DOI 编码：10.3969/j.issn.1672-884x.2020.06.008

资质过剩感知与员工内部创业的曲线关系及作用机制研究

张建平[1] 刘善仕[1] 李焕荣[2]
（1. 华南理工大学工商管理学院；2. 广东财经大学 MBA 学院）

摘要： 以自我调节理论为基础，利用从 16 家科技型企业收回的 266 份两阶段调研数据，探讨了资质过剩感知与员工内部创业的关系，并考察了内部创业自我效能的中介作用及特质调节定向的调节作用。研究表明：资质过剩感知对内部创业自我效能存在倒 U 形影响，并通过内部创业自我效能对员工内部创业产生倒 U 形影响；特质调节定向调节了资质过剩感知与内部创业自我效能的关系，以及资质过剩感知通过内部创业自我效能间接影响员工内部创业的关系。具体而言，特质调节定向属防御定向主导时，资质过剩感知通过内部创业自我效能对员工内部创业的间接曲线效应更强；特质调节定向属促进定向主导时，上述间接曲线效应较弱。

关键词： 资质过剩感知；员工内部创业；内部创业自我效能；特质调节定向；曲线关系
中图法分类号： C93 **文献标志码：** A **文章编号：** 1672-884X(2020)06-0861-10

Research on the Curvilinear Relationship and Its Effect Mechanism between Perceived Overqualification and Employee Intrapreneurship

ZHANG Jianping[1] LIU Shanshi[1] LI Huanrong[2]
(1. South China University of Technology, Guangzhou, China;
2. Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou, China)

Abstract: Based on self-regulation theory, using 266 two-stage survey data recovered from 16 technology-based enterprises, the study explored the relationship between perceived overqualification and employee intrapreneurship and investigated the mediating effect of intrapreneurial self-efficacy and the moderating effect of chronic regulatory focus. The results showed that perceived overqualification had an inverted U-shaped relationship with employee intrapreneurship and this relationship was mediated by intrapreneurial self-efficacy, while chronic regulatory focus moderates this mediating effect. Specifically, when the chronic regulatory focus was dominated by prevention focus, the curvilinear indirect effect of perceived overqualification on employee intrapreneurship mediated by intrapreneurial self-efficacy was stronger, while such curvilinear indirect effect became weaker when the chronic regulatory focus was dominated by promotion focus.

Key words: perceived overqualification; employee intrapreneurship; intrapreneurial self-efficacy; chronic regulatory focus; curvilinear relationship

1 问题提出

资质过剩是指个体的教育水平、工作经验、技艺和能力等超出了其所从事工作的实际需要[1,2]。资料表明，当前全球劳动力市场普遍存在资质过剩现象。任仕达公司 2012 年的调查数据显示：全球约 47%的职工认为其资质在不同程度上高于岗位要求，而在中国的比例高达 84%[3,4]。严重的资质过剩现象背后，企业需承担更高的组织培训和用工管理的成本，若这些

收稿日期： 2019-07-02
基金项目： 国家自然科学基金资助重点项目(71832003)；国家自然科学基金资助面上项目(71572060，71772067)；广东省教育厅资助科研项目(2018GWQNCX058)

富余的人力资本不能发挥其应有效用，则会造成极大的资源浪费。鉴于资质过剩现象的普遍性，受到了来自教育学、心理学、劳动经济学和组织管理学等领域学者的广泛关注[1,5]。资质过剩有客观和感知之分，相比客观资质过剩，感知的资质过剩是影响个体态度和行为更近端的前因[2,3]。由此，心理学和组织管理学领域的研究者更倾向于关注资质过剩感知（perceived overqualification，POQ）的影响效应。

在现有文献中，众多学者基于人-岗匹配理论、相对剥削理论、资源保存理论和公平理论等广泛探索了 POQ 的负面效应，比如，损害身心健康，降低工作满意度、组织承诺和工作投入，导致偏差行为、离职倾向和实际离职等[1,3]。然而，有一些学者指出 POQ 也能导致某些积极效果，具体取决于个体如何看待其雇佣状态。例如，ERDOGAN 等[6]认为，资质过剩者拥有更多的机会跳出当前的工作范围，进而对现有体系、流程和制度等进行变革。MAYNARD[7]也指出，资质过剩者会主动改善工作环境。然而，现有文献对 POQ 的正面效应的实证探索依旧较少。自我调节理论的观点认为，现实状态和期望状态之间的差距会激活个体的自我调节过程[8]，引发其在认知、情绪和行为等方面的系列反应，自我调节的目的是缩小该差距[9]。POQ 反映了个体对现实状态（资质不能充分发挥）和期望状态（资质能被充分利用）间差距的主观感受，会使其产生“大材小用”或“怀才不遇”等不公正感[10]，亦令其难以维持自我内心和周围他人眼中的积极自我形象[4]。根据自我调节理论的观点，为了扭转局面，资质过剩者会通过自我调节来消除或缩小 POQ。已有研究发现，POQ 会促使个体采取前摄性行为[3]或工作重塑[4]等策略来缩小差距。那么，POQ 是否也影响员工内部创业（employee intrapreneurship，EI）呢？作为企业成长和经济增长的重要引擎，内部创业一直是企业界和学术界关注的热点话题[11]。然而，以往研究大多关注公司创业或创业导向，将内部创业视为由高层决策者自上而下推动的商业行动，对个体层面的 EI 关注较少[12]。

自我调节理论的研究指出，自我效能最适合于解释自我调节过程中的动机变化[9,13]。此外，LIU 等[2]认为，POQ 主要通过情绪反应和认知反应的中介过程间接影响个体行为，而自我效能是认知路径中的重要中介变量。为此，本研究将考察内部创业自我效能（intrapreneurial self-efficacy，ISE）在 POQ 与 EI 关系当中的传导作用。然而，EI 相比其他积极主动行为更为特殊，涉及机会识别、机会评估和创意实施等多个环节，个体既要能识别并把握稍纵即逝的创业机会，还要能争取到上级主管的支持以及必要的创业资源[12]。鉴于此，本研究认为，POQ 对 ISE 的影响并非简单的线性关系，会存在过犹不及效应[14]，即中低适度的 POQ 能增强 ISE，而中高过度的 POQ 会削弱 ISE，两者间呈倒 U 形关系，并最终对 EI 产生倒 U 形影响。HIGGINS[15]认为，个体在自我调节过程中具有促进定向和防御定向两种特定方式或倾向，表现为其行为趋近积极目标状态或回避消极目标状态。尽管都是通过自我调节来缩小现实状态和期望状态之间的差距，但两类调节定向所反映出的个体需求截然不同。调节定向亦有特质调节定向（chronic regulatory focus，CRF）和情境调节定向之分，前者是指个体在成长过程中逐渐形成的较稳定特质，后者则是由情境因素所诱发的暂时性倾向，具有连续工作日内显著波动的特性[16]。由此，本研究将进一步探讨 CRF 在 POQ 对 EI 的影响中发挥的权变作用。

综上所述，本研究旨在以自我调节理论为基础，探讨 POQ 与 EI 的曲线关系及作用机制。具体而言，本研究将考察 POQ 如何倒 U 形影响 ISE，进而影响 EI；并探讨 CRF 对以上倒 U 形直接和间接影响效应的调节作用，据此构建的假设模型见图 1。

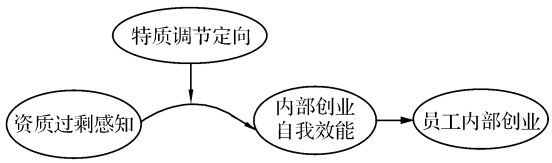


图 1　假设模型

2　文献回顾

2.1　资质过剩感知概念及研究述评

资质过剩的概念源自不充分就业，是基于技能的不充分就业子维度[1]。不充分就业主要包括三大维度：①基于时间的维度，即非自愿地从事兼职或中断性工作；②基于报酬的维度，即工资待遇等低于同等条件下的其他人；③基于技能的维度，即教育程度、经验、知识、技艺和能力等超出了所从事工作的实际需要。自 20 世纪 60 年代开始，西方发达国家逐渐加大了本国的教育投资，在各阶段教育尤其是高等教育不断扩张和全球经济停滞不前的背景下，大量的高学历者从事着低学历者能胜任的工作[17]，学

界称之为“教育过剩”。然而，教育过剩仅是资质过剩的情形之一，其他情形还包括知识过剩、工作经验过剩和技能利用不足等。随着相关研究的不断发展，心理学和组织管理学领域的学者逐渐将上述情形整合成为更高阶的概念，即资质过剩。

资质过剩有客观和感知之分，前者是指客观存在的资质高于工作所需，后者是指主观感知的资质超出工作需要。相比较而言，客观资质过剩的研究存在两大弱势：①测量问题，虽然客观资质过剩的测量能较准确地衡量教育过剩，但难以有效衡量知识、经验和技能等方面的过剩，现有客观资质过剩的研究主要测量教育过剩这一项内容[4]，一些学者认为该测量方法十分片面[18]；②作用机制问题，POQ 是影响个体态度和行为的更近端因素[2,4]，客观资质过剩只有被个体感知到，才能引发其后续的心理和行为反应。由此，心理学和组织管理学领域的相关研究主要关注 POQ 的影响效应[3]。关于 POQ 的测量，学界现存多种工具：早期的量表包括资质不匹配感知和无发展感知两个维度，随着相关研究的不断深入，愈发多的学者认为 POQ 是单维概念，且无发展感知与资质不匹感知存在较大的区分度，故无发展感知逐渐被后续研究者舍弃[1,3]。后来，一些学者开发了单维度量表，BOLINO 等[19]针对海外工作者开发了有 13 个题项的量表，主要测量海外工作者对自身学历、工作经验和能力等未被充分利用的感知；MAYNARD 等[20]基于 POQ 的高阶定义开发了有 9 个题项的量表，包括教育水平、工作经验、技艺和能力等的过剩感知，是迄今为止使用最多的量表；FINE 等[14]在 MAYNARD 等[20]的基础上进一步扩展了资质过剩的内涵，改编出了有 9 个题项关注个体认知能力的 POQ 问卷，但鲜有后续研究采用。

目前，研究 POQ 的理论基础主要有 5 种：相对剥削理论、公平理论、人-岗匹配理论、资源保存理论和自我调节理论[1~3]。除自我调节理论之外，基于其他 4 种理论的研究大多将 POQ 视为不受欢迎的现象，主要探索其负面效应。比如，基于相对剥削理论的研究认为，POQ 会让人产生强烈的被剥削感，导致员工的满意度下降、离职倾向上升[6]和心理健康受损[5]，但此方面的研究也存在特例，HU 等[10]认为，被剥削感是相对的，还应考虑同事的资质过剩情况，他们发现同事资质过剩调节了 POQ 与任务显著性、个体-群体匹配的关系，最终带来高个体绩效。基于人-岗匹配理论的研究认为，需求-能力之间的不匹配或低匹配会降低个体的积极性和满意度，导致高离职倾向[14,19]、更多的求职行为[20]，甚至让人产生愤世嫉俗的心态，最终导致反生产行为[21]。基于资源保存理论的研究认为，POQ 会让个体产生自身资源被浪费的担忧，导致其情绪耗竭、倦怠等，为了避免资源的进一步损耗，员工会疏远工作、疏远组织，甚至做出反生产行为[17]。与上述理论视角不同，自我调节理论认为，人们会通过一个有意识的自我调节过程来调整其当前的认知、情绪和行为等，努力使它们与自身目标相统一，从而加速目标的实现[22]。现有研究发现，资质过剩者也可能积极地看待其过剩资质，相信自己能够执行本职工作以外更广泛的任务，或是希望主动作为来维持积极的自我形象，最终使其做出更多有利于组织的行为，如前摄性行为[3]和工作重塑[4]等。然而，现有研究对 POQ 的正面效应的探索依旧较少。

2.2　员工内部创业

目前，有关内部创业的研究主要关注公司创业和创业导向，对个体层面的内部创业关注较少且较为分散。NEESSEN 等[12]发现，个体层面内部创业的研究逐渐被学界所重视，但目前尚无普遍认可的概念界定和广泛接受的测量工具。比如，DE JONG 等[23]将内部创业行为定义为个体员工在工作中积极参与创新、引进和利用机会，同时承担一定风险的行为；此外，他们从创新、主动性和风险承担 3 个构念的量表中，选择若干代表性题项组合起来测量内部创业行为。NEESSEN 等[12]通过文献梳理，发现内部创业者主要有如下行为表现：创新、主动、机会识别/利用、风险承担和网络行为等，并将内部创业定义为个体员工通过创新、积极主动和承担风险来识别并利用机会，以帮助组织创建新产品、流程和服务、发起自我更新或开拓新业务，进而提升组织的竞争力和业绩的过程。然而，该定义目前并无可供实证研究的量表。GAWEK 等[24]从内部创业的可能结果出发，对 EI 作了概念界定并开发了测量工具，EI 即为了帮助企业创建新业务或提升其快速响应内外部环境变化的能力，由个体员工主动代理并可预期的行为，包括商业冒险行为和战略更新行为。本研究采用 GAWEK 等[24]对 EI 所作的概念界定及其开发的量表。

2.3　理论基础

自我调节理论认为，自我调节是人类最重

要的能力特征，人们会设置目标并通过认知、动机/情绪、行为各成份引导其心理过程和行为表现来达成目标，自我调节的目的是缩小现实状态和期望状态之间的差距[9, 13]。个体的自我调节过程都始于一个目标，该目标即个体内心对期望状态的描述，现实状态和期望状态之间的差距是激活个体自我调节过程的必备条件[8]，个体会根据“现状-目标”之间的差距来整合自己的行为和努力程度。此外，自我调节还依赖于个体的信念和情感反应，与之相关的自我过程，如自我效能，尤其适合于解释自我调节过程中的动机变化[13]。BANDURA[9]认为，自我效能是个体对其能否在一定水平上完成某一活动的能力的判断、信念或整体的把握与感受。个体感知的差距越大，被激活的行为表现也就越多，但个体对努力后能否改变现状的判断也会左右其被激活的行为表现。概言之，当个体感知到现实状态和期望状态之间存在差距时，就会不断地调节自身资源（认知、情感和行为）来消除或缩小该差距。根据自我调节理论的观点，POQ 会激活资质过剩者欲改变现状的自我调节过程，使其想方设法设置一系列目标行为来消除或缩小 POQ，比如，从事内部创业活动。资质过剩者从事内部创业，能充分利用其过剩资质并建构积极的自我形象。在此过程中，资质过剩者对从事内部创业的信念和动机尤为重要，比如 ISE，若他们能积极地看待自身过剩的资质，便会对从事内部创业更有信心，从而为其自我调节过程提供积极的心理资源。基于此，本研究将以自我调节理论为基础，探讨 POQ 通过 ISE 对 EI 的影响。此外，自我调节理论的研究指出，自我调节的效果受到个体特质的影响。CRF 是个体在实现目标的自我调节过程中所表现出的较稳定的特定方式或倾向[15]。由此，本研究还将考虑 CRF 在 POQ 对 EI 的影响中可能存在的调节作用。

3 研究假设

3.1 资质过剩感知与内部创业自我效能

ISE 源自创业自我效能的概念，描述的是个体对完成内部创业初期阶段各项与创业活动相关的任务所需能力的自信程度[25]，体现了个体即使暂未获得组织的正式支持，依旧相信自己能够成功地阐述创意想法，并在今后获得组织决策者支持的信念。ISE 与创业自我效能的区别在于：前者聚焦于在现有企业内部从事创业活动，而后者则无明确的情境限制。然而，有研究发现，创业自我效能对创业意向（独立创业）的影响远大于内部创业意向（以雇员身份创业）[26]，而计划行为理论的研究已证实，行为意向是行为产生的直接原因。鉴于此，本研究选择考察 ISE 对 EI 的影响效应，而非创业自我效能。

关于自我效能的形成，GIST 等[27]指出 3 类自我评估能激发自我效能：①评估任务要求，如任务的复杂性和可控程度；②评估任务执行中的资源可得性和潜在约束；③取得特定绩效后的个人归因[3, 28]。鉴于 ISE 具有自我效能的一般属性，故以上自我评估对资质过剩者形成 ISE 同样有效[29]。首先，当资质过剩者发现任务简单且目标极易达成时，在自我实现需求的驱动下，会主动发掘自身才能和潜能[3]。由此，他们可能去寻求更广泛的任务，比如内部创业，并基于过剩的知识、技能和能力评估这些任务的可行性，这可能激发出较高的 ISE。其次，资质过剩者在评估完成某项任务所需的资源和约束时，通常会认为自己拥有更多的资源（如高超的技能、工作控制感）及较少的约束（如低工作要求、工作负荷）去承担更多职责以外的任务，比如内部创业，上述资源和约束的对比会促进 ISE 的形成[28]。最后，资质过剩者更容易出色地完成超出岗位与职责要求的任务，从而获得他人的认可和鼓励，人们往往会将这些积极的成就归功于自己的能力，这种积极的内部归因也会对 ISE 带来积极影响[28]。

然而，EI 也要历经一般创业活动所涉及的各个环节，即机会识别、机会评估和创意实施等。资质过剩者从事内部创业既要能凭借自身资质识别并把握创业机会，也要能争取到上级支持和创业资源。本研究认为，过高的 POQ 会挫败个体争取上级支持和创业资源的信心[29]。原因在于，人们通常渴望在自我内心和周围他人眼中塑造一种积极的自我形象[4]，而工作中的积极自我形象建构在对所从事工作直观体现出的个人能力的评价上[30]，故 POQ 会妨害个体建构积极的自我形象。当 POQ 极高时，个体的积极自我形象受到严重威胁，容易产生“人微言轻”的自我定位，从而削弱其争取上级支持和创业资源的信心[29]。由此，POQ 对 ISE 中涉及机会识别和涉及争取支持与资源两方面的影响截然不同，是激发和削弱的相反效应；此外，本研究认为，上述激发和削弱效应在 POQ 处于不同程度时会显著不同。鉴于此，本研究参考 MO 等[31]的分析逻辑来讨论 POQ 对 ISE 的总

效应。首先，当个体基于 POQ 进行前文所述的自我评估获得了较高的 ISE 后，POQ 的继续攀升对 ISE 的影响可能变得不再那么重要，即对 ISE 的单位增效逐渐降低，故 POQ 对 ISE 的激发效应存在边际递减趋势，呈一条上凸的上升曲线。其次，随着 POQ 从无到有、由低到高，个体渴望建构的积极自我形象逐渐从中性演变为严重威胁，由此给 ISE 造成的削弱效应可能出现几何效应，故 POQ 对 ISE 的削弱效应存在边际递增趋势，呈一条下凸的上升曲线。综上，POQ 对 ISE 的总效应为以上两条曲线合成的结果，呈倒 U 形关系。基于此，提出如下假设：

假设 1　资质过剩感知对内部创业自我效能具有倒 U 形影响。

3.2　内部创业自我效能的中介作用

现有文献绝大多数在探讨创业自我效能对创业意向的影响，发现创业自我效能会显著提升独立创业者和企业高管的创业意向，仅个别学者考察了创业自我效能对创业行为的影响[11]。计划行为理论的研究指出，行为意向是行为发生的直接原因。由此，个体创业意向的提升必然促进其创业行为的增加，故创业自我效能较高的人更可能频繁从事创业活动。具体而言，自我效能决定了个体的目标定位、实现目标的努力程度及其坚持程度，它作为一种重要的心理资源，对个体的行为具有积极影响[32]。然而，创业自我效能并无明确的情境限制，本研究关注的 EI 则聚焦于企业内部的员工创业活动。尽管吴建祖等[11]和蒋丽芹等[32]分别证实了：创业自我效能与员工的内部创业意向和中层管理者的内部创业行为显著正相关，但 DOUGLAS 等[26]研究发现，创业自我效能对创业意向（独立创业）的影响效应远大于内部创业意向（以雇员身份创业）。鉴于此，本研究认为，ISE 比创业自我效能更适合预测 EI。个体从事内部创业能充分施展其资质，且完成内部创业相关任务能给自身带来工作意义和成就感。由此，当员工拥有较高的 ISE 时，极有可能从事内部创业；相反，当个体缺乏自信，ISE 较低时，很难想象他们会从事内部创业。基于此，提出如下假设：

假设 2　内部创业自我效能对员工内部创业具有积极影响。

综上所述，当员工感知到自身资质过剩时会激活其自我调节过程[8]。在该过程中，围绕 POQ 进行的任务要求、任务执行中的资源可得性和潜在约束，以及获得特定绩效后的个人归因等自我评估能激发员工的 ISE[3]，而 POQ 所导致的个体对自我内心和周围他人眼中的积极自我形象受损的认知，会削弱他们的 ISE[29]，上述激发和削弱效应导致的净 ISE 便促使资质过剩者从事内部创业，最终达成消除或缩小 POQ 之目的。以上过程即为“差异—认知—行为”的自我调节过程。如前文所述，当 POQ 处于中低适度水平时，上述激发效应强于削弱效应且净增效逐渐减小，表现为 POQ 对 ISE 的净效应是逐渐平缓的上升曲线，在 ISE 的驱动下，资质过剩者对内部创业的投入和努力程度也逐渐增加；当 POQ 达到中高度水平时，上述削弱效应便强于激发效应且净增效逐渐增大，表现为 POQ 对 ISE 的净效应为逐渐陡峭的下降曲线，在 ISE 的影响下，资质过剩者对内部创业的投入和努力程度也逐渐减少；当 POQ 处于其对 ISE 净效应的上升区间和下降区间的拐点时，ISE 的水平最高（POQ 的单位增效为零），此时资质过剩者对内部创业的投入与努力程度也处于顶峰。基于此，提出如下假设：

假设 3　资质过剩感知通过内部创业自我效能对员工内部创业具有倒 U 形影响。

3.3　特质调节定向的调节作用

HIGGINS[15]的调节定向理论，将人们在实现目标的自我调节过程中所表现出的特定方式或倾向区分为两类，其中：“促进定向”源自人们的理想导向，主要与自我提升需求相关，表现为个体对自我成长、进步提高和取得成就等的关切；而“预防定向”源自人们的责任导向，主要与安全需求相关，表现为个体对获得保障、安全感和个人责任等的关切。此外，调节定向亦有特质和情境之分，前者是个体在成长过程中逐渐形成的较稳定特质，后者是由情境因素所诱发的暂时性倾向[16]，本研究关注的是 CRF。相关文献指出，促进定向和防御定向并非对立的两极，会在同一个体身上均有所显现，故存在“高-高”“高-低”“低-高”和“低-低”4 种极端组合情形[16]。为此，LOCKWOOD 等[33]提出用两类调节定向的得分均值之差来衡量 CRF，并考察其影响效应，差值越大（正）即属促进定向主导、越小（负）则属防御定向主导。国内学者李根强[34]和王朝晖[28]就采用过此方法，本研究亦沿用此操作法。

依上所述，POQ 对 ISE 具有倒 U 形影响并最终影响 EI。根据自我调节理论，考虑到 CRF 的作用，上述影响可能因人而异。由此，本研究根据 POQ 的不同程度进行讨论：①POQ 尚未

出现时，促进定向主导的人，最关切的是个人成长、取得理想的成就，故该阶段也会拥有较高的 ISE；相反，防御定向主导的人，最关切的是如何获得保障、安全感和履行好责任，因而会谨慎地做好本职工作，对工作以外的事情较少关注，故 ISE 也相对较低。②POQ 初现并逐渐上升时，资质过剩者逐渐能更快地完成本职工作并自由分配其智力资本和时间资源，进而促进其 ISE 的提升[27]。但对促进定向主导的人而言，他们更擅长从全面而新颖的角度思考并发现问题[34]，且在前一阶段就比防御定向主导的人拥有更高的 ISE，故 POQ 促进其 ISE 的边际效应可能比防御定向主导的人弱，换言之，促进定向主导的人在 ISE 的形成上，对 POQ 的依赖相对较弱；而防御定向主导的人则相反，他们在责任和安全意识的促使下，更专注于对现有知识资源的整合利用，力图规避创业活动的潜在风险，故在 ISE 的形成上更依赖于 POQ。如王朝晖[28]研究发现防御定向主导的个体，其 POQ 对创造力自我效能的影响更强。由此，本研究认为，POQ 在中低水平时，对 ISE 的促进作用将对防御定向主导的人更显著。③POQ 达到中高水平时，受 POQ 导致的自我内心和周围他人眼中积极自我形象严重受损的威胁[4]，POQ 的继续增长，给资质过剩者争取决策者支持和创业资源的信心带来愈发强烈的负面影响。防御定向主导的人在获得保障、安全感和履行责任等需求影响下，其从事创业活动的毅力会显著降低，致使其 ISE 被大幅削弱；而促进定向主导的人更关注成就获得，对这种负面威胁的敏感度较弱[28]，故而对 ISE 的削弱程度亦较小。基于此，提出如下假设：

假设 4 特质调节定向调节了资质过剩感知对内部创业自我效能的倒 U 形影响。即该倒 U 形影响在特质调节定向属防御定向主导时更强，属促进定向主导时较弱。

假设 5 特质调节定向调节了资质过剩感知通过内部创业自我效能对员工内部创业的倒 U 形影响。即该间接曲线效应在特质调节定向属防御定向主导时更强，属促进定向主导时较弱。

4 研究设计

4.1 研究对象与数据收集

本研究采用电子问卷调研法收集数据。过程如下：在珠三角某高校 MBA 和 EMBA 学生的帮助下，联系了本地区 16 家智能家居、智能办公和机器人等领域的科技型企业，其规模均在 200 人以上。由各企业的 HR 主管随机挑选出 20～30 名员工参与调研，并将其拉进统一的微信群，组建了 400 人的调研群。问卷设置在一个叫“乐调查”的网路平台上，非常方便将其转发至调研群，且答题界面友好。调研之前，研究者多次在群里讲解基本过程及注意事项，确保人人知晓。调研分两次完成，间隔一个月，每次为期一周。第一次调查个人信息、POQ 和 CRF，第二次调查 ISE 和 EI。调研进行中不间断地发红包进行激励，各 HR 主管也积极督促参与者完成答题，调研结束后解散微信群。问卷全部自评，两次各收回 379 份、330 份数据。以提交问卷的手机或电脑 IP 进行数据配对，剔除无法配对、答题不完整、明显乱填及前后逻辑矛盾的数据后获得 266 份有效样本。其中：男性 155 人(58.27%)；24 岁以下 18 人，24～30 岁 104 人，31～40 岁 89 人，41～50 岁 46 人，51 岁以上 9 人；高中及以下 5 人，中专或大专 42 人，本科 136 人，硕士 76 人，博士 7 人；任期在 1 年内 65 人，1～3 年 92 人(不含 3)，3～5 年 59 人(不含 5)，5～10 年 37 人(不含 10)，10 年以上 13 人；61 人有在外参与或独立创业的经历。

4.2 变量测量

(1)**资质过剩感知**(P) 该变量的测量采用 MAYNARD 等[20]编制的量表，共 9 个题项，如“我的工作所要求的学历低于我所拥有的学历”等。该量表的 α 系数为 0.816。

(2)**特质调节定向**(C) 该变量的测量采用 LOCKWOOD 等[33]开发的量表，原始量表共 18 个题项，被试为在校大学生，有 4 个题项跟学业有关，本研究仅采用与学业无关的另外 14 个题项，其中两类调节定向各 7 个题项。促进定向如“我经常设想如何实现自己的理想与抱负”，防御定向如“我经常思考如何避免生活中的失败”等。参照 LOCKWOOD 等[33]的做法，本研究采用促进定向和防御定向的均值之差来衡量特质调节定向，差值越大属促进定向主导、越小则是防御定向主导。该量表的整体 α 系数为 0.782。

(3)**内部创业自我效能**(I) 该变量的测量采用 GLOBOCNIK 等[25]编制的量表，共 10 个题项，如“对自己能产生新的商业创意很有信心”等。该量表的 α 系数为 0.852。

(4)**员工内部创业**(E) 该变量的测量采用 GAWEK 等[24]开发并多次检验过的量表，包括商业冒险行为和战略更新行为两个维度，各 4 个题项，本研究将其作为整体来考察。商业

冒险的题项，如“我从事着建立新业务单元的活动”；战略更新的题项，如“我从事着实现组织变革的活动”等。该量表的整体 α 系数为 0.909。

本研究中，以上变量的测量均采用李克特 5 点计分法，范围从 1（非常不符合）到 5（非常符合）。此外，参照现有关于个体层面内部创业的研究，选取了性别、年龄、学历、组织任期和创业经历作为控制变量，具体编码方式如下：男、女分别用 1、2 表示；有、无在外参与创业或独立创业的经历则分别用 1、0 表示；学历信息方面，高中及以下、中专或大专、本科、硕士、博士学历分别用 1～5 表示；年龄和组织任期也相应划分成 5 个区间并用 1～5 表示。

5　研究结果

5.1　问卷的效度及共同方法偏差检验

本研究的数据均为员工自评的态度和行为结果，尽管采取了两阶段调研设计，仍不能完全避免共同方法偏差带来的影响。为了检验数据的同源偏差及变量间的区分效度问题，首先用 SPSS 21.0 做 Harman 单因素检验，发现未经旋转的第一因子仅占 20.28% 的变异，初步说明数据的共同方法偏差问题不严重。其次，借助 Mplus 7.4 对 POQ、促进定向和防御定向、ISE 和 EI 做验证性因子分析，采用稳健极大似然估计法做参数估计，结果见表 1。由表 1 可知，五因子模型的拟合效果最佳（$\chi^2/df<3$，$RMSEA$、$SRMR<0.08$，CFI、$TLI>0.9$），其余竞争模型的拟合效果均不理想。说明本研究中各变量间的区分效度较好，也进一步说明数据的同源偏差问题不严重，可以进行下一步分析。

表 1　验证性因子分析结果（$N=266$）

模型	χ^2	df	χ^2/df	$RMSEA$	CFI	TLI	$SRMR$
五因子模型	1 761.975	725	2.43	0.056	0.940	0.928	0.064
四因子模型	2 173.347	730	2.98	0.072	0.878	0.863	0.085
三因子模型	3 550.135	734	4.84	0.083	0.740	0.724	0.105
二因子模型	5 352.831	737	7.26	0.102	0.632	0.611	0.133
单因子模型	7 270.401	740	9.82	0.138	0.491	0.468	0.176

注：五因子模型：所有变量均独立负荷于一个因子；四因子模型：P，促进定向＋防御定向，I，E；三因子模型：P，促进定向＋防御定向，$I+E$；二因子模型：P＋促进定向＋防御定向，$I+E$；单因子模型：所有变量归为一个因子。

5.2　描述性统计结果

各变量的均值、标准差及其相关系数见表 2。由表 2 可知，P 与 I（$r=0.144$，$p<0.05$）显著正相关，与 E（$r=0.051$，ns）不显著相关；P^2 与 I（$r=0.123$，$p<0.05$）、E（$r=0.179$，$p<0.01$）显著正相关；I 与 E（$r=0.402$，$p<0.001$）显著正相关；C 与 P（$r=-0.112$，ns）、P^2（$r=0.095$，ns）不显著相关，与 I（$r=0.374$，$p<0.001$）、E（$r=0.190$，$p<0.01$）显著正相关。以上结果为下文探索变量间的关系提供了必要的依据。

表 2　变量的均值、标准差及相关系数（$N=266$）

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 性别	1.420	0.494										
2 年龄	2.840	1.046	−0.117^{+}									
3 学历	3.140	0.778	−0.175**	0.010								
4 组织任期	2.860	1.498	−0.052	0.414**	−0.196**							
5 创业经历	0.223	0.421	−0.070	0.303**	−0.082	0.262**						
6 P	0.000	0.672	−0.081	0.031	0.047	0.019	−0.099	(0.816)				
7 P^2	0.450	0.579	0.015	0.053	0.007	0.018	0.126*	0.176**				
8 I	3.291	0.680	−0.181**	0.206**	0.224**	0.112^{+}	0.185**	0.144*	0.123*	(0.852)		
9 C	0.365	0.721	−0.102^{+}	0.098	0.245**	−0.040	0.114^{+}	−0.112	0.095	0.374***		
10 E	3.126	0.654	−0.077	0.270**	0.080	0.210**	0.265**	0.051	0.179**	0.402***	0.190**	(0.909)

注：+、*、**、*** 分别表示 $p<0.1$、$p<0.05$、$p<0.01$、$p<0.001$，双尾检验；POQ 已中心化处理，下同。

5.3　假设检验结果

本研究利用 Mplus 7.4 进行假设检验。在数据分析之前，自变量 P 和调节变量 C 均已中心化处理，P^2 以及 $P\times C$、$P^2\times C$ 均是在中心化处理后的数据基础上运算得到。首先，本研究对 P 与 I、E 之间的主效应进行检验，结果见表 3。由表 3 可知，在模型 1 中，P 与 I 的线性关系不显著（$\beta=0.109$，ns）；模型 2 在模型 1 的基础上增加了 P^2，结果显示 P^2 的系数显著（$\beta=-0.225$，$p<0.01$，$\Delta R^2=0.073$），说明 P 与 I 之间存在倒 U 形关系。同样，在模型 4 中，P 与 E 的线性关系不显著（$\beta=0.075$，ns）；模型 5 在模型 4 的基础上增加了 P^2，结果显示 P^2 的系数显著（$\beta=-0.163$，$p<0.01$，$\Delta R^2=0.045$），说明 P 与 E 之间也存在倒 U 形关系。接下来，在模型 5 的基础上对 I 予以控制得到模型 7，结果显示 I 的系数显著（$\beta=0.392$，$p<0.01$，$\Delta R^2=0.031$），而 P（$\beta=0.073$，ns）和 P^2（$\beta=-0.122$，ns）的系数不再显著，说明 P 对 E 的影响是通过 I 间接产生的。通过检验发现，P

表 3　层级回归结果($N=266$)

模型	I			E				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
性别	−0.142^{+}	−0.147^{+}	−0.119	−0.030	−0.018	−0.018	0.035	0.023
年龄	0.074^{+}	0.074^{+}	0.058	0.102*	0.104*	0.094*	0.078	0.074
学历	0.195**	0.194**	0.126*	0.096^{+}	0.099*	0.056	0.029	0.014
组织任期	0.027	0.028	0.036	0.050^{+}	0.047^{+}	0.051^{+}	0.038	0.039
创业经历	0.175^{+}	0.157	0.114	0.208*	0.250*	0.203*	0.192*	0.163
P	0.109	0.146	0.152	0.075	0.108	0.136	0.073	0.112
P^2		−0.225**	−0.215**		−0.163**	−0.179**	−0.122	−0.143
C			0.199*			0.185*		0.137
$P\times C$			0.216*			0.161**		0.108
$P^2\times C$			0.103**			0.057*		0.059
I							0.392**	0.339**
常数项	3.053***	3.267***	3.248***	2.889***	3.078***	3.141***	2.069***	2.203***
R^2	0.148**	0.221**	0.273**	0.131**	0.176**	0.244*	0.207**	0.305**
ΔR^2	0.148**	0.073**	0.052**	0.131**	0.045**	0.068*	0.031**	0.061**

通过 I 对 E 的间接曲线效应显著($\beta=-0.088$，$p<0.01$)，进一步分析证实该间接曲线效应的 95%置信区间为[−0.210，−0.014]。综上所述，假设 1～假设 3 均得以验证。

接下来，本研究重点检验 C 的调节效应。表 3 中，模型 3 在模型 2 的基础上增加了 C、$P\times C$和 $P^2\times C$，结果显示 $P^2\times C$ 的系数显著($\beta=0.103$，$p<0.01$，$\Delta R^2=0.052$)，说明 C 调节了 P 与 I 之间的倒 U 形关系，故假设 4 成立，且进一步验证了假设 1。同样，在模型 5 的基础上增加 C、$P\times C$ 和 $P^2\times C$ 得到模型 6，结果显示 $P^2\times C$ 的系数显著($\beta=0.057$，$p<0.05$，$\Delta R^2=0.068$)，说明 C 同样调节了 P 与 E 之间的倒 U 形关系，初步支持了假设 5。在此基础上，本研究对上述调节效应进行了简单斜率检验，结果见表 4。由表 4 可知，当 C 较低时，P 与 I、E 的倒 U 形关系较强；当 C 较高时，P 与 I、E 的倒 U 形关系较弱。此外，为了更加直观地呈现上述关系，本研究画出了 C 调节效应的曲线图，分别见图 2 和图 3。由图 2 可知，当 C 属防御定向主导时(低 C)，P 与 I 呈明显的倒 U 形曲线关系，曲线两端陡峭、倾斜度大，即 P 与 I 之间的倒 U 形趋势更强；当 C 属促进定向主导时(高 C)，P 与 I 的关系是一条先陡峭后平缓的上升曲线，倒 U 形趋势较弱。同样，图 3 反映了 C 对 P 与 E 之间倒 U 形关系的调节效应，图 3 与图 2 的曲线走势大致相似。总体而言，图 2 和图 3 更直观地呈现了表 4 所包含的信息。此外，本研究在模型 6 的基础上对 I 进行控制得到模型 8，结果显示 I 的系数显著($\beta=0.339$，$p<0.01$，$\Delta R^2=0.061$)，其余各变量的系数则不再显著，故假设 5 中提出的被调节中介效应得到了初步验证。综上所述，假设 4 成立、假设 5 得到初步支持。

表 4　CRF 对 POQ 与 ISE、EI 间倒 U 形关系的调节效应的简单斜率检验($N=266$)

结果变量	调节变量(C)	β				
		POQ 极低	POQ 低	POQ 中等	POQ 高	POQ 极高
I	低(−1SD)	1.18**	0.54*	−0.03	−0.60*	−1.24**
	高(+1SD)	0.80*	0.58*	0.40^{+}	0.18	−0.05
E	低(−1SD)	0.89*	0.42*	−0.01	−0.43*	−0.90*
	高(+1SD)	0.77*	0.52*	0.31	0.09	−0.15

注：SD 表示标准差，下同。

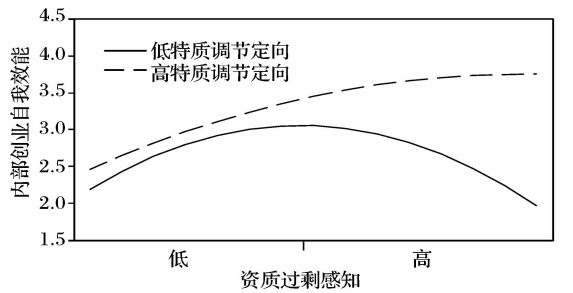


图 2　CRF 对 POQ 与 ISE 间倒 U 形关系的调节效应

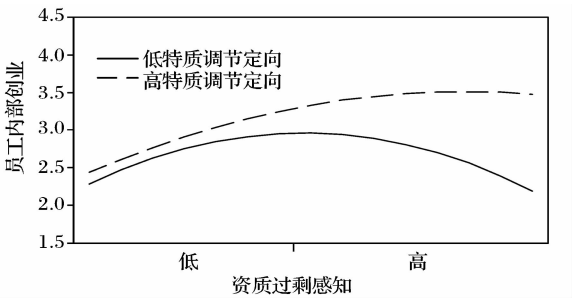


图 3　CRF 对 POQ 与 EI 间倒 U 形关系的调节效应

进一步地，本研究检验假设 5 中所提出的被调节中介效应，采用 HUANG 等[35]使用的蒙特卡罗分析法，考察 P 通过 I 对 E 的间接效应，在 C 得分低与高的不同情形下是否存在显著差异。该方法在低于、高于调节变量(C)均值 1 个标准差的条件下，分别模拟前因变量(P)处于极低(均值−2 个标准差)、低(均值−1 个标准差)、中等(均值)、高(均值+1 个标准差)和极高(均值+2 个标准差)5 种情形时通过中介变量(I)对结果变量(E)产生的间接效应，

结果见表5。由表5可知，当C属防御定向主导时(低C)，P对E的间接效应在P处于极低($\beta=0.400$，$p<0.05$)、低($\beta=0.183$，$p<0.05$)、高($\beta=-0.203$，$p<0.05$)和极高($\beta=-0.420$，$p<0.05$)4种情形时显著，而在P为中等时(均值)($\beta=-0.010$，ns)不显著，即P处于中低适度水平时，对E具有正向间接影响；而当P上升到中高过度水平时，对E有负向间接影响。相反，当C属促进定向主导时(高C)，P对E的间接效应仅在P处于极低($\beta=0.271$，$p<0.05$)和低($\beta=0.197$，$p<0.05$)两种情形时显著，而在P达到中等及以上时不再显著。由此可见，在C得分低、高两种情形下，P通过I对E的间接曲线效应存在显著差异，故假设5成立。

表5　被调节的中介作用($N=266$)

前因变量(P)	结果变量(E)			
	调节变量(C)低(−1SD)		调节变量(C)高(+1SD)	
	间接效应	95%置信区间	间接效应	95%置信区间
极低(−2SD)	0.400*	[0.051，0.569]	0.271*	[0.042，0.437]
低(−1SD)	0.183*	[0.047，0.352]	0.197*	[0.039，0.304]
中等(均值)	−0.010	[−0.082，0.021]	0.136	[−0.031，0.259]
高(+1SD)	−0.203*	[−0.406，−0.026]	0.061	[−0.024，0.115]
极高(+2SD)	−0.420*	[−0.512，−0.059]	−0.017	[−0.072，0.039]

注：Bootstrap抽样10 000次。

6　研究结论与讨论

本研究以自我调节理论为基础，探讨了POQ与EI的曲线关系及作用机制，主要结论如下：①POQ对ISE和EI存在倒U形影响；②ISE中介了POQ与EI的倒U形关系；③CRF调节了POQ与ISE的关系，该关系在促进定向占主导时是一条先陡峭后平缓的上升曲线，而在防御定向占主导时是一条两端均陡峭的倒U形曲线；④CRF调节了POQ通过ISE间接影响EI的关系，该间接曲线效应在防御定向占主导时更强，而在促进定向占主导时较弱。

6.1　理论贡献

本研究的结论具有一定的理论意义：①拓展了POQ的影响后果及其形式的研究。本研究揭示了POQ在一定水平时具有积极效应，证实POQ对EI存在倒U形影响，为探索POQ的有效性及其相关研究奠定了一定的理论基础。此外，扩展了个体层面内部创业前因的研究。②揭示了POQ“有条件”的积极效应的“黑箱”。本研究基于自我调节理论，建构了“感知差异-自我效能-行为产出”的自我调节理论模型，检验了ISE在POQ与EI关系间的传导作用。③丰富了POQ影响效应的边界条件。本研究证实了个体CRF会导致POQ引发的自我调节过程发生变化，POQ对EI的间接曲线效应在防御定向占主导时更强、促进定向占主导时更弱。

6.2　研究不足与展望

本研究也存在若干局限和不足：①数据均为员工自评。虽然采取了两阶段调研设计来弥补缺陷，但相关性较高的ISE和EI属同一时间点测量，故无法完全避免同源偏差问题；尽管统计检验结果表明该问题并不严重，但后续研究仍可借助第三方评价(领导或同事)来测量EI以减少同源偏差干扰。②基于自我调节理论仅探讨了POQ影响EI的认知路径作用机制，后续研究需对情绪路径等其他作用机制做更广泛的探索，以丰富POQ和EI的研究。③仅考察了个体资质过剩感知的影响效应，忽略了同事资质过剩的影响，后续研究应考虑同事资质过剩或资质过剩差异化的潜在影响。④样本均来自创业活动较活跃的智能家居、智能办公和机器人等领域的科技型企业，且这些企业都来自珠三角地区，故研究结论的普适性可能存在一定局限，后续研究应纳入更多行业和地区的样本来检验模型的外部效度。

参　考　文　献

[1] MCKEE-RYAN F M，HARVEY J. “I have a job，but...”：a review of underemployment[J]. Journal of Management，2011，37(4)：962-996.

[2] LIU S，WANG M. Perceived overqualification：a review and recommendations for research and practice[J]. Research in Occupational Stress and Well Being，2012，10(1)：1-42.

[3] ZHANG M J，LAW K S，LIN B. You think you are big fish in a small pond? Perceived overqualification，goal orientations，and proactivity at work[J]. Journal of Organizational Behavior，2016，37(1)：61-84.

[4] LIN B，LAW K，ZHOU J. Why is underemployment related to creativity and OCB? A task crafting explanation of the curvilinear moderated relations[J]. Academy of Management Journal，2017，60(1)：156-177.

[5] FELDMAN D C. The nature，antecedents and consequences of underemployment[J]. Journal of Management，1996，22(3)：385-407.

[6] ERDOGAN B，BAUER T N，PEIRO J M，et al. Overqualified employees：making the best of a potentially bad situation for individuals and organizations[J]. Industrial and Organizational Psychology，2011，4(2)：215-232.

[7] MAYNARD D C. Directions for future underemployment research：measurement and practice[M]// MAYNARD D C，FELDMAN D C. Underemployment：psychological，economic，and social challenges. New York：Springer，2011：253-276.

[8] YEOW J B，MARTIN R. The role of self-regulation in developing leaders：a longitudinal field experiment[J]. The Leadership Quarterly，2013，24(5)：625-637.

[9] BANDURA A. The social foundations of thought and action: a social cognitive theory[M]. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1986.

[10] HU J, ERDOGAN B, BAUER T N, et al. There are lots of big fish in this pond: the role of peer overqualification on task significance, perceived fit, and performance for overqualified employees[J]. Journal of Applied Psychology, 2015, 100(4): 1228-1238.

[11] 吴建祖,李英博.感知的创业环境对中层管理者内部创业行为的影响研究[J].管理学报,2015,12(1):111-117.

[12] NEESSEN P C M, CANIELS M C J, VOS B, et al. The intrapreneurial employee: toward an integrated model of intrapreneurship and research agenda[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, 2019, 15(2): 545-571.

[13] 乐国安,纪海英.班杜拉社会认知观的自我调节理论研究及展望[J].南开学报(哲学社会科学版),2007(5):118-125,134.

[14] FINE S, NEVO B. Too smart for their own good? A study of perceived cognitive overqualification in the workforce[J]. International Journal of Human Resource Management, 2008, 19(2): 346-355.

[15] HIGGINS E T. Beyond pleasure and pain[J]. The American Psychologist, 1997, 52(12): 1280-1300.

[16] LANAJ K, CHANG C H, JOHNSON R E. Regulatory focus and work-related outcomes: a review and meta-analysis[J]. Psychological Bulletin, 2012, 138(5): 998-1034.

[17] 赵李晶,张正堂,宋锟泰,等.基于资源保存理论的资质过剩与员工时间侵占行为关系研究[J].管理学报,2019,16(4):506-513.

[18] MALTARICH M A, REILLY G, NYBERG A G. Objective and subjective overqualification: distinctions, relationships, and a place for each in the literature[J]. Industrial and Organizational Psychology, 2011, 4(2): 236-239.

[19] BOLINO M C, FELDMAN D C. The antecedents and consequences of underemployment among expatriates[J]. Journal of Organizational Behavior, 2000, 21(8): 889-911.

[20] MAYNARD D C, JOSEPH T A, MAYNARD A M. Underemployment, job attitudes, and turnover intentions[J]. Journal of Organizational Behavior, 2006, 27(4): 509-536.

[21] LUKSYTE A, SPITZMUELLER C. When are overqualified employees creative? It depends on contextual factors[J]. Journal of Organizational Behavior, 2016, 37(5): 635-653.

[22] SCHEIER M F, CARVER C S, BRIDGES M W, et al. Optimism, pessimism, and psychological well-being[R]. Washington, DC: American Psychological Association, 2001: 189-216.

[23] DE JONG J P J, PARKER S K, WENNEKERS S, et al. Entrepreneurial behavior in organizations: does job design matter? [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2013, 39(4): 981-995.

[24] GAWEK J C, GORGIEVSKI M J, BAKKER A B. Employee intrapreneurship and work engagement: a latent change score approach[J]. Journal of Vocational Behavior, 2017, 100: 88-100.

[25] GLOBOCNIK D, SALOMO S. Do formal management practices impact the emergence of bootlegging behavior? [J]. Journal of Product Innovation Management, 2015, 32(4): 505-521.

[26] DOUGLAS E J, FITZSIMMONS J R. Intrapreneurial intentions versus entrepreneurial intentions: distinct constructs with different antecedents[J]. Small Business Economics, 2013, 41(1): 115-132.

[27] GIST M E, MITCHELL T B. Self-efficacy: a theoretical analysis of its determinants and malleability[J]. Academy of Management Review, 1992, 17(2): 183-211.

[28] 王朝晖.大材小用的员工如何发挥创造力?——愤怒、创造自我效能和调节定向的作用[J].研究与发展管理,2018,30(5):92-103.

[29] 王春国,陈刚.体面劳动、创新自我效能与员工创造力:中国情境下组织文化的调节作用[J].管理评论,2018,30(3):140-149.

[30] ERDOGAN B, BAUER T N. Perceived overqualification and its outcomes: the moderating role of empowerment[J]. Journal of Applied Psychology, 2009, 94(2): 557-565.

[31] MO S, LING C D, XIE X Y. The curvilinear relationship between ethical leadership and team creativity: the moderating role of team faultiness[J]. Journal of Business Ethics, 2019, 154(1): 229-242.

[32] 蒋丽芹,方洁.伦理型领导对员工内创业意愿的影响机制研究[J].科技进步与对策,2018,35(9):138-144.

[33] LOCKWOOD P, 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.

[34] 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.

[35] HUANG X, XU E, HUANG L, et al. Nonlinear consequences of promotive and prohibitive voice for managers' responses: the roles of voice frequency and LMX[J]. Journal of Applied Psychology, 2018, 103(10): 1101-1120.

(编辑　丘斯迈)

通讯作者:刘善仕(1966～),男,江西吉安人。华南理工大学(广州市　510641)工商管理学院教授、博士研究生导师。研究方向为组织行为与人力资源管理。E-mail: bmssliu@scut.edu.cn