

假装是个好人，真的成了好人*

——印象管理驱动的 OCB 对道德许可与偏差行为的抑制效应研究

• 关 涛 殷玉芳 季 萍

(华东理工大学商学院 上海 200237)

【摘 要】为了揭示印象管理动机支配的组织公民行为对道德许可及职场偏差行为的影响，本研究基于道德平衡理论，从自我推销和示范效应两个印象管理动机出发，构建了表演型组织公民行为对道德许可及后续职场偏差行为抑制效应的链式调节中介模型。通过问卷调研与假设检验，发现员工出于自我推销和示范两种自利动机而表演的组织公民行为，在道德平衡与补偿心理的作用下，会触发员工对于虚假自我的道德感知与反思；这些“形式”上的“好人好事”不仅不会使员工产生道德优越感，反而会降低自我道德评价，因而会抑制道德许可及后续职场偏差行为。另外，员工的内疚情绪在链式中介路径中起到了强化调节作用，即对于高内疚感的员工，表演型组织公民行为对道德许可及偏差行为的抑制作用更加明显。本研究对印象管理做了一定程度的正名，即员工为了印象管理而表演好人好事，最初主观的自利动机最后却带来了客观的利他结果。这也提示管理者不必太担心员工为了自利而表演好人好事，因为这些出于自利动机的组织公民行为越多，就越可能制约他们后续的不道德行为。

【关键词】印象管理 组织公民行为 内疚感 道德许可 职场偏差行为

中图分类号：C936 文献标识码：A

1. 引言

组织公民行为 (Organizational Citizenship Behavior, OCB) 是员工基于个体主动性而表现出来的、不能被划入组织正式考核体系内的角色外行为。例如，员工在工作之余使用自己的资源帮同事完成任务，或是主动分享知识等，有助于同事及组织绩效的提升。它通常无法得到组织的回报，是一种

* 基金项目：国家社会科学基金一般项目“裁员频次与工作不安全感的全效应研究” (20BGL133)；中央一流学科建设引导专项“华东理工大学工商管理学科博士点建设”项目 (SLN00254003)。

通讯作者：殷玉芳，E-mail: yinyufang_zg@126.com。

纯粹的善行,因而实施 OCB 会给人留下“好员工”的印象 (Hughes et al., 2023)。OCB 是员工心甘情愿的付出,是对组织做出贡献和价值表现的重要手段。过往研究及管理实践发现,OCB 对于改善任务绩效和组织文化、提升企业创新能力、形成应对环境变化的快速反应能力、推动知识分享等有诸多益处,并能弥补正式制度管理的不足,因而受到管理者越来越多的关注。

然而,员工较多的 OCB 也会产生不好的后果。道德许可由道德平衡理论发展而来,该理论提出既往善行会提升行为人的自我道德评价,当这种评价高于自我道德认知平衡点后,会产生道德许可并导致不道德行为 (Susewind & Hoelzl, 2014)。例如,有研究发现,组织中的人际关爱是 OCB 的一种重要构成,其提供者身上也会同时表现出排斥、虐待同事的偏差行为,这就与道德许可的中介有关 (关涛等, 2021)。事实上,OCB 虽然可能无法得到组织的物质利益回报,但基于社会交换,OCB 形成的好员工形象,潜移默化地赋予施行者一定的道德特权回报,会令他人对自己的非伦理行为进行道德美化,或给予更轻的惩罚,这同样会增加道德许可倾向 (Perkins et al., 2024)。此时,真实的“好公民”,以后可能会变成“坏士兵” (Yam et al., 2017)。

上述研究建立在 OCB 是利他动机支配且为主动真实的善行基础上。现实中还存在表演型,也可以称其为“形式上”的 OCB (Bolino, 1999)。基于印象管理的研究认为,OCB 的动机并不一定是利他的,也可能是自利的,这源于组织对实施 OCB 的员工进行的奖励 (Bolino, 1999; Salamon & Deutsch, 2006)。如员工因个人利益需要而刻意塑造好的形象,并借此得到更高的道德评价或增加晋升机会 (Hui et al., 2000)。此时,“形式上”的好事并不能完全证明个体是真正的“好人”,因而印象管理驱动下的 OCB 就变为个体通过非绩效手段获取个人利益的工具,已失去了善行的纯粹性。出于印象管理的 OCB 行为人,能明确辨别自己的自利动机,也能认识到自己在组织中树立的“好人”形象只是伪装出来的虚假形象。如果用道德平衡理论推理,这种伪装出来的 OCB 不会让员工自认为是有道德的或高尚的,可能就无法提升自我道德感知水平。现有文献对 OCB 提升道德许可的研究结论,均以真实和利他动机的 OCB 为基础,出于印象管理的自利型 OCB 是否会引发道德许可,无法从现有文献中找到答案。本研究将这种出于印象管理驱动的 OCB 统称为“表演型 OCB”。

另外,表演型 OCB 与真实 OCB 还有一些心理区别不容忽视,那就是认知失调导致的内疚感,它对道德许可的影响也需要关注。真实 OCB 是“本色出演”,行为驱动力是较为纯粹的利他动机,自我动机认知与外在“好形象”的评价是一致的,不会出现认知失调。而表演型 OCB 是出于个人利益而“表演”好人好事,自利动机和外在形象不一致会引发认知失调,进而产生心理愧疚。内疚感本质上是个人的道德反思,它会引发对自己表演而来的好人形象做更加深入的道德批判,并可能导致对自己伪装 OCB 做出不道德的评价,或至少是一种“形式”上的不道德 (Leary & Kowalski, 1990)。综上推理,印象管理驱动的 OCB,在内疚感引发道德反思后,会怀疑甚至批判自己之前表演 OCB 的道德性,自我道德感知也会因此降低。如此一来,表演 OCB 可能并不会使行为者获得许可效应和做坏事的权利。相反,在内疚感的作用下,他们可能会选择做一个真正的好人,来弥补形式上的不道德。按照道德平衡动机来推理,伪装 OCB 在高内疚感的道德反思情境中,道德天平会倾向于“不道德端”,个体应该会在后续选择道德行为或减少不道德行为进行补偿,以使道德天平重新回到平衡状态。尤其是出于内疚,组织中受印象管理驱动而表演 OCB 的形式上的“好公民”,可能最后依然是个“好公民”,而不会转变为“坏士兵”。也就是说,道德许可是一种做坏事的心理授权,道德许可

和职场偏差行为表现出来的是不道德动机和不道德行为, 按照道德反思的结果, 在动机和行为两个阶段都可能存在着内疚感。在产生道德许可这个做坏事的动机之时, 以及产生道德许可后做出职场偏差行为这些坏事之时, 内疚感有可能先后在这两个阶段产生调节作用。而现有文献并没有讨论内疚感在道德许可形成过程中的作用。

基于上述问题, 从表演型 OCB 与真实 OCB 的差异出发, 利用道德平衡理论, 本文构建了“印象管理-OCB-道德许可-职场偏差行为”的双重中介模型, 用于反映印象管理对职场偏差行为的抑制效应; 此外, 考虑到道德完整性由动机、认知及情感共同组成, 本研究引入内疚感作为调节变量, 分析高内疚情境是否会强化“形式”上的“假”OCB 对道德许可的抑制作用; 通过问卷调研对这个链式调节中介模型进行验证。研究结论或许能够解释职场中“弄假成真”的矛盾现象: 出于印象管理动机而扮演的“形式”上的 OCB, 并没有像真实 OCB 那样, 给予员工做坏事的道德许可, 反而因为道德反思减少了后续的不道德行为。本研究通过实证将印象管理与道德平衡联系起来, 拓宽并细化了道德许可理论的研究范畴。

2. 理论基础与研究假设

2.1 印象管理对 OCB 的影响

Jones 和 Pittman (1982) 确认了五种印象管理动机: 自我推销、谄媚、示范、恐吓、恳求。Salamon 和 Deutsch (2006) 认为每种印象管理动机所要达到的目的不尽相同, OCB 作为一种行动策略, 只与自我推销和示范两种动机有关。因此, 本研究主要选取印象管理动机中的自我推销和示范, 来分析这两种印象管理动机支配的 OCB 对道德许可的影响。

2.1.1 自我推销与组织公民行为

自我推销有明确的目标导向, 是为了产生特定的自我形象而操纵他人的评价 (Salamon & Deutsch, 2006)。自我推销在印象管理的任何动机分类中都很突出, 旨在提升他人对自己的地位、能力和吸引力评价, 包括自豪地指出自己的成就, 直接谈论自己的优势和才能, 并对成就做出内部而不是外部的归因, 从而创建一种积极的外部形象 (Rudman, 1998)。为了实现自我推销的目的, 必须努力规划和管理自己的行为, 以传达预期的自我形象。对于以在组织中树立良好形象为目标的员工, 自我推销的动机会驱动他们不断展示自己, 对自我形象进行公共描绘和战略性传达, 并在后续行为中尽可能表现出亲组织行为, 来印证积极的外部形象 (Jones & Pittman, 1982), OCB 的利他动机及助人形象与其不谋而合。

员工会通过实施 OCB 影响领导或同事, 希望获取他们的情感和能力信任, 借此获得有利的资源配置和更高的权力。因此, 那些想要表现能力、吸引力及宜人性的员工, 会积极地实施角色职责体系之外的行为, 付出额外的努力, 以一种不会让他们的目标被厌恶的方式来自我推销, 成功地传达一个人的能力, 同时避免不受欢迎的傲慢形象。所以, 综合来看, 自我推销动机会不断强化员工的

OCB 等角色外行为, 以操纵他人对自己做出能力、品德、宜人性等外部形象的高评价。

2.1.2 示范与组织公民行为

印象管理的五种动机中, 形成示范效应是一种相对建设性的动机, 可以使组织受益并防止损害自我形象 (Kim et al., 2013)。Bonner 等 (2017) 认为, 员工获取示范效应是为了减少羞耻感, 保护他们的自我概念, 避免参与不道德行为。有效形成示范效应可以帮助个体形成积极的印象, 树立“好人”的形象; 相反, 不善用示范可能会导致消极的反应, 例如负面的道德和绩效评价 (Harris et al., 2007)。

示范与 OCB 建立的外部正面形象评价有相似之处。二者的主要区别在于, 真实 OCB 建立的高品德形象是在利他动机基础上无意中形成的, 其目的是让组织受益而非树立个人榜样; 而示范则具备有计划地为自己创造积极形象的明确动机 (Kim et al., 2020)。为了创造一个难以撼动的良好道德形象, 需要与卓越的规范要求或美好的品德标准保持一致。因此, 具有强烈示范动机的员工, 会议无反顾地通过承担 OCB 等角色外职责来表现自己, 以此向主管和同事发出信号, 表明他们是忠诚、勤劳和有奉献精神的组织公民 (Bolino, 1999); 同时也希望通过其他员工的口碑宣传, 影响或操纵包括领导在内的更多人对其形成积极评价, 从而建立情感或品德信任。因此, 真实 OCB 所具有的利他动机或无意中建立的良好形象, 就可能被印象管理者当作获取示范效应的重要工具, 通过扮演 OCB, 在努力展示自信、投入与品德的同时, 实质上也提升了自我社会价值, 进而达到示范的目的。据此假设:

H1: 印象管理动机中的 (a) 自我推销和 (b) 示范对 OCB 有正向作用。

2.2 印象管理驱动的 OCB 对道德许可的抑制作用

当前对道德许可前因变量的讨论, 主要聚焦于 OCB 和组织关爱行为, 理论演绎或实证分析都认可 OCB 对道德许可的推进作用 (Peyrat-Guillard et al., 2024)。在这一过程中, 道德许可的产生有两个途径: 一是 OCB 作为一种职场善行, 通过道德证书激活道德许可机制, 引发不道德行为; 二是 OCB 能建立积极的自我形象, 有助于积累道德信誉, 它能把道德资产“账户”推升到富余的地步。当道德资产高于自我道德要求的参考基线后, 会暂时将员工从培养自我道德的需求中解放出来, 允许自私的利益追求。此后员工觉得有权利按照自己的愿望行事, 而不是抑制自己。因此 OCB 积累了较多的道德信誉后, 员工就有做不道德行为的倾向 (Ahmad et al., 2021)。

然而, 表演型 OCB 能否产生道德许可另当别论。本研究中, OCB 已不再是传统意义上的纯粹善行, 其背后的印象管理动机使之成为一种追求更高个人利益目标的工具。当动机不纯时, 实施 OCB 的员工能明确感到自己的虚伪, 虽然他人未必能识破, 但他们内心中不会把自己表演的 OCB 归入善行。因此, 这类 OCB 并不会像真实 OCB 那样, 在行为心理层面赋予其道德证书, 也不会积累道德信誉。根据道德平衡理论, 此时员工内心感知到的实际道德水平已经低于其初始道德水平参考线或道德平衡点, 个人当前的道德知觉与理想的道德要求出现偏差, 因此不会再产生道德许可。

除此之外, 道德身份认同也是影响道德许可的重要因素。道德许可的产生需要道德身份认同的

参与, 只有追求高道德目标的行为动机才会提升道德许可的倾向 (Hughes et al., 2023)。无论员工是出于社会交换目的回馈组织, 还是出于乐于助人、尽职尽责的性格特征参与 OCB, 在他人或组织眼中都会将其上升到道德层面, 给予该员工高道德赞赏 (Aquino & Reed, 2002)。以印象管理为目标的员工, 在最初通过 OCB 获得预期的高绩效评价、高道德评价或有利的资源分配后, 可能会放弃后续的角色外行为。例如, 为了奖金或升职而参与 OCB 的员工, 达到目的后, 后续参加类似活动的次数会显著减少 (Talevich, 2017)。这种出于印象管理动机的 OCB 并不会使员工的自我道德感知水平上升, 通过与社会道德规范比较后的道德反思, 会对自己做出自利、自私、虚伪的自我评价, 反而会使其自我道德感知水平下降。此时, 该员工自知并不是一个纯粹的“好人”, 由表演 OCB 获得外人的高道德评价不过是一个虚假幻象, 甚至可能把自己归入“坏人”行列。这种认知导致自我道德身份认同程度显著降低, 当其低于自己的初始道德要求或标准后, 也就意味着做坏事会使自我道德身份认同持续降低, 会加剧自我道德感知的不平衡。因此, 从道德身份认同的角度看, 由印象管理驱动的 OCB 会减少道德许可的出现。据此假设:

H2: 印象管理驱动的 OCB 对道德许可有抑制作用。

2.3 印象管理驱动的 OCB 通过道德许可对职场偏差行为的间接抑制作用

一直以来, OCB 被认为是个体超越工作职责, 注重他人和组织利益的自发行为, 这种行为符合善行标准, 有利于树立“好公民”形象, 进而产生道德许可效应, 在后续做出不道德行为。而本研究关注的印象管理驱动的 OCB, 是带有“特殊目的”的刻意行为, 具有较强的“非道德色彩” (Bolino, 1999)。同时, OCB 的内在动机会影响个体道德身份的建立, 改变其道德平衡感知和道德判断, 并进一步作用于道德许可过程及后续的职场偏差行为 (Koopman et al., 2020)。Bolino (1999) 具体阐明了示范策略和公民行为的正相关关系, 并且认为“由印象管理激发的公民行为很可能促进组织或工作的有效性”, 但表面上的好人形象并没有使个体获得心理上的道德优越感。另外, 印象管理通过强制性公民行为, 会造成角色模糊、角色冲突及角色超载三方面的角色压力, 从而逐渐消耗个人的时间和情绪等资源 (Liu et al., 2019)。

员工如果想通过示范效应建立、维持或改善自己的形象, 他在组织中更有可能做出强制性的、具有表演意味的 OCB (Chawla et al., 2021)。这时员工并不会将这类表演性的善行计入自身道德资产, 相反还会因为动机虚伪或角色冲突而导致心理资源流失。因此, 行为者并不会由此获得预期的道德权力感, 也不会为随后人际指向和组织指向的越轨行为提供道德许可。同样, 采取自我推销印象管理策略的个体, 会为了追求更高的目标 (升职加薪等) 而努力营造自己的“好公民”形象, 这种带有特殊目的的行动会减弱真实 OCB 和组织有效性的联系 (Bolino, 1999), 不利于个体良好自我感知的产生, 并由此导致道德心理失衡。为了弥补这种失衡造成的紧张或心理资源损耗, 个体不会放弃当前的 OCB, 即使是形式上的, 他们可能会继续表演下去 (Lin et al., 2019), 进而降低后续做坏事的道德许可倾向产生的可能性。

道德许可对反生产行为或组织偏差行为有推动作用, 二者之间的正相关机制已得到经典文献验证。Klotz 和 Bolino (2013) 提出了 OCB 在道德许可中介效应下会引发员工反生产行为的理论框架。

关涛和康海华（2017）根据道德边界模糊性和行为可观察性两个维度，论证了道德许可对四种不同类型的偏差行为的正向作用。Susewind 和 Hoelzl（2014）认为，获得自我道德许可的个体会允许自己做出不道德行为。据此假设：

H3：印象管理动机中的（a）自我推销和（b）示范经过 OCB 和道德许可的中介后，对职场偏差行为有间接抑制作用。

2.4 内疚感的调节作用

研究发现，各种工作或组织条件，如绩效约束、工作压力源、不公正或违背心理契约等，都可能引发情绪反应（Spector & Fox, 2002）。日常工作中，尽管人们实际上并没有做伤害他人的事情，或并没有违反公认的社会道德规范，但个体自认做了错事或与他人所受到的伤害有间接关系，或者认为自己本来可以做一些事情来避免事故或伤害的发生时，也会感到内疚。与实际违规行为造成实质伤害的自责情绪相比，这种内疚感被界定为虚拟内疚或预期内疚，是对他人痛苦的移情性悲伤与认知归因相结合的产物（Hoffman, 1985）。

为实现自我推销和示范效应而实施 OCB 的员工，知道自己的行为是自利动机驱使的，带有虚伪的、不道德的成分。但这种印象管理驱动下产生的 OCB 客观上也有助于组织或他人，这种动机不道德的亲组织行为（Unethical Pro-organizational Behavior, UPB）的日常实施会导致员工道德认知的矛盾状态，即陷入伦理困境（Tangney et al., 2007; Perkins et al., 2024）。这种伦理困境不会让行为者觉得自身获得了可以做出偏差行为的资本，相反还会促进补救心理的产生，甚至可能在后续通过特定的道德行为对以前的不道德行为进行实质补救（Tang et al., 2020）。因此，在这种印象管理驱动下产生的 OCB 带来的伦理困境中，处于高度内疚体验中的员工，会进一步降低自我的道德评价，不会产生继续做坏事的心理授权，对道德许可的抑制作用会更加明显。而内疚体验较低的员工，并不会感知到当前行为的自利动机，已然被自己的虚假行为感动，会赋予更多的道德许可。

更进一步，当印象管理驱动下产生的 OCB 客观上获得了道德许可的心理授权之后，在内疚感较高的情况下，员工会更多地考虑偏差行为可能造成的严重后果，进而会降低偏差行为的发生概率。在情感认知的作用下，心理许可与后续不道德决策之间的联系会减弱，自我反思后的内疚感会让员工做出更多积极的补救行为。而内疚感情绪体验贫乏的员工，并不会感知到当前角色的虚伪，已然深陷眼前虚假的情节无法自拔。在表演结束之际，还会“颁给”自己“最佳演员”的称号，有了这份代表性“道德证明文件”，不道德行为都可以被自己曲解为道德的，并认为做的错事都会得到他人的理解或原谅。

综上，员工如果意识到自己是在印象管理驱动下产生的 OCB，并没有表面上那么高尚，那么他内心并不认同自我道德身份；相反，他们可能会因做出了不符合社会准则的欺骗行为而产生内疚感。与低内疚或没有内疚情绪相比，高内疚感促使行为产生自我惩罚，即对印象管理驱动的 OCB 进行自我补救或重建互惠，从而重建积极自我道德认知（Cottrell & Neuberg, 2005）。这个道德反思过程最终会减弱道德许可效应，同时也降低后续偏差行为发生的可能性。据此假设：

H4a: 高内疚感员工在印象管理驱动下产生的 OCB 对道德许可的抑制作用大于低内疚感员工。

H4b: 高内疚感员工的道德许可对职场偏差行为的促进作用小于低内疚感员工。

将以上推理和假设进行汇总 (见图 1)。本研究主要以道德平衡理论做推理工具, 构建了“印象管理动机 (X1, X2) → 组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) → 道德许可 M2 (内疚感 W 调节) → 职场偏差行为 Y”的路径模型。控制变量包括性别、婚姻、年龄、学历、薪酬、层级、工龄、行业类型、单位性质、部门类型等。

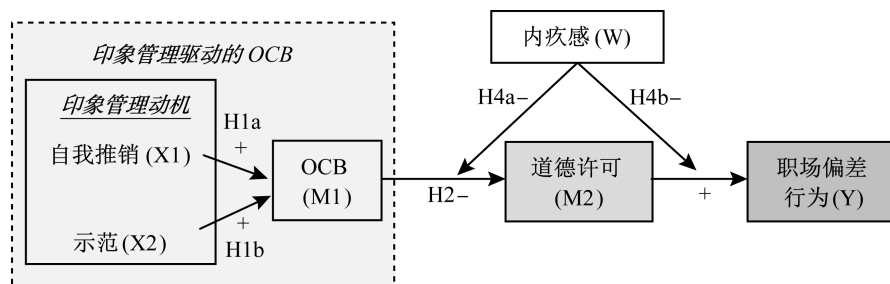


图 1 印象管理驱动的 OCB 对职场偏差行为的抑制作用路径

3. 研究方法

3.1 变量测量

对于表演型 OCB 的测量, 本研究采用了印象管理动机和 OCB 组合测量的方法。无论是利他型还是表演型的 OCB, 作为一种已经实施的行为, 其外在表现都是一样的, 诸如乐于助人、知识分享等。由于利他型 OCB 和表演型 OCB 的行为本身无法区分, 只能从行为动机进行区分, 现有文献已经验证动机在理解 OCB 的发生方面发挥着重要作用 (Bolino et al., 2012; Grant & Mayer, 2009; Kim et al., 2013; Rioux & Penner, 2001; Takeuchi et al., 2015)。本文借鉴现有研究, 同时测量 OCB (不区分何种类型) 和 OCB 动机 (诸如是否存在印象管理动机), 进而检验带有利己性质的印象管理动机是否和 OCB 存在因果关系来确认印象管理驱动的 OCB, 即本文提到的表演型 OCB (Takeuchi et al., 2015)。

本文测量采用这一做法: 首先从印象管理的两个动机开始, 选用 Bolino 和 Turnley (1999) 量表中的自我推销和示范做了动机倾向性测量, 其中自我推销动机题项包括“让别人知道你的经验或教育经历是重要的”“让别人认识到你的才能和资历”“让别人知道你对这个部门来说是有价值的”“使人们认识到你的成就”。示范动机题项包括“要让自己看起来对工作很投入”“应该给自己树立一个敬业爱岗的良好形象”“应该采取措施让别人觉得我对工作很投入”“即使任务不紧急, 我也要设法让自己显得忙碌”。其次进行第二部分 OCB 的测量, OCB 量表是选自 Farh 等 (1997) 基于中国

情境而开发的量表,共有诸如“我会主动站出来维护公司形象”“我会早到单位并投入工作”等 19 个题项。后续将通过印象管理动机和 OCB 的正相关显著性检验来确认本研究中的 OCB 是否明确存在利己动机。

目前关于道德许可机制的研究总体来说还处于起步阶段,现有文献普遍采用理论推导或实验法得出结论,量表开发尚不成熟。目前有学者用道德自我概念或心理权利来替代性地测量道德许可(Yam et al., 2017)。另外, Aquino 和 Reed (2002) 尝试用道德认同量表中的道德自我评价维度代替道德证书许可量表(道德许可的一个维度),具有良好的信度。同时, Lin 等(2016)开发了测量道德信誉的五个项目(道德许可的另一个维度)。以上做法是把道德许可拆分成两个维度分开测量,如果这两个维度分别出现在不同研究中尚有道理可循,但如果在一个包含 2 维度的道德许可研究中,将出现在不同研究中的两个维度的测量题项合并为道德许可变量就显得生硬,且原始两维度的概念情境也不匹配。甘莉(2021)根据道德许可的概念及中国文化情境开发了一个量表,将道德信誉和道德证书两个维度各 5 个题项很好地整合在一个统一的概念框架下。该量表要求被测者对描述行为场景的陈述句做出同意程度的评价,以此测量道德许可的倾向性,所以本文主要参考这一量表。其中对道德信誉维度的测量包括“我以前在集体活动付出很多,所以我在办公时间做私事也没什么不妥”“我工作一直勤勤恳恳,所以我在单位打印私人资料也无可厚非”等 5 个题项;道德证书维度的题项包括“我以前经常帮助同事改进工作,现在羞辱他是为了让他更好地工作”“我经常给组织提工作优化建议,现在不服从工作安排也是为了工作考虑”等 5 个题项。

职场偏差行为参照刘文彬和井润田(2010)的研究成果,采用针对中国文化情境特殊性而开发的 5 维度量表进行测量。包括“工作时间假借任务需要外出办私事”“利用职权或工作之便报复同事”“对自己职责范围内的工作应付了事、得过且过”“为了获取加班补贴而故意拖延工作时间”“影响或破坏过办公室(区)内的工作环境”等 35 个题项。

内疚感采用了 Elgaaied (2012) 的测量方法,设置了“当自己损害了组织或同事利益时,我的感受是”的前置引导语,然后询问被测者“我会感到良心不安”“我会因此对公司或同事感到很内疚”“我会担心成为他们眼里的坏人”等 3 个题项。

3.2 数据收集

本研究采用问卷调研的方式,本着随机原则,采用“随机滚雪球”法来获取样本信息。为减少共同测量方差(CMV)的不利影响,把问卷分为 A、B 两个子问卷,先后在不同时点采样。其中,样本识别码(手机号码后 4 位)、基本信息及控制变量、自我推销动机、示范动机、OCB 放在 A 问卷。B 问卷包含内疚感、道德许可和职场偏差行为三个结果变量,同时要求再次填写识别码用于问卷匹配。在 A 问卷收集 6 个月后,再按照原途径收集 B 问卷。前后历时 11 个月,收集 A 问卷 427 份, B 问卷 382 份。删除无效问卷后,通过识别码成功匹配 357 份问卷,以 A 问卷衡量的有效样本占比 83.6%。样本描述性统计见表 1。

表 1 样本描述性统计

特征	分类	数量	比例	特征	分类	数量	比例	特征	分类	数量	比例
性别	男性	179	50.1	行业类型	物流	20	5.6	单位性质	民营	151	42.3
	女性	178	49.9		建筑	49	13.7		国有	86	24.1
工龄	<3 年	173	48.5		化工	21	5.9		外资	49	13.7
	3~6 年	73	20.4		制药	23	6.5		中外合资	34	9.5
	6~10 年	53	14.8		制造	43	12		行政机构	18	5.1
	10~20 年	37	10.4		能源	24	6.7		其他	19	5.3
	>20 年	10	2.8		证券	20	5.6		采购	34	9.5
	缺失	11	3.1		银行	13	3.7	生产	35	9.8	
年龄	18~25 岁	92	25.8		IT	15	4.2	研发	34	9.6	
	26~30 岁	100	28		通信	8	2.2	销售	54	15.1	
	31~40 岁	100	28		贸易	13	3.6	质管	30	8.4	
	41~50 岁	56	15.7		零售	11	3.1	财务	30	8.4	
	51~60 岁	7	1.9		餐饮	7	2	人力	23	6.4	
	60 岁以上	2	0.6		医疗	24	6.7	综合	23	6.5	
学历	高中及以下	46	12.9	教育	14	3.9	行政	27	7.5		
	大学	219	61.3	事业机关	9	2.6	其他	67	18.8		
	硕士及以上	81	22.7	文旅	14	3.9	<5000 元	101	28.3		
	缺失	11	3.1	房地产	8	2.2	5000~9999 元	113	31.7		
层级	基层	200	56	其他	21	5.9	1 万~19999 元	73	20.4		
	中层	120	33.6	婚姻	已婚	236	66.1	2 万~29999 元	40	11.2	
	高层	26	7.3		未婚	121	33.9	>3 万元	19	5.3	
	缺失	11	3.1					缺失	11	3.1	

4. 数据分析

4.1 数据质量分析

首先使用 Stata16.0 进行信度检验。各变量 Cronbach's α 值见表 2 对角线括号内的数据, 6 个变量均表现出高信度水平。其次检验变量相关性, 见表 2。多重共线性检验发现, 方差膨胀因子指标 (VIF) 在 1.07~2.97, 平均 VIF=1.59, 远小于 5 的临界值, 说明变量间不存在明显的多重共线性问题。严谨起见, 通过条件指数 (CI) 进一步验证多重共线性问题, 以表 2 中的相关系数为基础,

表 2 相关矩阵与描述性统计

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. 性别	1															
2. 婚姻	0.079	1														
3. 年龄	-0.116*	-0.420*	1													
4. 学历	-0.022	0.052	-0.039	1												
5. 薪酬	-0.183*	-0.200*	0.221*	0.261*	1											
6. 层级	-0.174*	-0.267*	0.213*	0.096	0.426*	1										
7. 工龄	-0.113*	-0.308*	0.469*	-0.015	0.235*	0.270*	1									
8. 行业类型	0.107*	0.086	-0.027	-0.104	-0.097	-0.061	-0.124*	1								
9. 单位性质	0.064	0.016	-0.141*	-0.015	0.042	0.018	-0.077	0.296*	1							
10. 部门类型	0.097	0.108*	-0.100	0.144*	0.048	-0.015	-0.037	0.163*	0.323*	1						
11. 自我推销	-0.045	0.088	0.043	0.194*	0.206*	0.092	0.177*	-0.103	-0.027	0.162*	(0.862)					
12. 示范	-0.055	0.072	0.137*	0.138*	0.132*	0.092	0.239*	-0.131*	-0.083	0.133*	0.746*	(0.871)				
13. OCB	-0.037	0.053	0.082	0.164*	0.171*	0.085	0.166*	-0.142*	-0.024	0.165*	0.705*	0.649*	(0.930)			
14. 内疚感	-0.029	-0.081	0.133*	-0.037	0.021	0.048	0.081	-0.031	-0.060	-0.136*	0.076	-0.013	0.183*	(0.908)		
15. 道德许可	0.049	-0.204*	0.017	-0.170*	-0.222*	-0.202*	-0.105	0.181*	-0.048	-0.243*	-0.408*	-0.302*	-0.420*	-0.053	(0.961)	
16. 偏差行为	0.016	-0.215*	0.002	-0.282*	-0.266*	-0.159*	-0.081	0.190*	-0.050	-0.301*	-0.518*	-0.424*	-0.512*	0.017	0.872*	(0.992)
Mean	1.50	1.34	2.42	2.10	2.32	1.50	5.69	2.27	8.20	5.63	3.98	3.80	3.89	3.85	2.76	2.46
St.d	0.50	0.47	1.12	0.60	1.17	0.63	5.71	1.48	5.62	3.06	0.62	0.67	0.53	1.06	0.98	1.10
条件指数	1.00	1.27	1.55	1.68	1.90	1.98	1.99	2.20	2.24	2.48	2.56	2.64	2.91	3.47	4.08	5.97
Obs. N	357	357	357	346	346	346	346	357	357	357	346	346	346	346	346	357

注: **代表 $p < 0.01$, *代表 $p < 0.05$; 对角线括号中的数据为 α 信度; 各指标合计不足 357 的缺口数, 为样本缺省数; 为数据分析需要, 控制变量中的类别做了赋值分类。

运用 Stata 的 coldiag2 指令计算而得的 CI 值为 5.97, 该表中 16 个变量的 CI 分布介于 1.00~5.97 (见表 2 条件指数), 远远小于 30 的临界值。上述双重检验说明变量间不存在明显的多重共线性问题。

通过哈曼单因子法 (Harman) 预测 CMV 对回归结果可能产生的干扰。对自我推销、示范、OCB、内疚感、道德许可和职场偏差行为 6 个量表的所有题项进行探索性因子分析 (EFA), 未正交旋转情况下, 提取出的首因子解释方差占比 30.91%, 未超过 40% 的临界值, 说明无严重的 CMV 问题。严谨起见, 接着使用潜变量模型控制法检验 CMV。即在原始 6 因子基础上增加一个共同的 CMV 因子, 使用 LISREL8.8 对这个包含了 CMV 公因子的模型进行 CFA, 结果见表 3 最后一行。该模型与 6 因子模型进行对比, 虽然 χ^2/df 、RMSEA、CFI 等各项拟合指标略优, 但 $\Delta\chi^2/\Delta df = 2.786$, 小于 3.85 的阈值, 说明 CMV 公因子模型与原始 6 因子模型没有显著差异。综上, 使用 Harman 法和潜变量模型控制法对共同测量方差的分析结果相同, 可以共同说明 CMV 在可接受范围内。

表 3 验证性因子分析

测量模型	因子构成	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	$\Delta\chi^2/\Delta df$	CFI	NFI	RFI	AIC
6 因子	a-b-c-d-e-f	297.622	120	2.480	0.064	—	0.984	0.975	0.968	399.622
5 因子	(a-b)-c-d-e-f	392.389	125	3.139	0.078	18.953	0.978	0.968	0.961	484.389
4 因子	(a-b-c)-d-e-f	913.305	129	7.080	0.131	68.409	0.948	0.938	0.926	997.305
3 因子	(a-b-c)-d-(e-f)	1459.092	132	11.054	0.168	96.789	0.903	0.894	0.877	1537.092
2 因子	(a-b-c)-(d-e-f)	2168.509	134	16.183	0.207	133.635	0.844	0.835	0.812	2242.509
1 因子	(a-b-c-d-e-f)	5064.662	135	37.516	0.320	317.803	0.725	0.718	0.680	5136.662
CMV 公因子	a-b-c-d-e-f-cmv	230.749	96	2.404	0.063	2.786	0.989	0.981	0.970	380.749

注: $\Delta\chi^2/\Delta df$ 是与 6 因子比较后的结果; a 表示自我推销动机, b 表示示范动机, c 表示 OCB, d 表示内疚感, e 表示道德许可, f 表示职场偏差行为, cmv 表示共同方差公因子。

最后使用两种方法对量表的建构效度进行检验。先通过计算平均提取方差值 (AVE) 验证聚合与区分效度。其中自我推销动机、示范动机、道德许可、职场偏差行为、内疚感的 AVE 值分别为 0.607、0.625、0.664、0.787、0.763, 均达到了 0.50 的标准, 而 OCB 的 AVE 值为 0.456, 略小于 0.50。另外, 以上变量的 AVE 平方根均大于相应的相关系数的值, 说明各变量间区分度符合标准。需要特别解释的是, 虽然表 2 中偏差行为与道德许可的相关系数最大, 为 0.872, 而偏差行为的 AVE 平方根为 0.887, 大于 0.872, 说明这两个变量也能区分开。由于 OCB 的 AVE 值 0.456 小于 0.50, 为进一步验证聚合与区分效度, 又采用第二种方法——验证性因子分析 (CFA) 进行补充检验, 详见表 3。其中, 6 因子模型为原始模型, 结果显示 χ^2/df 、CFI、RMSEA 等指标均符合要求, 具体数值见表 3 第一行。然后将 6 因子模型依次减少一个因子, 组合出 1~5 因子模型用于比较, 见表 3 第 2~6 行。如表中数据所示, 模型的拟合优度随因子结构的趋减而递减; 另外, 1~5 因子模型与原始 6 因子模型差异显著性的指标 $\Delta\chi^2/\Delta df$ 均大于 3.85 的临界值, 说明 6 因子模型与其他模型有显著差异; 根据 χ^2/df 和 RMSEA 最小化以及 CFI 最大化的标准, 可以确认 6 因子模型显著优于其他模型。由于

6 因子模型与问卷结构完全相符,说明问卷中 6 个变量的区分与聚合是合理的,模型的建构效度也通过了检验。

4.2 直接效应及其稳健性检验

分别以 OCB、道德许可和职场偏差行为做因变量,通过 OLS 进行多重回归分析,以此检验控制变量和自变量的作用,结果见表 4 的三组模型:模型(1,2)、模型(4,5)和模型(9,10)。表 4 中,模型 2 与模型 1 相比, ΔR^2 为 0.422,且 ΔF 非常显著(152.596^{***})。这说明增加了自我推销动机与示范动机两个自变量后,显著增加了模型 2 的解释力。其中自我推销动机(0.414^{***})和示范动机(0.211^{***})对 OCB 的作用显著为正,说明随着自我推销与示范动机强度的增加,员工会表现出更多的 OCB,这就是印象管理动机驱动的 OCB。假设 H1a 和 H1b 通过了检验。与模型 4 相比,模型 5 的 ΔF 检验显著(16.962^{***}),显示添加自我推销、示范动机与 OCB 三个变量后,显著增加了模型 5 的解释力,其中 OCB 对道德许可的作用显著为负(-0.438^{***})。按照前文推理,这种出自印象管理动机的 OCB,由于其动机并非利他,并不会为员工增加道德资产;相反,由于其自利动机和虚伪的特性,反而会减少道德资产,进而抑制了道德许可的产生。因此,假设 H2 得到了证据支持。与模型 9 相比,模型 10 在增加自我推销、示范动机、OCB 和道德许可四个变量后, ΔF 依旧显著(238.653^{***}),其中道德许可对职场偏差行为的作用显著为正(0.825^{***})。这说明道德许可推动了员工的偏差行为。

为了检验表 4 中 OLS 拟合回归结果的稳健性,对表 4 中最为复杂的模型 2、7 和 12 分别进行标准误稳健检验(Se. Robust),结果见表 4 模型 3、8 和 13。对模型(2,3)、模型(7,8)和模型(12,13)比较可见,标准误虽有增减不一的变动,但波动范围不大,且显著性并未发生系统性变化。这说明表 4 中使用 OLS 拟合后的直接效应与相应的假设检验结果稳健可信。

4.3 中介效应检验

对于中介效应的检验,本研究选用不对称置信区间法中的 Bootstrap 法来进行。使用 Stata16.0 自编程对路径系数乘积项进行 Bootstrap 重复抽样 5000 次后,计算出链式中介路径系数估计值(b)、Bootstrap 标准误(Boot. Se)及百分位(P)、偏差修正(BC)、偏差修正与加速(BCa)三种情况下的 95%置信区间(CI)。为了便于比较,也对直接作用进行了 Bootstrap 抽样,并计算出了总体作用,结果见表 5。

由表 5 可见,L11 和 L21 两条间接路径在 P 、BC 和 BCa 三种情况下 95%的置信区间均未包含 0,因此可以认为这两条路径中的中介效应是存在的,即 OCB 和道德许可依次有效中介了自我推销和示范动机对职场偏差行为的作用。其中,间接路径 L11 显示,自我推销动机通过 OCB 和道德许可中介后对职场偏差行为的间接效应值为-0.1499,说明以实现自我推销为目的的员工,在表现出更多的 OCB 后,员工内心的道德水平在道德平衡机制的作用下会降低,其获得的道德许可也因此会相应减

表 4 直接效应的回归分析 (OLS) 及稳健性检验 (Se. Robust)

	因变量: OCB			因变量: 道德许可							因变量: 职场偏差行为				
	(1)	(2)	(3) Robust	(4)	(5)	(6)	(7)	(8) Robust	(9)	(10)	(11)	(12)	(13) Robust		
性别	0	0.008	0.008	0	0	0	0.014	0.014	-0.037	-0.041	-0.040	-0.036	-0.036		
婚姻	0.149*	0.006	0.006	-0.631***	-0.540***	-0.541***	-0.545***	-0.545***	-0.726***	-0.125	-0.121	-0.076	-0.076		
年龄	0.028	0.016	0.016	-0.019	-0.017	-0.015	-0.017	-0.017	-0.042	-0.015	-0.021	-0.024	-0.024		
学历	0.085	0.014	0.014	-0.081	-0.018	-0.019	-0.025	-0.025	-0.273**	-0.168***	-0.164***	-0.154***	-0.154***		
薪酬	0.046	0.008	0.008	-0.112*	-0.070	-0.071	-0.071	-0.071	-0.171***	-0.060*	-0.057*	-0.052*	-0.052*		
层级	0.011	0	0	-0.281***	-0.279***	-0.278***	-0.295***	-0.295***	-0.199*	0.039	0.037	0.029	0.029		
工龄	0.013*	-0.001	-0.001	-0.016	-0.008	-0.008	-0.005	-0.005	-0.014	0.007	0.006	0.008	0.008		
行业类型	-0.047*	-0.025	-0.025	0.136***	0.113***	0.113***	0.093**	0.093**	0.155***	0.027	0.026	0.017	0.017		
单位性质	-0.003	0.002	0.002	-0.005	-0.007	-0.007	-0.005	-0.005	-0.004	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001		
部门类型	0.030**	0.009	0.009	-0.073***	-0.056***	-0.056***	-0.056***	-0.056***	-0.100***	-0.027**	-0.024*	-0.019*	-0.019*		
自我推销动机(X1)		0.414***	0.414***		-0.339**	-0.336**	-0.338**	-0.338**		-0.128	-0.136	-0.145*	-0.145*		
		(0.049)	(0.057)		(0.120)	(0.120)	(0.119)	(0.104)		(0.071)	(0.070)	(0.067)	(0.062)		
示范动机(X2)		0.211***	0.211***		0.170	0.162	0.191	0.191*		-0.128*	-0.101	-0.080	-0.080		
		(0.046)	(0.046)		(0.104)	(0.106)	(0.105)	(0.094)		(0.061)	(0.061)	(0.059)	(0.053)		
OCB(M1)					-0.438***	-0.427***	0.224	0.224		-0.128	-0.168*	-0.169*	-0.169*		
					(0.121)	(0.124)	(0.277)	(0.366)		(0.072)	(0.073)	(0.070)	(.073)		
道德许可(M2)										0.825***	0.827***	0.362***	0.362*		
										(0.032)	(0.032)	(0.088)	(0.159)		

续表

	因变量: OCB			因变量: 道德许可							因变量: 职场偏差行为					
	(1)	(2)	(3) Robust	(4)	(5)	(6)	(7)	(8) Robust	(9)	(10)	(11)	(12)	(13) Robust			
内疚感(W)						-0.018 (0.044)	0.712* (0.281)	0.712* (0.335)			0.062* (0.025)	-0.244*** (0.059)	-0.244*** (0.073)			
OCB×内疚感 (M1×W)							-0.183** (0.070)	-0.183* (0.090)								
道德许可×内疚感 (M2×W)												-0.124*** (0.022)	-0.124*** (0.036)			
_CONS	3.206***	1.326***	1.326***	4.740***	6.702***	6.749***	4.100***	4.100**	5.217***	2.479***	2.303***	3.296***	3.296***			
Obs_N	346	346	346	346	346	346	346	346	346	346	346	346	346			
R ²	0.117	0.539	0.539	0.241	0.342	0.343	0.356	0.356	0.311	0.823	0.826	0.841	0.841			
F	4.434***	32.453***	28.038***	10.663***	13.288***	12.320***	12.163***	24.889***	15.128***	109.653***	104.308***	108.93***	162.961***			
ΔR ²		0.422		0.101		0.001	0.013		0.512		0.003	0.015				
ΔF		152.596***		16.962***		0.170	6.894***		238.653***		6.051***	31.875***				

注: ***代表 $p < 0.001$; **代表 $p < 0.01$; *代表 $p < 0.05$; 总样本 357, 观测样本量 346, 缺省样本行删除 (下同); 括号内为标准误, 其中模型 3、8 和 13 为基准稳健回归 (Se. Robust); 模型 10 出现了多个相同的“-0.128”数据, 系实际分析结果和四舍五入的原因, 并非笔误; 为数据分析需要, 控制变量中的类别做了赋值分类。

表 5 中介效应的 Bootstrap 检验

作用路径	估计值 <i>b</i>	Boot. Se	95% CI					
			<i>P</i>		BC		BCa	
L11 (间接): 自我推销 X1→OCB. M1→道德许可 M2→职场偏差行为 Y	-0.1499*	0.0455	-0.2449	-0.0645	-0.2485	-0.0679	-0.2449	-0.0653
L10 (直接): 自我推销 X1→职场偏差行为 Y	-0.1280*	0.0642	-0.2620	-0.0053	-0.2658	-0.0088	-0.2716	-0.0113
总体作用: 间接 L11+直接 L10	-0.2779*	0.0792	-0.4432	-0.1288	-0.4492	-0.1336	-0.4492	-0.1339
L21 (间接): 示范 X2→OCB. M1→道德许可 M2→职场偏差行为 Y	-0.0763*	0.0306	-0.1476	-0.0265	-0.1521	-0.0282	-0.1498	-0.0274
L20 (直接): 示范 X2→职场偏差行为 Y	-0.1283*	0.0539	-0.2316	-0.0213	-0.2347	-0.0253	-0.2355	-0.0265
总体作用: 间接 L21+直接 L20	-0.2045*	0.0629	-0.3315	-0.0849	-0.3332	-0.0862	-0.3324	-0.0857

注: * 代表 95% 置信区间不包含 0; 观测样本 346; 所有控制变量均纳入模型, 篇幅所限, 不列表展示 (下同)。

少,从而抑制了职场偏差行为,有效支持了假设 H3a。间接路径 L21 的估计值为-0.0763 且有效,说明基于示范动机来进行印象管理的员工,会做出更多的角色外行为(OCB),然而这类表层善行的积累,并不会使员工自欺为一个“好人”而获得许可后续偏差行为的权利,并最终对职场偏差行为产生间接抑制效应。中介假设 H3b 也得以验证通过。

4.4 调节作用分析及其稳健性检验

由表 4 可见,添加了交互项 M1×W 的模型 7, ΔR^2 的 F 检验依旧显著(6.894^{***}),且该交互项显著为负(-0.183^{**}),说明内疚感在模型第二阶段 OCB 对道德许可的作用路径中,起到了显著的负向调节作用。同理分析模型(11,12), M2×W 显著为负(-0.124^{***}),可知内疚感在模型第三阶段道德许可对偏差行为的作用路径中,也起到了负向调节作用。不能保证变量符合正态分布的前提下,使用多重回归的交互项分析法检验调节效应后,应该继续使用 Bootstrap 对调节变量不同取值条件下(Mean±sd)的路径主效应差异值进行稳健检验(Hayes,2014)。同时,为便于比较,也对交互项进行 Bootstrap 抽样,计算出估计值和 95%的置信区间,结果见表 6。

表 6 简单调节与调节中介效应的 Bootstrap 检验

调节路径	指标	估计值	Boot. Se	95% CI	
A1: 组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) → 道德许可 M2	低值	-0.5125 *	0.1812	-0.8144	-0.0791
	高值	-0.8454 *	0.1514	-1.1121	-0.5175
	Diff. A1	-0.3329 *	0.1992	-0.7988	-0.0084
	交互项	-0.1898 *	0.0976	-0.4191	-0.0283
A2: 道德许可 M2 (内疚感 W 调节) → 职场偏差行为 Y	低值	1.0838 *	0.0432	1.0014	1.1713
	高值	0.8077 *	0.0811	0.6185	0.9493
	Diff. A2	-0.2761 *	0.0918	-0.4789	-0.1139
	交互项	-0.1251 *	0.0365	-0.2006	-0.0572
L1: 自我推销动机 X1 → 组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) → 道德许可 M2 (内疚感 W 调节) → 职场偏差行为 Y	低值	-0.0810	0.0519	-0.1813	0.0235
	高值	-0.2724 *	0.0698	-0.4234	-0.1495
	Diff. L1	-0.1914 *	0.0781	-0.3795	-0.0626
	Index. L1	0.0098 *	0.0014	0.0072	0.0126
L2: 示范动机 X2 → 组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) → 道德许可 M2 (内疚感 W 调节) → 职场偏差行为 Y	低值	-0.0412	0.0296	-0.1067	0.0103
	高值	-0.1386 *	0.0475	-0.2478	-0.0623
	Diff. L2	-0.0974 *	0.0457	-0.2174	-0.0304
	Index. L2	0.0050 *	0.0011	0.0028	0.0072

注: * 表示 95% 置信区间 (BCa) 不含 0 (下同); Diff 为“高值-低值”的差异值; 表 6 交互项与表 4 有细微差异, 系因联立方程分析所致。

由表 6 可见, 两个简单调节路径 A1 和 A2 中, 内疚感 (W) 在 M-sd 和 M+sd 两种取值条件下, 二者差异值及交互项的 95% 置信区间均不包含 0, 显示了内疚感在这两条路径中都具有调节作用。同时, 两个调节路径中, 用高值减去低值衡量的差异值 (-0.3329 和 -0.2761) 以及交互项估计值 (-0.1898 和 -0.1251) 均为负值, 说明内疚感在两个路径中都具有负向调节作用。具体而言, 与低内疚感相比, 在路径 A1 中, 高内疚感的员工, 其 OCB 对道德许可的抑制作用更强 (主效应为负时, 高值组斜率更小, 但绝对值更大); 在路径 A2 中, 高内疚感的员工, 其道德许可对职场偏差行为的推动作用也相对较弱 (主效应为正时, 高值组斜率更小)。因此, 表 4 中通过 OLS 对交互项的多重回归结果, 以及表 6 中通过 Bootstrap 对差异值和交互项置信区间的计算, 三种检验方法都得出了相同的结论, 可以确认调节作用假设 H4a 和 H4b 通过了验证。

为了直观展示内疚感在两个调节路径 A1 和 A2 中的调节效应类型, 按照内疚感 M-sd 和 M+sd 两种取值条件, 分别绘制自变量对因变量的主效应图 (见图 2)。同时, 为了直观展示两个路径中自变量是否符合正态分布, 分别绘制了 OCB 和道德许可以百分比计数的样本分布形态, 见图 2 中的灰色背景。由图 2 明显可见, 路径 A1 中, 内疚感高值组 (M+sd), OCB 对道德许可的作用斜率明显比低值组 (M-sd) 陡峭 (主效应为负时, 高值组斜率更小, 而其绝对值更大); 而在路径 A2 中, 内疚感高值组 (M+sd), 道德许可对职场偏差行为的作用斜率明显比低值组 (M-sd) 缓和 (主效应为正时, 高值组斜率更小)。

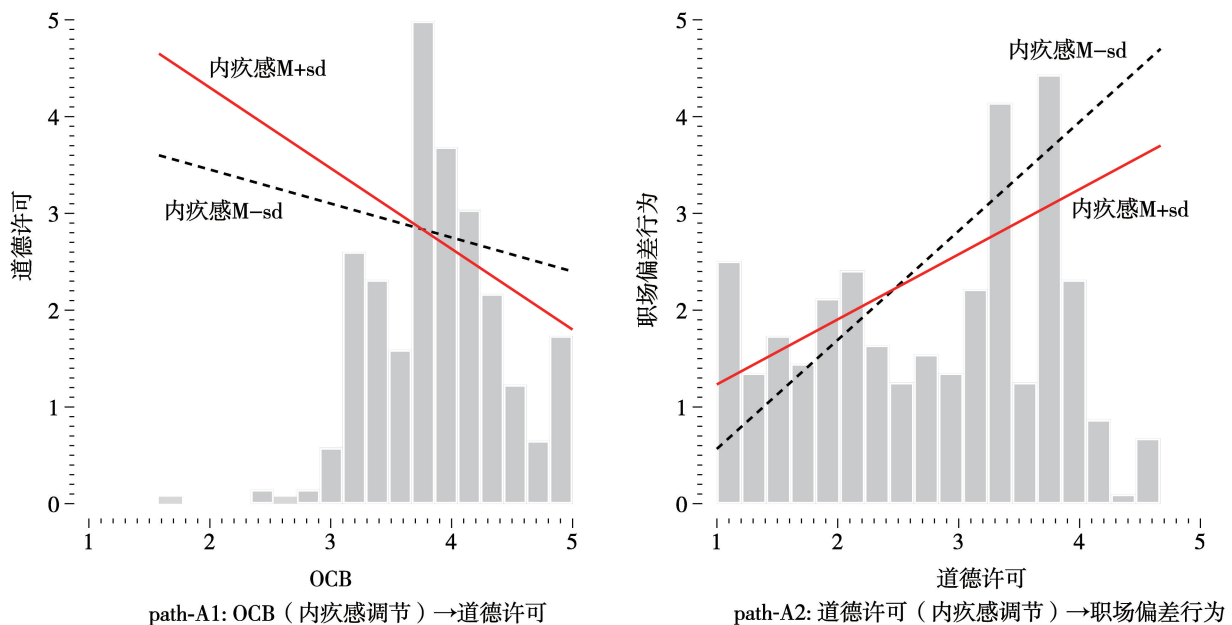


图 2 内疚感的两阶段调节作用示意

4.5 有调节的中介效应检验

由于本研究涉及两重中介和两阶段调节, 是比较复杂的链式调节中介模型, 选用差异值分析法

和系数乘积法的 Index 值共同检验调节中介效应。使用 Stata16.0 编写链式调节中介 Bootstrap 程序, 重复抽样 5000 次后, 结果见表 6。调节变量内疚感分别取低值 (M-sd) 和高值 (M+sd) 时, 两条路径在低值和高值情况下的条件间接效应分别是 L1 (-0.0810, -0.2724) 和 L2 (-0.0412, -0.1386), 两条路径在低值组的置信区间均包含 0, 为不显著的中介路径; 而均值和高值组的条件间接效应置信区间均不包含 0, 均为显著的间接作用路径。用“高值-低值”衡量差异值分别为 Diff. L1 (-0.1914) 和 Diff. L2 (-0.0974), 它们的 95% 置信区间都不包含 0, 可以确认这两个差异值显著为负。因此, 可以判定在路径 L1 “自我推销动机 X1→组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) →道德许可 M2 (内疚感 W 调节) →职场偏差行为 Y” 和路径 L2 “示范动机 X2→组织公民行为 M1 (内疚感 W 调节) →道德许可 M2 (内疚感 W 调节) →职场偏差行为 Y” 中, 内疚感总体上都起到了负向调节作用。同时可见 Bootstrap 5000 次抽样后的辅助检验指标 Index 值分别为 L1 (0.0098) 和 L2 (0.005), 二者的置信区间也不包含 0。这个验证结果与差异值检验结果相同, 进一步说明了内疚感在两条中介路径中都起到了调节作用。

对表 6 的结果做进一步解读, 可以判定内疚感对两条路径的调节程度差异, 以及包含调节效应的间接作用大小。具体而言, Diff. L1 (-0.1914) 的绝对值大于 Diff. L2 (-0.0974) 的绝对值, 同时 Index. L1 (0.0098) 大于 Index. L2 (0.005), 两种比较结果相同。因此, 可以判定内疚感对路径 L1 的调节程度大于对 L2 的调节程度。

为了直观显示内疚感在两个链式中介路径中的整体调节效应, 根据 Johnson-Neyman (J-N) 技术原理, 通过 Bootstrap 5000 次抽样, 寻找两条路径间接作用为零时 (临界值) 的调节变量的条件临界值 (见图 3)。其中斜向实线是内疚感在两条链式调节中介路径中的调节作用斜率, 曲线是其 95% 的 BCa 置信区间, 横向水平线是调节作用为 0 时的参考线, 灰色柱状图是内疚感的样本分布情况。可以看出内疚感的样本实际取值范围是 [1, 5] 且不符合正态分布, 这进一步说明前文在选择调节效

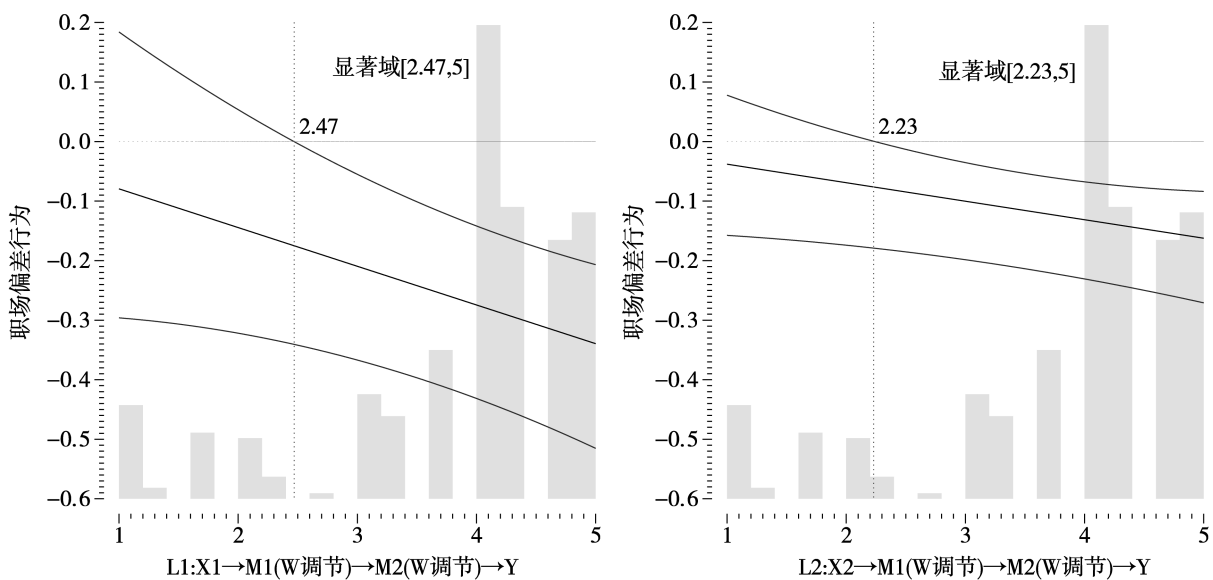


图 3 内疚感在调节中介路径的作用斜率及 95% 置信区间

应及调节中介效应检验法时, 倚重 Bootstrap 抽样检验的合理性及必要性。具体可见, 路径 L1 中, 当内疚感取值大于 2.47 时, 其调节作用估计值的置信区间即不包含 0, 意味着它可对该链式中介路径起到实际的显著调节作用。从实际取值范围看, 其调节作用显著域为 [2.47, 5]; 在显著域内随着内疚感的增加, 自我推销动机依次通过 OCB 和道德许可的中介, 最终对职场偏差行为的抑制作用在逐渐强化。路径 L2 中, 当内疚感取值大于 2.23 时, 即可产生显著的调节作用, 实际显著域为 [2.23, 5]; 在显著域内, 当内疚感取值不断加大时, 示范动机依次通过 OCB 和道德许可的中介, 最终会对职场偏差行为产生越来越大的抑制作用。二者比较可见, L1 中调节作用斜率明显大于 L2。这也直观地说明, 与 L2 相比, 内疚感在 L1 中的调节作用更加明显。

5. 结论与讨论

5.1 研究发现与理论贡献

本研究从印象管理的角度, 基于道德平衡理论, 构建了道德许可前因与后果的链式调节中介模型。通过问卷调查发现, 员工出于印象管理动机而在组织内部建立“好人”形象做出的 OCB, 并不会让个体累积道德资产, 从而也不会获得道德许可的权利; 相反, 会因自我认知而产生强烈的道德反思, 依据平衡原理, 当员工内心的道德天平倾斜到不道德的一端时, 在后续行为中, 他们会提高道德行为的投入, 降低职场偏差行为发生的概率。同时还发现, 与低内疚感相比, 高内疚感的员工, 其印象管理引发的上述反应更加强烈。

本研究的首要贡献在于联结了印象管理与道德许可, 通过实证发现了 OCB 对道德许可的抑制作用, 从而打破了 OCB 与道德许可作用关系的一般性认知。直到目前, 国内外有关 OCB 对道德许可影响的研究, 都无一例外地聚焦于 OCB 对道德许可及反生产行为的促进作用而忽视了 OCB 的动机多样性。事实上, 现有道德许可文献都将 OCB 视作利他动机的角色外超载行为, 将其定性为道德行为或善行, 由此得出 OCB 与道德许可正相关的结论也在情理之中。有关 OCB 动机的文献, 虽早已探讨了 OCB 也有自利驱动的成分 (Bies & Organ, 1989; Hui et al., 2000), 但没有将这种利己动机的 OCB 与道德许可联系起来。本研究的贡献即在于此, 通过对 OCB 利己动机的关注, 将印象管理型 OCB 引入道德许可研究领域。由于这种表演型 OCB 与利他主义 OCB 有动机上的重大区别, 本研究进一步验证了其道德许可的负相关, 打破了当前 OCB 与道德许可正相关的一般性认知。因此, 本研究通过二者的联结, 既开发了道德许可前因类型的多样性, 也拓展了印象管理型 OCB 的后果分析范畴。

其次, 对研究结论做进一步引申, 可以发现本研究的另一个重要理论贡献在于, 揭示了工作场所中员工由“先假好”转变为“后不坏”的心理路径, 从而丰富了道德许可的研究范畴。道德许可研究以道德平衡做理论基础, 聚焦于“先好转变为后坏”的现象 (Hughes et al., 2023)。其关注的“好”与“坏”都是道德层面上的、纯粹意义上的“好”与“坏”, 是观察者可以截然分开的两种典型道德评价。但事实上, 员工行为经常呈现模糊状态或道德中立, 除了行为人根据自己的内隐动机能做出道德判断外, 旁观者难以对此做出清晰评价; 有时则呈现为伦理困境, 行为人或第三方都难

以做出道德评价 (关涛和康海华, 2017)。例如本文关注的印象管理型 OCB 就属于这种类型: “假好”是“好”还是“坏”? 从行为动机与结果的矛盾上判断, 多少会陷入一种伦理困境 (Talevich, 2017)。另外本文还关注后续行为中的“不坏”, 也具有模糊性, 即“不做坏事”是否就是“好”, 这也属于非典型的伦理价值判断。截至目前, 这些真实存在的、非典型的或者非纯粹的“好”与“坏”, 并没有被纳入道德许可的研究范畴。本研究关注的“先假好”和“后不坏”, 在道德评价上, 都属于“非典型”的“善”与“恶”, 这与当前道德许可研究所关注的典型的善恶现象有很大区别。那些努力在组织中扮演“好人”角色的“演员”, 会激发形式上的“好事”, 此刻 OCB 已沦为一种表演工具, 是员工用来维护形象以获取组织资源的策略。行为表现正当但内隐动机不纯, 此时的“假好”就不容易界定其道德边界。本文将这种出现道德属性困境的行为引入道德许可研究, 通过行为人为自己思考自己的内隐自利动机与外在利他行为表现的矛盾困惑, 关注“假好”向“不坏”的转化, 实则比典型的“好”与“坏”向着“模糊”的方向前进了一步, 可以视为将道德许可研究推进到关注模糊道德行为或伦理困境的一次有意义的尝试, 有助于推动道德许可研究向更深层次迈进。

5.2 管理内涵

第一, 本文对印象管理做了一定程度的正名, 即最初主观的自利动机最后却带来了客观的利他结果, 这有助于提醒管理者理性看待员工的印象管理策略。

由于组织管理者在资源分配、职务晋升、绩效评价等方面具有决策权, 会直接影响下属的利益, OCB 具有外显的利组织倾向, 容易为实施者建立良好的道德形象, 往往能快速获取领导情感信任, 进而在资源和利益分配上有所收获。利用 OCB 这种角色外行为博得管理者的赏识, 就成为一些印象管理动机强烈的员工获得快速晋升和资源分配优先权的投机策略, 印象管理也因此蒙上了黑色阴影。当管理者识别出或自认为下属的 OCB 是印象管理驱动的, 可能会给予负面评价, 或者采用反印象管理策略给予回应。但是印象管理动机的自利属性是利益最大化的理性使然, 不应该总是放大其负面效应。本研究为印象管理型 OCB 的正面效应提供了新的证据: (1) 自我推销和示范动机尽管是利己的, 但它们驱动的 OCB 也是角色外的超载行为, 在表现上与真实或主动 OCB 相同, 客观上是有利于组织的; (2) 自我推销与示范动机驱动 OCB 后, 会抑制道德许可, 进而也会抑制职场偏差行为。合并讨论, 发现这些印象管理动机起初会驱动他们实施 OCB 等角色外行为扮演好人, 经过道德反思、抑制道德许可等一系列的心理活动后, 最终也起到了让他们在组织中少做坏事的作用。无论起初的 OCB 还是后来的少做坏事, 在客观上都是有助于组织或同事的。因此, 如果管理者辨别出员工 OCB 背后的自利动机, 大可不必视之为“洪水猛兽”, 甚至可以反向利用员工的自我推销或示范效应等印象管理策略。例如通过语言或暗示手段, 非正式地设置员工角色外行为框架或目标, 以此规范、引导和激励他们实现角色外超载行为的良性循环。这能使员工在实现个人利益追求的同时, 更好地满足组织的利益要求。

第二, 管理者应认识到员工的内疚情绪价值并实施干预, 以阻断职场偏差行为的形成路径。

个体与组织的关系并非完全基于理性契约, 情感同时扮演着重要的角色。本研究引入内疚感这一情绪变量, 发现印象管理动机下的 OCB 具有抑制道德许可和后续偏差行为的倾向, 而内疚感能够

强化这种倾向。内疚感是一个相对感性的情绪指标,也是道德反思的“晴雨表”:它会引发员工利用自我认知主动进行道德反思,并在反思过程中产生情绪变化。如果动态地看待道德认知,会发现内疚感与道德反思通常是相互促进的关系,它可以引发道德反思,而道德反思的结果又会加重或减缓内疚情绪。当内疚感在这个动态过程中不断增加时,员工会重新思考自己的行为动机、行为道德和行为后果,最终可能会激发他们为之前不道德行为进行补偿的愿望,进而避免以后做坏事来减轻内疚,或者做一些好事来抵消内疚。由此可见,员工的内疚感虽然只是一种情绪,但它同样是阻断职场偏差行为的重要环节。

因此,管理者可以通过干预员工的内疚情绪来阻碍道德许可和职场偏差行为。内疚感的干预途径或步骤有:(1)可以定期做情绪问卷,了解员工现阶段的内疚状态,及时与内疚程度较高的员工进行专门沟通,了解原因所在;(2)如果发现员工的高内疚感是因为先前在组织中做了坏事,管理者可以在沟通过程中,明示或暗示对方采取积极行动,通过做好事来减缓或抵消内疚情绪;(3)设法培育高道德标准的组织文化,鼓励员工创建有正义感的工作氛围。

5.3 研究局限与展望

首先,对驱动 OCB 的前因变量有进一步丰富的空间。纵观以往研究,可以发现 OCB 带来的良好道德感知是引发道德许可的重要心理概念,因此 OCB 是道德许可形成路径的核心环节。本研究从印象管理策略中提取出自我推销和示范两种动机,作为触发自利型 OCB 的前因,以此讨论它们对道德许可和后续偏差行为的作用路径。这是一个将心理负面动机和实际工作情境相结合的有趣尝试。未来研究可从引发 OCB 的多种因素和概念出发,继续延展和丰富道德许可的前因研究。例如从员工个人角度分析,对工作积极的认知、随和、富有责任心、正义感、积极情感、关心他人和集体主义导向等,都可能引发员工的 OCB。按照本文路径模型,从 OCB 这一环节向前溯源,就可以细化不同类型 OCB 对道德许可影响的研究。

其次,对道德许可引发机制的分析框架有待继续完善。除了 OCB 这一具体的核心变量外,道德行为是否发生在不同的领域(Effron, 2010)、先前的道德行为是否具体并且与当前行为间隔较近(Merritt et al., 2010)、后续不道德行为的发生环境、组织文化、组织声誉等情境变量(Klotz & Bolino, 2013),以及个体价值导向等心理或情绪因素等,都可能影响道德许可。本研究分析道德许可的情境影响因素时,主要考虑了内疚感这一个体情绪做调节变量。如果拓展分析,会发现个体道德认同很可能也是一个有效的调节变量。因此,未来研究可以将道德自我认同纳入调节变量。当然,情景变量也可以从善行发生领域、时间间隔、组织文化等方面继续予以丰富。

最后,道德许可的测量方法有待完善。目前涉及道德许可的文献主要集中在伦理学或个体心理学领域,普遍采用逻辑推导法构建理论分析框架,或用实验法分析道德许可的心理机制。工作场所中的道德许可研究更适用于问卷调研,但该领域研究正处于起步阶段,还没有出现公认的、成熟的、完整的道德许可量表。其间有国外学者做过量表开发的尝试,如 Lin 等(2016)利用专家评议法对道德许可的一个维度——道德信誉进行了量表开发,Aquino 和 Reed(2002)使用概念演绎法开发了道德许可的另一个维度——道德证书量表。由于这两个维度量表是不同学者使用不同方法开发的,

量表题项表述不统一,无法将这两个维度分量表生硬合并为道德许可量表,单独使用其中任一分量表也无法完整描述道德许可,因而即便在国外文献中,道德许可的调研也较少应用上述量表。另外,这两个分量表基于美国社会个体主义道德取向的背景而开发,与我国的家国本位道德取向有一定差距,因此使用这些量表难以描述中国人独特的道德许可路径。本研究认为,未来最迫切的工作就是为道德许可开发专门量表。以后可借鉴扎根理论,对一定数量的个体或团队案例进行开放性访谈,以此收集量表题项;然后进行开放性编码、主轴编码或选择性编码,再通过理论饱和度实验或验证性因子分析等一系列程序,系统完整地验证这些题项的有效性,以提高测量的准确度。

◎ 参考文献

- [1] 甘莉. 组织公民行为对职场偏差行为的促进效应研究 [D]. 华东理工大学, 2021.
- [2] 关涛, 甘莉, 康海华. “好人不做坏事”抑或“好人也做坏事”——组织关爱对模糊性偏差行为的双面效应研究 [J]. 南开管理评论, 2021, 24 (5).
- [3] 关涛, 康海华. “员工为什么先好”而“后坏”——基于道德许可的理论分析框架 [J]. 外国经济与管理, 2017, 39 (6).
- [4] 刘文彬, 井润田. 组织文化影响员工反生产行为的实证研究——基于组织伦理气氛的视角 [J]. 中国软科学, 2010 (9).
- [5] Ahmad, M. G., Klotz, A. C., Bolino, M. C. Can good followers create unethical leaders? How follower citizenship leads to leader moral licensing and unethical behavior [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2021, 106 (9).
- [6] Aquino, K., Reed, A. The self-importance of moral identity [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2002, 83 (6).
- [7] Bies, R. J., Organ, D. W. Organizational citizenship behavior: The good soldier syndrome [J]. *Academy of Management Review*, 1989, 14 (2).
- [8] Bolino, M. C. Citizenship and impression management: Good soldiers or good actors? [J]. *Academy of Management Review*, 1999, 24 (1).
- [9] Bolino, M. C., Turnley, W. H. Measuring impression management in organizations: A scale development based on the Jones and Pittman taxonomy [J]. *Organizational Research Methods*, 1999, 2 (2).
- [10] Bonner, J. M., Greenbaum, R. L., Quade, M. J. Employee unethical behavior to shame as an indicator of self-image threat and exemplification as a form of self-image protection: The exacerbating role of supervisor bottom-line mentality [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2017, 102 (8).
- [11] Chawla, N., Gabriel, A. S., Rosen, C. C., et al. A person-centered view of impression management, inauthenticity, and employee behavior [J]. *Personnel Psychology*, 2021, 74 (4).
- [12] Cottrell, C. A., Neuberg, S. L. Different emotional reactions to different groups: A socio-functional threat-based approach to “prejudice” [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, 88

- (5).
- [13] Effron, D. A. Letting people off the hook: When do good deeds excuse transgressions? [J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2010, 36 (12).
- [14] Elgaaied, L. Exploring the role of anticipated guilt on pro-environmental behavior—A suggested typology of residents in France based on their recycling patterns [J]. *Journal of Consumer Marketing*, 2012, 29 (5).
- [15] Farh, J. L. , Earley, P. C. , Lin, S. C. Impetus for action: A cultural analysis of justice and organizational citizenship behavior in Chinese society [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42 (3).
- [16] Grant, A. M. , Mayer, D. M. Good soldiers and good actors: Prosocial and impression management motives as interactive predictors of affiliative citizenship behaviors [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2009, 94 (4).
- [17] Harris, K. J. , Zivnuska. S. , Kacmar, K. M. , et al. The impact of political skill on impression management effectiveness [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2007, 92 (1).
- [18] Hayes, A. F. Introduction to mediation, moderation and conditional process analysis: A regression-based approach [J]. *Journal of Educational Measurement*, 2014, 51 (3).
- [19] Hughes, I. , Levey, Z. , Lee, J. , Jex, S. Doing good to be (subtly) bad: A moral licensing view on the relations between organizational citizenship behavior and instigated incivility [J]. *Human Performance*, 2023, 36 (5).
- [20] Hui, C. , Lam, S. S. K. , Law, K. K. S. Instrumental values of organizational citizenship behavior for promotion: A field quasi- experiment [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2000, 85 (5).
- [21] Jones, E. E. , Pittman, T. S. Toward a general theory of strategic self-presentation [J]. *Psychological Perspectives on the Self*, 1982, 1 (1).
- [22] Kim, J. K. , Holtz, B. C. , Hu, B. Rising above: Investigating employee exemplification as a response to the experience of shame induced by abusive supervision [J]. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 2020, 93 (4).
- [23] Kim, Y. J. , Van Dyne, L. , Kamdar, D. , Johnson, R. E. Why and when do motives matter? An integrative model of motives, role cognitions, and social support as predictors of OCB [J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2013, 121 (2).
- [24] Klotz, A. C. , Bolino, M. C. Citizenship and counterproductive work behavior: A moral licensing view [J]. *Academy of Management Review*, 2013, 38 (2).
- [25] Koopman, J. , Rosen, C. C. , Gabriel, A. S. , et al. Why and for whom does the pressure to help hurt others? Affective and cognitive mechanisms linking helping pressure to workplace deviance [J]. *Personal Psychology*, 2020, 73 (2).
- [26] Leary, M. R. , Kowalski, R. M. Impression management: A literature review and two component model [J]. *Psychological Bulletin*, 1990, 107 (1).

-
- [27] Lin, K. J. , Savani, K. , Llies, R. Doing good, feeling good? The roles of helping motivation and citizenship pressure [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2019, 104 (8).
- [28] Lin, S. H. J. , Ma, J. , Johnson, R. E. When ethical leader behavior breaks bad: How ethical leader behavior can turn abusive via ego depletion and moral licensing [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2016, 101 (6).
- [29] Liu, F. , Chow, I. H. , Huang, M. Increasing compulsory citizenship behavior and workload: Does impression management matter? [J]. *Frontiers in Psychology*, 2019, 10 (7).
- [30] Merritt, A. C. , Effron, D. A. , Monin, B. Moral self-licensing: When being good frees us to be bad [J]. *Social and Personality Psychology Compass*, 2010, 4 (5).
- [31] Perkins, B. G. , Podsakoff, N. P. , Welsh, D. T. Variance in virtue: An integrative review of intraindividual (un) ethical behavior research [J]. *Academy of Management Annals*, 2024, 18 (1).
- [32] Peyrat-Guillard D. , Glińska-Noweś A. , Lis A. , et al. Intersections of organizational citizenship behaviors and counterproductive work behaviors: Empirical evidence of moral licensing and cleansing theories [J]. *Human Systems Management*, 2024, 43 (3).
- [33] Rioux, S. M. , & Penner, L. A. The causes of organizational citizenship behavior: A motivational analyses [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2001, 86 (6).
- [34] Rudman, L. A. Self-promotion as a risk factor for women: The costs and benefits of counterstereotypical impression management [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, 74 (3).
- [35] Salamon, S. D. , Deutsch, Y. OCB as a handicap: An evolutionary psychological perspective [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2006, 27 (2).
- [36] Spector, P. E. , Fox, S. An emotion-centered model of voluntary work behavior: Some parallels between counterproductive work behavior and organizational citizenship behavior [J]. *Human Resource Management Review*, 2002, 12 (2).
- [37] Susewind, M. , Hoelzl, E. A matter of perspective: Why past moral behavior can sometimes encourage and other times discourage future moral striving [J]. *Journal of Applied Social Psychology*, 2014, 44 (3).
- [38] Takeuchi, R. , Bolino, M. C. , Lin, C. C. Too many motives? The interactive effects of multiple motives on organizational citizenship behavior [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2015, 100 (4).
- [39] Talevich, J. R. , Read, S. J. , Walsh, D. A. , et al. Toward a comprehensive taxonomy of human motives [J]. *PloS ONE*, 2017, 12 (2).
- [40] Tang, P. M. , Yam, K. C. , Koopman, J. Feeling proud but guilty? Unpacking the paradoxical nature of unethical pro-organizational behavior [J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2020, 160 (September).
- [41] Tangney, J. P. , Stuewig, J. , Mashek, D. J. Moral emotions and moral behavior [J]. *Annual Review of Psychology*, 2007, 58 (1).

- [42] Yam, K. C. , Klotz, A. C. , He, W. , et al. From good soldiers to psychologically entitled: Examining when and why citizenship behavior leads to deviance [J]. *Academy of Management Journal*, 2017, 60 (1).

**“Pretending to Be a Good Guy, Being a Good Guy” :
Study on the Inhibitory Effect of Impression Management OCB
on Moral Licensing and Deviant Behavior**

Guan Tao Yin Yufang Ji Ping

(School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai, 200237)

Abstract: In order to reveal the impact of organizational citizenship behavior (OCB) dominated by impression management motivation on moral licensing and deviant behavior in the workplace, based on moral balance theory, this paper constructs a chain moderating mediation model for performative OCB's inhibitory effect on moral licensing and subsequent workplace deviant behavior from self-promotion and exemplification effect. Through questionnaire survey and hypothesis testing, it was found that OCB performed by employees out of self-promotion and exemplification effect could trigger employees' moral perception and reflection on the false-self under the effect of moral balance and compensation psychology. That's to say, these formal "good people" or "good deeds" were not conducive to make employees feel morally superior, but rather would lower moral assessment of themselves, thus inhibit moral licensing and subsequent workplace deviant behavior. In addition, this paper identified that employees' feelings of guilt played a reinforcing moderating role in the chain mediation path. This further meant that, for employees with high sense of guilt, the inhibitory effect of performative OCB on moral licensing and deviant behavior was more significant. To sum up, this paper justifies impression management to a certain extent, in other words, employees who perform good deeds for the sake of impression management will result in objective altruistic results from initially subjective self-interest. In this way, it suggests that managers do not need to worry too much about employees performing good deeds for their own benefit, because these performative OCB will in turn restrain them from doing bad things.

Key words: Impression management; Organizational citizenship behavior; Guilt; Moral licensing; Deviant behavior

专业主编: 杜旌