3): 470-486.
- [17] LEI L, WANG C, PINTO J. (2023). Do chameleons lead better? A meta-analysis of the self-monitoring and leadership relationship [J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, <https://doi.org/10.1177/01461672231210778>.
- [18] LURIA G, BERSON Y. How do leadership motives affect informal and formal leadership emergence [J]. *Journal of organizational behavior*, 2013, 34(7): 995-1015.
- [19] PURVANOVA R K, CHARLIER S D, REEVES C J, et al. Who emerges into virtual team leadership roles? The role of achievement and ascription antecedents for leadership emergence across the virtuality spectrum [J]. *Journal of business and psychology*, 2021, 36: 713-733.
- [20] DERUE D S, NAHRGANG J D, ASHFORD S J. Interpersonal perceptions and the emergence of leadership structures in groups: a network perspective [J]. *Organization science*, 2015, 26: 1192-1209.
- [21] ZHANG Z, WALDMAN D A, WANG Z. A multilevel investigation of leader-member exchange, informal leader emergence, and individual and team performance [J]. *Personnel psychology*, 2012, 65: 49-78.
- [22] HANNA A A, SMITH T A, KIRKMAN B L, et al. The emergence of emergent leadership: a comprehensive framework and directions for future research [J]. *Journal of management*, 2021, 47(1): 76-104.
- [23] EDEN D, LEVIATAN U. Implicit leadership theory as a determinant of the factor structure underlying supervisory behavior scales [J]. *Journal of applied psychology*, 1975, 60 (6): 736-741.
- [24] 刘惠, 许哲铭, 张琴, 等. 内隐领导理论对大学生变革型领导行为的影响: 领导动机的中介作用 [J]. *电子科技大学学报(社科版)*, 2019, 21(4): 93-100.
- [25] 孔茗, 钱小军. 被领导者“看好”的员工其行为也一定好吗: 内隐追随对员工行为的影响 [J]. *心理学报*, 2015, 47(9): 1162-1171.
- [26] LORD R G, EPITROPALI O, FOTI R J, HANSBROUGH T K. Implicit leadership theories, implicit followership theories, and dynamic processing of leadership information [J]. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2020, 7: 49-74.
- [27] EPITROPAKI O, MARTIN R. Implicit leadership theories in applied settings: factor structure, generalizability and stability over time [J]. *Journal of applied psychology*, 2004, 89: 293-310.
- [28] DERUE D S, ASHFORD S J. Who will lead and who will follow? a social process of leadership identity construction in organizations [J]. *Academy of management review*, 2010, 35(4): 627-647.
- [29] SCHYNS B, KIEFER T, FOTI R J. Does thinking of myself as leader make me want to lead? The role of congruence in self-theories and implicit leadership theories in motivation to lead [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2020, 122: 103477.
- [30] BADURA K L, GRIJALVA E, GALVIN B M, et al. Motivation to lead: a meta-analysis and distal-proximal model of motivation and leadership [J]. *Journal of applied psychology*, 2020, 105(4): 331-354.
- [31] AUVINEN E, HUHTALA M, KINNUNEN U, et al. Leader motivation as building block for sustainable leader careers: the relationship between leadership motivation profiles and leader and follower outcomes [J]. *Journal of vocational behavior*, 2020, 120: 103428.
- [32] MCCLELLAND D C, BOYATZIS R E. Leadership motive pattern and long-term success in management [J]. *Journal of applied psychology*, 1982, 67: 737-743.

- [33] CHAN K Y, DRSAGOW F. Toward a theory of individual differences and leadership: understanding the motivation to lead[J]. *Journal of applied psychology*, 2001, 86(3): 481-498.
- [34] 涂红伟, 严鸣, 周星. 工作设计对知识型员工和体力工作者的差异化影响: 一个现场准实验研究[J]. *心理学报*, 2011(7): 810-820.
- [35] GREENBERG J, ASHTON-JAMES C E, ASHKANASY N M. Social comparison processes in organizations[J]. *Organizational behavior and human decision processes*, 2007, 102: 22-41.
- [36] LEOEUF R A, SHAFIR E, BAYUK J B. The conflicting choices of alternating selves[J]. *Organizational behavior and human decision processes*, 2010, 111: 48-61.
- [37] GUILLÉN L, MAYO M, KOROTOV K. Is leadership a part of me? a leader identity approach to understanding the motivation to lead[J]. *The leadership quarterly*, 2015, 26: 802-820.
- [38] ALI A, WANG H, JOHNSON R E. Empirical analysis of shared leadership promotion and team creativity: an adaptive leadership perspective[J]. *Journal of organizational behavior*, 2020, 41(5): 405-423.
- [39] PODSAKOFF P M, MACKENZIE S B, PODSAKOFF N P. Sources of method bias in social science research and recommendations on how to control it[J]. *Annual review of psychology*, 2012, 63: 539-569.
- [40] BRISLIN R W. Back-translation for cross-cultural research[J]. *Journal of cross-cultural psychology*, 1970, 1(3): 185-216.
- [41] OFFERMANN L R, LENNEDY J K, WIRTZ P W. Implicit leadership theories: content, structure, and generalizability[J]. *The leadership quarterly*, 1994, 5: 43-58.
- [42] KENNEDY J C, CHAN K Y, HO M H R, et al. Motivation to lead as mediator of relations between the dark triad, big five, and leadership intention[J]. *Frontiers in psychology*, 2021, 12: 675347.
- [43] MELWANI S, MUELLER J S, OVERBECK J R. Looking down: the influence of contempt and compassion on emergent leadership categorizations[J]. *Journal of applied psychology*, 97(6): 1171-1185.
- [44] JAMES D L, DEMAREE R G, WOLF G. Estimating within-group interrater reliability with and without response bias[J]. *Journal of applied psychology*, 1984, 69: 85-98.
- [45] BIEMANN T, COLE M S, VOELPEL S. Within-group agreement: On the use (and misuse) of rwg and rwg(j) in leadership research and some best practice guidelines[J]. *The Leadership Quarterly*, 2012, 23: 66-80.
- [46] 仲理峰, 孟杰, 高蕾. 道德领导对员工创新绩效的影响: 社会交换的中介作用和权力距离取向的调节作用[J]. *管理世界*, 2019(5): 149-160.
- [47] DORFMAN P W, HOWELL J P. Dimensions of national culture and effective leadership in patterns[J]. *Advances in international comparative management*, 1988, 3: 127-150.
- [48] FARH J, HACKETT R D, LIANG J. Individual-level cultural values as moderators of perceived organizational support-employee outcome relationships in China: comparing the effects of power distance and traditionality[J]. *Academy of management journal*, 2007, 50(3): 715-729.
- [49] PEARCE C L, ENSLEY M D. A reciprocal and longitudinal investigation of the innovation process: the central role of shared vision in product and process innovation teams (PPITs)[J]. *Journal of organizational behavior*, 2004, 25: 259-278.
- [50] KIRKMAN B L, MATHIEU J E. The dimensions and antecedents of team virtuality[J]. *Journal of management*, 2005, 31: 700-718.
- [51] CHUDоба K M, WYNN E H, LU M, et al. How virtual are we? measuring virtuality and understanding its impact in a global organization[J]. *Information systems journal*, 2005, 15(4): 279-306.
- [52] TSAI C Y, KIM J, JIN F, et al. Polynomial regression analysis and response surface methodology in leadership research[J]. *The leadership quarterly*, 2022, 33(1): 101592.
- [53] EDWARDS J R, PARRY M E. On the use of polynomial regression equations as an alternative to difference scores in organizational research[J]. *Academy of management journal*, 1993, 36(6): 1577-1613.
- [54] SU R, ZHANG Q, LIU Y, et al. Modeling congruence in organizational research with latent moderated structural equations[J]. *Journal of applied psychology*, 2019, 104(11): 1404-1433.
- [55] AIKEN L S, WEST S G. Multiple regression: Testing and interpreting interactions[M]. Newbury Park, CA: Sage, 1991: 55-79.
- [56] 陈晓萍. 实验之美: 简单透彻地揭示因果关系[J]. *管理学季刊*, 2017(2): 1-14, 126.
- [57] 凌文轻, 方俐洛, 艾尔卡. 内隐领导理论的中国研究: 与美国的研究进行比较[J]. *心理学报*, 1991(3): 236-242.

(本文责编: 默 黎)