

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.02.004

# 职场友谊有助于打破员工沉默吗?

刘昕, 朱冰妍

(中国人民大学 公共管理学院, 北京 100872)

**摘要:** 基于资源保存理论, 探究职场友谊对不同类型员工沉默行为的影响, 考察工作繁荣的中介作用和自我效能感的调节作用。对356名员工进行两阶段问卷调查, 数据分析结果表明: 职场友谊对员工的默许沉默、防御沉默和漠视沉默均有显著的负向影响, 工作繁荣在其中发挥中介作用; 自我效能感调节工作繁荣与防御沉默、漠视沉默之间的负向关系, 以及工作繁荣在职场友谊与防御沉默、漠视沉默之间的中介效应, 对于高自我效能感的员工, 工作繁荣对防御沉默、漠视沉默的负向影响更强, 职场友谊通过工作繁荣对防御沉默、漠视沉默的间接效应也更强。

**关键词:** 职场友谊; 员工沉默行为; 工作繁荣; 自我效能感; 资源保存理论

**中图分类号:** F272.92 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2023) 02-0046-15

## 一、问题提出

在当今极具变化性、不确定性、复杂性、模糊性的环境下, 无论是企业还是政府等各类组织, 都面临诸多新问题和新的挑战。传统的领导集中决策、员工负责执行的管理方式, 已经很难确保组织及时有效地对变化作出反应。员工长期处于工作一线, 不仅掌握着很多上级管理者未必了解的第一手信息, 更加直接地感受到各项决策或政策在实践中产生的真实效果, 而且往往比上级管理者更为敏锐地感知到变化给组织带来的影响。因此, 来自员工的建设性意见或建议有助于组织在技术、产品、管理等方面的创新, 对于组织的健康生存、高效运营、创新变革以及可持续发展具有重要意义。然而, 现实情况却是, 即使员工清楚地了解各种既有的或潜在的问题, 也知道如何采取措施加以改进或预防, 却选择对组织、领导和同事保留自己的意见、建议和想法, 表现出员工沉默行为 (employee silence)<sup>[1]</sup>。员工沉默行为在绝大多数情况下都是一种负面现象, 不仅影响组织的决策质量, 使组织错失许多创新机会<sup>[2]</sup>, 而且会影响员工的身心健康并导致职业倦怠<sup>[3]</sup>。有鉴于此, 如何打破员工沉默便成为学者和管理实践者共同关注的重要议题。

员工在组织内沉默慎言主要受个体特征、组织情境、社会文化等因素的影响。组织中的人际关系既是导致员工陷入沉默的重要因素, 也是抑制沉默发生的关键突破口<sup>[4]</sup>。现有研究主要考察组织中的正式关系对员工沉默行为的影响, 如领导成员交换<sup>[5]</sup>、团队成员交换<sup>[6]</sup>、同事社会交换<sup>[7]</sup>等, 但普遍存在于同事之间的非正式人际关系——职场友谊 (workplace friendship) 尚未得到足够的关注。职场友谊表现为

收稿日期: 2022-07-20; 修回日期: 2022-11-04

基金项目: 中国人民大学中央高校建设世界一流大学 (学科) 和特色发展引导专项资金项目“公务员工作满意度调查的国际经验与中国方案设计” (2021042)

作者简介: 刘昕 (1970—), 男, 中国人民大学公共管理学院教授、博士生导师; 朱冰妍 (1996—), 女, 中国人民大学公共管理学院博士研究生, 通信作者。

同事之间相互欣赏、信任、支持、有共同的兴趣和价值观<sup>[8]</sup>,对员工的工作态度和行为以及组织有效性都产生重要的影响<sup>[9]</sup>。在实践中,许多管理者为了打破组织或团队的沉默氛围,主动采取破冰策略鼓励员工成为朋友;还有一些管理者则恰恰相反,他们有意不让员工之间过于亲密,以防止员工抱团。那么,职场友谊究竟是否有助于打破组织中的员工沉默?尽管已有研究证明,职场友谊能促进员工建言行为<sup>[10]</sup>,但建言不等同于不沉默,因为员工建言时可能会隐瞒和保留一部分观点。沉默与建言的关系是对立中存在独立,二者的概念内涵、测量方式和影响因素都不尽相同,不能将对建言行为的研究结论照搬至沉默行为<sup>[11]</sup>。因此,本文拟探究职场友谊与员工沉默行为的关系。

资源保存理论 (conservation of resources theory) 是解释员工沉默形成机制的经典理论。根据资源保存理论,资源匮乏或资源损失是沉默行为产生的重要原因,而职场友谊作为一种条件性资源,有助于员工获得活力 (vitality, 精力和能量旺盛) 与学习 (learning, 获取并应用知识) 并存的工作繁荣 (thriving at work) 体验<sup>[12]</sup>,促使员工表现出更多积极主动的工作行为,减少沉默等消极防御的工作行为<sup>[13]</sup>。因此,本文拟从工作繁荣的视角探究职场友谊对员工沉默行为的作用机制。此外,尽管职场友谊和工作繁荣为抑制员工沉默行为创造了条件,但是资源得失与员工沉默行为之间的关系还受到自我效能感 (self-efficacy) 等个体因素的调节<sup>[14]</sup>,高自我效能感的员工更不容易陷入沉默<sup>[15]</sup>。因此,本文拟探究自我效能感在职场友谊影响员工沉默行为过程中的调节作用。

综上,本文基于资源保存理论构建一个有调节的中介模型,探究职场友谊对员工沉默行为的影响以及工作繁荣的中介作用和自我效能感的调节作用,以期从理论和实证双重层面上理解职场友谊影响员工沉默行为的内在机制,为组织正确认识和管理职场友谊,有效减少员工沉默行为提供有益启示。

## 二、文献综述

### (一) 员工沉默行为

莫里森和米利肯 (Morrison & Milliken, 2000) 将组织沉默定义为员工对组织潜在问题保留个人观点的一种集体现象<sup>[16]</sup>。平德和哈洛斯 (Pinder & Harlos, 2001) 将沉默行为落实到个体层面,即员工面对组织潜在问题和绩效改进方向选择“知而不言,保留观点”<sup>[17]</sup>。本文采用郑晓涛等 (2008)<sup>[1]</sup>对中国背景下员工沉默的概念界定:员工本可以根据自己的知识储备和经验积累,提出有助于工作改进和组织发展的意见、建议和想法,但是却出于某种考虑而选择保留个人观点,或者仅表达提炼和过滤后的部分观点。中国情境下的员工沉默分为三个维度:默许沉默、防御沉默和漠视沉默。默许沉默是指员工预期自己无法改变现状而消极、被动地保留观点,一般发生在员工与领导之间。防御沉默是指员工为避免发生人际冲突而选择保留意见,一般发生在员工与领导或同事之间。漠视沉默是指员工对组织缺乏认同感和归属感,不关心组织利益和组织发展而保持沉默,一般发生在员工和组织之间<sup>[7]</sup>。以往研究大多将员工沉默作为一个整体构念进行分析,这会产生以下问题:首先,沉默行为的整体水平难以体现员工沉默的动机,例如无话可说导致的沉默就不属于员工沉默的研究范畴。其次,单维度的沉默容易被误解为建言的缺失。实际上,沉默与建言最核心的区别不在于发言多少,而在于员工工作出行为选择的动机是保留还是表达观点。最后,不同维度的沉默具有不同动因,唯有具体问题具体分析才能更好地对症下药<sup>[18]</sup>。因此,本文将从多维度动机视角对员工沉默行为进行细致探讨。

### (二) 职场友谊

现有研究发现,团队成员交换<sup>[6]</sup>、同事社会交换<sup>[7]</sup>与员工沉默行为具有负向关系,但这些都是建立在工作角色和任务目标基础上的正式关系,同事之间还可能发展形成职场友谊等非正式关系。学术界对职场友谊的关注可以追溯到以梅奥为代表的人际关系学说。组织中的工作者是“社会人”而非“经济人”,他们在追求物质报酬的同时,也追求友谊、安全和归属等社会需要的满足,组织中的非正式关系有助于激发员工士气和工作积极性。职场友谊是员工在工作环境中与同事形成的一种自愿的、非正式的和非排他的人际关系,表现为彼此欣赏、信任、支持、有共同的兴趣和价值观<sup>[8]</sup>。职场友谊不同于领导成

员交换、团队成员交换等正式关系,它更具有自发性,不局限于组织规定的工作角色<sup>[19]</sup>。职场友谊也不仅仅体现为人们以友好的方式相处或成为“熟人”,它还包含频繁的互动、互相欣赏和喜爱、维持关系的承诺以及相互信任,是一种更加亲密的伙伴关系<sup>[8]</sup>。尽管上下级之间也可能发展形成职场友谊,但职场友谊更普遍地发生在同级的同事之间<sup>[20]</sup>。在中国组织情境中,同事之间通常遵循兄弟或朋友的相处模式<sup>[21]</sup>,人们天然追求与同事建立高质量的友谊关系,并从中获得满足<sup>[22]</sup>。因此,在中国情境下开展职场友谊与员工沉默行为的关系研究具有重要的理论和现实意义。

### (三) 职场友谊对员工沉默行为的影响机制

以往研究在讨论职场人际关系对员工沉默行为的影响机制时,大多依据社会交换理论的互惠原则<sup>[14]</sup>。然而,互惠原则对上述作用机制解释得并不全面,员工可能因为消极互惠而导致沉默,却不一定因为积极互惠而减少沉默。因此,有必要超越交换关系本身,探究有效打破员工沉默的驱动机制。根据资源保存理论,人们会努力获取、维持和保护所珍视的资源<sup>[23]</sup>。公开提出意见和表达观点需要消耗大量资源,当个体面临资源匮乏或者资源损失的威胁时,倾向于采取防御性质的资源保存策略,例如保持沉默。因此,持续的资源积累是打破员工沉默的重要条件。对于关系取向的中国人来说,职场人际关系是其所重视的宝贵资源<sup>[24]</sup>。职场友谊作为一种条件性资源,为个体获得更多关键资源创造了条件<sup>[10]</sup>,促使个体获得工作繁荣的积极体验<sup>[12]</sup>。工作繁荣是指个体在工作中同时体验到活力和学习的积极心理状态,活力意味着个体在工作中精力充沛、能量旺盛;学习则是指个体在工作中获取并应用新知识和新技能,感受到自己在成长和进步<sup>[25]</sup>。工作繁荣促进个体的身心健康和积极的组织行为,而部门情境特征、工作资源和动因性工作行为是实现工作繁荣的三项核心要素<sup>[25]</sup>。基于资源保存理论,职场友谊可能通过促进工作繁荣,进而减少员工沉默行为的发生。

如前所述,员工沉默行为是个体因素和情境因素共同作用的结果,“说不说、说多少”归根结底是个体的行为选择。根据资源保存理论,不同个体在面对资源收益与损失时表现出不同的态度和行为反应<sup>[26]</sup>,有学者号召应进一步探究个体特征如何调节资源得失与员工沉默行为之间的关系<sup>[14]</sup>。自我效能感是人们对自己能否胜任某项工作活动的自信程度,反映了个体对自身应对能力的总体认知<sup>[27]</sup>,影响个体的思维和情感过程、努力程度及行为选择<sup>[28]</sup>。高自我效能感的员工表现出较低水平的沉默行为<sup>[15]</sup>。由此推测,自我效能感可能在职场友谊抑制员工沉默行为的过程中发挥调节作用。

综上,现有研究存在以下不足:一方面,职场友谊与员工沉默行为之间的关系尚未明晰;另一方面,职场友谊影响员工沉默行为的作用机制和边界条件有待进一步探讨。基于此,本文以资源保存理论为基础,从多维度动机视角探究职场友谊对员工沉默行为的影响,以及工作繁荣的中介作用和自我效能感的调节作用,旨在丰富该领域的研究成果。

## 三、理论分析与研究假设

### (一) 职场友谊与员工沉默行为

职场友谊是一种自愿的、非正式的和非排他的人际关系,表现为员工与同事彼此欣赏、信任、支持、有共同的兴趣和价值观<sup>[8]</sup>。根据资源保存理论,人们通常会努力获取、保护和维持他们所珍视的资源。当员工在职场中面临资源损失的威胁时,为了维护现有资源、避免造成更多损失,倾向于采取规避或被动的资源保存策略,通常选择保持沉默<sup>[14]</sup>。如果员工与同事间的人际关系质量较低,员工不仅难以从同事那里获得支持性资源,还可能面临同事之间的信任缺失、沟通困难甚至人际冲突,需要消耗额外的资源来应对由此带来的压力<sup>[29]</sup>。在这种情况下,员工倾向于采取资源保存策略,即隐瞒和保留自己的真实观点,表现出沉默行为<sup>[30]</sup>。反之,高质量的职场友谊为员工获得更多关键性资源创造了条件,增进了员工与同事之间的信任和沟通,有助于缓解员工的工作压力,促使员工采取更加积极的行动策略,即愿意充分表达自己的想法和意见,减少对观点的保留<sup>[10]</sup>。

本文推测,职场友谊对默许沉默、防御沉默和漠视沉默三个维度都有抑制作用。在默许沉默维度,

一方面,职场友谊为员工搭建了良好的沟通平台,促进员工之间关于信息、知识、经验和观点等方面的交流与碰撞<sup>[22]</sup>,深化了员工对工作、组织相关问题的认识和理解,激发其不断产生新的、有价值的观点和想法;另一方面,职场友谊满足了员工对社交、安全和归属的需要,员工能够从同事那里获得工具性和情感性支持<sup>[22]</sup>,增强了员工的心理资本,使员工在工作中更加乐观和自信<sup>[12]</sup>。因此,员工预期自己有能力提出更多合理化建议并获得领导采纳<sup>[31]</sup>,不再消极、被动地保留观点,从而减少默许沉默的发生。在防御沉默维度,职场友谊建立在员工间相互信任的基础上。一方面,员工把同事当成值得信任的“自己人”,愿意对同事敞开心扉表达自己的真实想法;另一方面,同事信任员工指出问题、提出意见和建议是为了帮助组织更好地开展工作,而不是为了逢迎上司或故意找麻烦<sup>[32]</sup>,员工无须为了维护表面和谐而刻意回避冲突<sup>[33]</sup>,更不必担心向领导或同事提出意见会遭到消极对待甚至打击报复,从而减少防御沉默的发生。在漠视沉默维度,职场友谊作为一种积极的工作特征,为员工创造了友好、和谐、信任、合作的工作环境和团队氛围,员工对于提供职场友谊发展环境的组织投入了更多的情感承诺<sup>[34]</sup>,职场友谊越深厚,员工就会有越强烈的组织承诺,对组织有更强的认同感、归属感和参与度<sup>[35]</sup>。由此激励员工自觉展现主人翁的姿态,发自内心地站在组织的角度考虑问题,为解决组织问题、推进组织高质量发展建言献策,从而减少漠视沉默的发生。综上,本文提出以下假设:

假设 H1: 职场友谊对默许沉默 (H1a)、防御沉默 (H1b) 和漠视沉默 (H1c) 具有显著的负向影响。

## (二) 工作繁荣的中介作用

工作繁荣的社会嵌入模型认为,工作繁荣产生于与他人的社会互动。高质量的人际关系有助于促进工作繁荣<sup>[25]</sup>。根据资源保存理论,员工所拥有的关键资源是实现工作繁荣的重要条件<sup>[36]</sup>。职场友谊作为一种工作场所的高质量人际关系,不仅为员工获取丰富的关系、情感和信息资源创造了条件,而且营造了信任、尊重与合作的组织氛围,促使员工体验到高水平的活力与学习,从而实现工作繁荣。在活力维度,职场友谊意味着员工与同事建立了高质量的人际关系。研究表明,同事之间的高质量互动关系能够使员工感受到充沛的活力与能量<sup>[37]</sup>,与他人进行有意义的互动(包括同事间相互支持与合作)是影响活力产生的最主要前因变量<sup>[38]</sup>。在学习维度,职场友谊通过搭建信息互通、知识分享、技能互助与经验交流的平台,为员工创造了相互交流、相互学习的机会。建立职场友谊的员工之间乐于进行知识共享和资源交换,互相帮助解决工作上的难题<sup>[39]</sup>。员工通过与他人的互动不断获取新的知识,提升自身工作技能与能力,获得良好的学习体验<sup>[40]</sup>。克莱恩等(Kleine et al., 2019)的元分析表明,和谐友好的同事关系与工作繁荣呈显著正相关<sup>[41]</sup>。陈洪安等(2016)对中国企业员工的问卷调查结果验证了职场友谊对工作繁荣的正向预测作用<sup>[12]</sup>。因此,本文提出以下假设:

假设 H2: 职场友谊对工作繁荣具有显著的正向影响。

根据资源保存理论,拥有较多资源的个体不仅不容易遭受资源损失,还能获得更多资源,形成资源增值螺旋。工作繁荣的员工处于资源积累的积极状态,倾向于采取主动性的资源投资活动以维持繁荣状态<sup>[13]</sup>,他们积极参与角色外活动,愿意表达自己的意见、建议和想法,较少隐瞒和保留观点。一方面,员工体验到的活力促使其愿意超越组织的正式任务要求,通过提出意见和建议等组织公民行为来回馈组织、领导与同事<sup>[41]</sup>。另一方面,员工通过学习积累了一定的知识、技能和经验,增强了提出问题和解决问题的能力<sup>[42]</sup>。具体到员工沉默行为的三个维度:在默许沉默维度,工作繁荣不仅增强了员工识别组织问题和改进组织现状的能力,还使员工有信心应对潜在的困难和挫折<sup>[42]</sup>。员工相信自己的意见和想法能获得采纳,并且对组织发展有所助益,进而减少默许沉默的发生。在防御沉默维度,拥有较高水平工作繁荣的员工,通常对同事的需求给予高度关注,容易与同事建立长期互惠的支持关系<sup>[25]</sup>。员工拥有充沛的活力来应对与领导和同事的潜在人际冲突,并且通过不断学习和经验积累增强了化解冲突的能力,由此减少防御沉默的发生。在漠视沉默维度,元分析表明,工作繁荣与员工的工作满意度和组织承诺高度正相关<sup>[41]</sup>。员工重视维护组织利益和推动组织长远发展,自觉以主人翁的姿态贡献自己的意见和

建议, 从而减少漠视沉默的发生。综上, 职场友谊促使员工获得工作繁荣的积极体验, 进而减少了员工沉默行为。由此推断, 工作繁荣是职场友谊抑制员工沉默行为过程中的重要心理中介。基于此, 本文提出以下假设:

假设 H3: 工作繁荣对默许沉默 (H3a)、防御沉默 (H3b) 和漠视沉默 (H3c) 具有显著的负向影响。

假设 H4: 工作繁荣在职场友谊与默许沉默 (H4a)、防御沉默 (H4b) 和漠视沉默 (H4c) 之间起中介作用。

### (三) 自我效能感的调节作用

自我效能感是人们对自己能否胜任某项工作活动的自信程度, 反映了个体对自身应对能力的总体认知<sup>[27]</sup>。高自我效能感的员工拥有更加积极的态度和动机, 将工作中的挑战看作学习和进步的机会, 倾向于采取积极主动的行为策略并愿意付出更多努力。低自我效能感的员工为了避免失败, 通常采取消极防御的行为策略<sup>[43]</sup>。有研究表明, 自我效能感能够调节积极心理状态对工作行为的影响过程。例如, 张宏远等 (2018) 研究发现, 自我效能感正向调节心理需求满足和员工主动行为之间的关系, 自我效能感越强, 心理需求满足对员工主动行为的正向影响越强<sup>[44]</sup>。遵循这一逻辑, 本研究推测, 自我效能感可能会调节工作繁荣与员工沉默行为之间的关系。

根据霍布福尔等 (Hobfoll et al., 2018)<sup>[26]</sup>对资源保存理论的最新发展, 多种资源的积累有利于开启资源车队通道 (resource caravan passageways), 进一步提升员工的工作投入和韧性, 促使其采取更加积极和富有挑战性的行为策略。具体到员工沉默行为的研究中, 自我效能感作为一种个人特质资源<sup>[26]</sup>, 对员工沉默行为有显著的负向影响<sup>[15]</sup>。工作繁荣的个体拥有丰富的资源, 而当个体同时拥有自我效能感这种个人特质资源时, 资源车队通道进一步开启。个体更有可能采取积极主动的进攻行为, 而非消极顺从的防御行为, 从而更大程度抑制员工沉默行为。因此, 高自我效能感可以增强工作繁荣对员工沉默行为的抑制作用。具体到员工沉默行为的三个维度: 在默许沉默维度, 高自我效能感的员工相信自己有能力提出有用的意见和建议, 并得到组织和领导的采纳, 进一步减少默许沉默; 在防御沉默维度, 高自我效能感的员工更关注建言对组织发展和个人发展的积极作用, 不会为了回避潜在的人际冲突而保持沉默, 进一步减少防御沉默; 在漠视沉默维度, 高自我效能感的员工具有较高的工作满意度和组织承诺<sup>[43]</sup>, 愿意站在组织的立场上考虑问题并发表见解, 进一步减少漠视沉默。反之, 低自我效能感的员工具有较强的防御性行为动机<sup>[44]</sup>, 预期自己没有能力提出有用的意见和建议, 更关注建言可能给自身带来的负面后果和资源损失 (例如遭到领导和同事非议)。即使他们获得了工作繁荣的积极体验, 但是由于个体对资源损失比资源收益的敏感性更强, 仍然倾向于通过沉默来维护现有资源。因此, 低自我效能感削弱了工作繁荣对员工沉默行为的抑制作用。基于此提出以下假设:

假设 H5: 自我效能感调节工作繁荣与默许沉默 (H5a)、防御沉默 (H5b) 和漠视沉默 (H5c) 之间的关系。对于高自我效能感的员工, 工作繁荣对默许沉默、防御沉默和漠视沉默的负向影响更强。

### (四) 整合的有调节的中介模型

由前述可知, 工作繁荣在职场友谊与员工沉默行为之间起中介作用, 且自我效能感调节工作繁荣与员工沉默行为之间的关系, 员工的自我效能感越高, 工作繁荣对员工沉默行为的负向影响越强。由此进一步推论, 工作繁荣在职场友谊与员工沉默行为之间的中介效应也受到自我效能感的调节。职场友谊作为一种条件性资源, 促进员工实现工作繁荣, 而工作繁荣意味着员工拥有丰富的资源, 能有效抑制员工沉默行为的发生。在此过程中, 自我效能感作为一种宝贵的个人特质资源, 进一步促进了资源积累, 强化了工作繁荣与员工沉默行为之间的负向关系, 进而增强了职场友谊通过工作繁荣对员工沉默行为的抑制效果。反之, 当员工的自我效能感较低时, 个体内部的资源相对匮乏, 导致工作繁荣与员工沉默行为之间的负向关系较弱, 进而削弱了职场友谊通过工作繁荣对员工沉默行为的抑制效果。综合上述分析, 本文构建一个有调节的中介模型, 并提出以下假设:

假设 H6: 自我效能感调节职场友谊通过工作繁荣影响默许沉默 (H6a)、防御沉默 (H6b) 和漠视沉

默 (H6c) 的间接作用。对于高自我效能感的员工, 职场友谊通过工作繁荣影响默许沉默、防御沉默和漠视沉默的间接效应更强。

综合上述理论分析与研究假设, 本文构建如图 1 所示的研究模型。

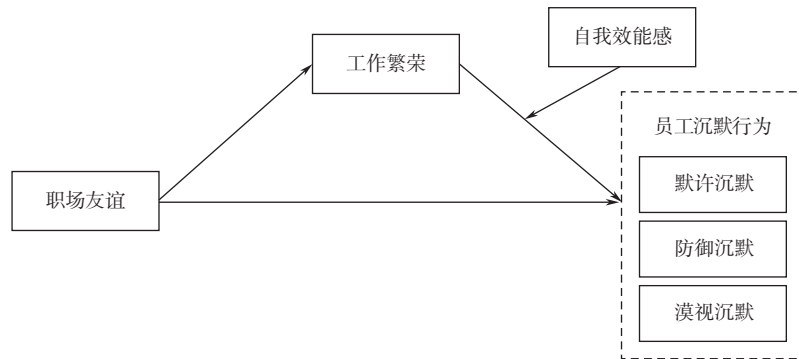


图 1 研究模型

#### 四、研究方法

##### (一) 样本选取与数据收集

考虑到职场友谊和员工沉默广泛存在于各类组织, 本文以政府机关、事业单位和企业员工作为研究对象展开问卷调查。采用方便抽样的原则, 通过第三方网络平台向江苏、广东、北京、四川、重庆等地区的在职员工发放和回收问卷, 在样本选取时尽量考虑性别、年龄等人口统计学因素的均衡性。为降低共同方法偏差, 数据收集分为两个阶段进行, 间隔时间为一个半月。第一阶段 (T1) 收集员工的职场友谊、自我效能感以及控制变量; 第二阶段 (T2) 收集员工的工作繁荣和沉默行为, 通过手机号码后 4 位数字进行样本匹配。第一阶段回收问卷 412 份, 第二阶段回收问卷 389 份。通过以下方式进行筛选: 第一, 删除作答时间小于 60 秒的问卷; 第二, 删除所有题项均选择相同答案的问卷; 第三, 删除反向题项与正向题项答案相同的问卷; 第四, 删除无法匹配的问卷。最终得到 356 份有效样本, 有效回收率为 86.4%。其中, 性别方面, 男性占 54.2%, 女性占 45.8%; 年龄方面, 30 岁及以下占 49.7%, 31~40 岁占 27.5%, 41~50 岁占 12.4%, 51 岁及以上占 10.4%; 学历方面, 大专及以下占 12.4%, 本科占 50.8%, 硕士占 32.9%, 博士占 3.9%; 工作年限方面, 5 年及以下占 46.3%, 6~10 年占 16.0%, 11~15 年占 12.6%, 16~20 年占 7.0%, 21 年及以上占 18.0%; 工作单位方面, 党政机关占 14.3%, 国有企业占 38.8%, 事业单位占 13.5%, 私营企业占 33.4%; 职务级别方面, 普通员工占 57.0%, 基层管理者占 21.3%, 中层管理者占 16.6%, 高层管理者占 5.1%。样本的比例分布基本合理, 符合研究要求。

##### (二) 测量工具

本文使用国内外权威期刊公开发表的成熟量表, 这些量表在以往研究中被证明具有良好的信度和效度。对于英文量表, 首先由两名人力资源管理专业的博士生进行翻译和回译, 然后交由一名人力资源管理专业教授进行审核修正, 并邀请人力资源管理从业者进行试填和反馈, 确保所有题项语义明确、易于理解、便于填答。所有量表均采用李克特 (Likert) 5 点计分法, 除特别说明外, 1 表示完全不符合, 5 表示完全符合。

##### 1. 职场友谊

使用尼尔森等 (Nielsen et al., 2000)<sup>[34]</sup> 开发的职场友谊量表, 测量组织中同事之间友谊关系的强度。该量表共 6 个题项, 如“我在工作中建立了牢固的友谊”, 在中国组织情境下具有良好的适用性<sup>[12]</sup>。该量表在本文中的克隆巴哈系数为 0.853。

## 2. 员工沉默行为

使用郑晓涛等(2008)<sup>[1]</sup>开发的员工沉默行为量表,让员工回忆最近一年内自己在组织中表现出各项沉默行为的频率,从1到5依次是从未、很少、有时、时常、通常。包括默许沉默、防御沉默和漠视沉默三个维度,共12个题项。默许沉默包含“领导基本已经决定了,自己的意见不会起太多作用”等4个题项,克朗巴哈系数为0.903。防御沉默包含“担心影响同事间的人际关系,对于他人工作中的欠缺和疏忽选择沉默”等4个题项,克朗巴哈系数为0.890。漠视沉默包含“我和单位感情不深,没必要说出自己的意见”等4个题项,克朗巴哈系数为0.854。

## 3. 工作繁荣

使用波拉特等(Porath et al., 2012)<sup>[45]</sup>开发的、经王甜等(2019)<sup>[46]</sup>改编的工作繁荣量表。包括学习与活力两个维度,共6个题项。学习维度包含“在工作中,我经常学到一些新东西”等3个题项。活力维度包含“在日常工作中,我思维敏捷,十分清醒”等3个题项。该量表在本文中的克朗巴哈系数为0.894。

## 4. 自我效能感

使用施瓦策尔等(Schwarzer et al., 1997)<sup>[28]</sup>开发的中文版一般自我效能感量表,共10个题项,如“如果我尽力去做的话,我总是能够解决难题”。该量表在本文中的克朗巴哈系数为0.919。

## 5. 控制变量

参考以往研究,本文将员工的性别、年龄、学历、工作年限、工作单位和职务级别设为控制变量<sup>[14]</sup>。此外,根据工作繁荣的社会嵌入模型,任务聚焦(task focus)作为一种典型的动因性工作行为,反映了个体专注于自身工作任务的程度,是工作繁荣的重要预测变量<sup>[25]</sup>。因此,将任务聚焦设为控制变量,借鉴尼尔森等(Niessen et al., 2012)<sup>[47]</sup>和佩特森等(Paterson et al., 2014)<sup>[40]</sup>的研究,使用罗特巴德(Rothbard, 2001)<sup>[48]</sup>开发的4题项量表来测量任务聚焦,如“我把大量注意力集中在工作上”,该量表在本文中的克朗巴哈系数为0.847。

# 五、数据分析与结果

## (一) 共同方法偏差的控制与检验

尽管本研究采用两阶段数据收集,但是问卷均由员工自评,仍然可能存在一定程度的共同方法偏差,因此在程序设计和统计方法上对其进行控制和检验。在程序设计上,首先,调查以匿名方式进行,保证被试者的隐私安全。第二,在问卷的每一部分前都设置指导语,并且将测量不同变量的题项间隔开来。第三,设置少量反向问题,减少被试的一致性作答<sup>[49]</sup>。在统计方法上,采用哈曼(Harman)单因子检验进行探索性因子分析,对研究变量的所有题项同时进行未旋转的主成分分析,共提取出7个特征值大于1的主成分因子,而且第一个因子解释的变异量为30.288%,低于临界值40%,证明本研究的共同方法偏差并不严重。

## (二) 验证性因子分析

本文采用软件Amos 26.0进行验证性因子分析。由表1可知,六因子模型的各项拟合指标均达到理想标准( $\chi^2/df=1.799$ ,  $TLI=0.956$ ,  $CFI=0.964$ ,  $RMSEA=0.047$ ,  $SRMR=0.059$ ),而且显著优于其他备择模型,证明各变量之间具有良好的区分效度。

表1 验证性因子分析结果

| 模型    | 因子                  | $\chi^2/df$ | TLI   | CFI   | RMSEA | SRMR  |
|-------|---------------------|-------------|-------|-------|-------|-------|
| 六因子模型 | WF、TW、SE、AS、DES、DIS | 1.799       | 0.956 | 0.964 | 0.047 | 0.059 |
| 五因子模型 | WF、TW、SE、AS、DES+DIS | 2.666       | 0.909 | 0.924 | 0.069 | 0.064 |

表1(续)

| 模型    | 因子                  | $\chi^2/df$ | TLI   | CFI   | RMSEA | SRMR  |
|-------|---------------------|-------------|-------|-------|-------|-------|
| 四因子模型 | WF、TW、SE、AS+DES+DIS | 2.939       | 0.894 | 0.911 | 0.074 | 0.073 |
| 三因子模型 | WF+TW、SE、AS+DES+DIS | 3.913       | 0.841 | 0.864 | 0.091 | 0.082 |
| 两因子模型 | WF+TW+SE、AS+DES+DIS | 5.340       | 0.763 | 0.792 | 0.111 | 0.103 |
| 单因子模型 | WF+TW+SE+AS+DES+DIS | 8.356       | 0.598 | 0.646 | 0.144 | 0.146 |

注：WF 表示职场友谊，TW 表示工作繁荣，SE 表示自我效能感，AS 表示默许沉默，DES 表示防御沉默，DIS 表示漠视沉默；“+”表示两个或多个因子合并为一个因子。

(三) 描述性统计与相关分析

各变量的均值、标准差以及相关系数如表 2 所示。由表 2 可知，职场友谊、工作繁荣、默许沉默、防御沉默、漠视沉默以及自我效能感之间均有显著的相关关系，并与理论预期一致，为假设检验提供了初步支持。

表 2 描述性统计与相关分析结果

| 变量        | 1        | 2         | 3         | 4        | 5       | 6         | 7         | 8         | 9         | 10        | 11       | 12       | 13    |
|-----------|----------|-----------|-----------|----------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|-------|
| 1. 性别     | 1        |           |           |          |         |           |           |           |           |           |          |          |       |
| 2. 年龄     | 0.168**  | 1         |           |          |         |           |           |           |           |           |          |          |       |
| 3. 学历     | -0.006   | -0.274*** | 1         |          |         |           |           |           |           |           |          |          |       |
| 4. 工作年限   | 0.179**  | 0.888***  | -0.292*** | 1        |         |           |           |           |           |           |          |          |       |
| 5. 工作单位   | -0.002   | -0.046    | -0.134*   | 0.006    | 1       |           |           |           |           |           |          |          |       |
| 6. 职务级别   | 0.236*** | 0.441***  | -0.081    | 0.478*** | 0.116*  | 1         |           |           |           |           |          |          |       |
| 7. 任务聚焦   | 0.078    | 0.058     | -0.006    | 0.076    | -0.058  | 0.123*    | 1         |           |           |           |          |          |       |
| 8. 职场友谊   | 0.067    | 0.143**   | -0.127*   | 0.119*   | -0.113* | 0.030     | 0.368***  | 1         |           |           |          |          |       |
| 9. 工作繁荣   | 0.136*   | 0.119*    | -0.018    | 0.132*   | -0.030  | 0.212***  | 0.627***  | 0.499***  | 1         |           |          |          |       |
| 10. 自我效能感 | 0.151**  | 0.109*    | -0.021    | 0.126*   | 0.026   | 0.243***  | 0.309***  | 0.277***  | 0.393***  | 1         |          |          |       |
| 11. 默许沉默  | -0.069   | 0.000     | -0.134*   | -0.037   | -0.048  | -0.189*** | -0.116*   | -0.210*** | -0.287*** | -0.111*   | 1        |          |       |
| 12. 防御沉默  | -0.067   | -0.059    | 0.065     | -0.082   | -0.124* | -0.209*** | -0.181**  | -0.305*** | -0.356*** | -0.152**  | 0.586*** | 1        |       |
| 13. 漠视沉默  | -0.074   | -0.156**  | 0.152***  | -0.175** | 0.004   | -0.229*** | -0.352*** | -0.401*** | -0.472*** | -0.219*** | 0.472*** | 0.728*** | 1     |
| 均值        | 0.540    | 1.830     | 2.280     | 2.340    | 2.660   | 1.700     | 3.940     | 3.589     | 3.883     | 3.580     | 2.959    | 2.867    | 2.444 |
| 标准差       | 0.499    | 1.006     | 0.728     | 1.542    | 1.088   | 0.921     | 0.650     | 0.753     | 0.666     | 0.598     | 0.907    | 0.926    | 0.854 |

注：N=356。\* 表示  $P<0.05$ ，\*\* 表示  $P<0.01$ ，\*\*\* 表示  $P<0.001$ （双侧检验）。后表同。

(四) 假设检验

1. 主效应和中介效应检验

本研究使用软件 SPSS 26.0 以及 PRCOSS 宏程序，检验职场友谊的主效应以及工作繁荣的中介效应。分别将默许沉默、防御沉默和漠视沉默作为结果变量，构建三组回归模型，依次将控制变量、解释变量和中介变量纳入回归模型，使用 PROCESS 宏程序进行回归分析，结果如表 3 所示。由表 3 可知，职场友谊对默许沉默（模型 2， $\beta=-0.292$ ， $P<0.001$ ）、防御沉默（模型 4， $\beta=-0.372$ ， $P<0.001$ ）和漠视沉默（模型 6， $\beta=-0.347$ ， $P<0.001$ ）均有显著的负向影响，假设 H1 得到支持。职场友谊对工作繁荣具有显著的正向影响（模型 1， $\beta=0.283$ ， $P<0.001$ ），假设 H2 得到支持。将职场友谊和工作繁荣同时放入



回归模型后, 工作繁荣对默许沉默 (模型 3,  $\beta = -0.348$ ,  $P < 0.001$ )、防御沉默 (模型 5,  $\beta = -0.385$ ,  $P < 0.001$ ) 和漠视沉默 (模型 7,  $\beta = -0.367$ ,  $P < 0.001$ ) 均有显著的负向影响, 假设 H3 得到支持。职场友谊对默许沉默 (模型 3,  $\beta = -0.194$ ,  $P < 0.01$ )、防御沉默 (模型 5,  $\beta = -0.263$ ,  $P < 0.001$ ) 和漠视沉默 (模型 7,  $\beta = -0.243$ ,  $P < 0.001$ ) 的负向效应明显减弱。这表明工作繁荣在职场友谊与默许沉默、防御沉默、漠视沉默之间起到中介作用, 假设 H4 得到支持。

表 3 回归分析结果

| 变量                    | 模型 1      | 模型 2      | 模型 3      | 模型 4      | 模型 5      | 模型 6      | 模型 7      |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 性别                    | 0.060     | -0.026    | -0.005    | -0.010    | 0.013     | 0.015     | 0.037     |
| 年龄                    | -0.021    | 0.171     | 0.164     | 0.093     | 0.085     | 0.050     | 0.042     |
| 学历                    | 0.034     | -0.218**  | -0.206**  | 0.014     | 0.028     | 0.112     | 0.125*    |
| 工作年限                  | 0.010     | -0.074    | -0.070    | -0.017    | -0.013    | -0.033    | -0.029    |
| 工作单位                  | 0.014     | -0.055    | -0.050    | -0.111*   | -0.106*   | -0.005    | 0.001     |
| 职务级别                  | 0.097**   | -0.204**  | -0.170**  | -0.209*** | -0.171**  | -0.171**  | -0.136**  |
| 任务聚焦                  | 0.503***  | -0.009    | 0.166     | -0.078    | 0.116     | -0.284*** | -0.099    |
| 职场友谊                  | 0.283***  | -0.292*** | -0.194**  | -0.372*** | -0.263*** | -0.347*** | -0.243*** |
| 工作繁荣                  |           |           | -0.348*** |           | -0.385*** |           | -0.367*** |
| <i>F</i>              | 43.374*** | 6.095***  | 7.099***  | 8.197***  | 9.448***  | 14.932*** | 16.246*** |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.500     | 0.123     | 0.156     | 0.159     | 0.197     | 0.256     | 0.297     |
| $\overline{R^2}$      | 0.488     | 0.103     | 0.134     | 0.140     | 0.176     | 0.239     | 0.279     |

注: 模型 1 是工作繁荣的回归结果, 模型 2 和模型 3 是默许沉默的回归结果, 模型 4 和模型 5 是防御沉默的回归结果, 模型 6 和模型 7 是漠视沉默的回归结果。

为确保研究结果的稳健性, 使用拔靴法进一步检验工作繁荣的中介效应, 随机重复抽样 5 000 次。结果显示, 工作繁荣中介效应的 95% 置信区间均不包含 0 (见表 4), 表明工作繁荣在职场友谊与默许沉默、防御沉默、漠视沉默之间的中介效应显著, 假设 H4 进一步得到证实。

表 4 工作繁荣的中介效应检验结果

| 中介变量 | 默许沉默   |                  | 防御沉默   |                  | 漠视沉默   |                  |
|------|--------|------------------|--------|------------------|--------|------------------|
|      | 间接效应值  | 95% 置信区间         | 间接效应值  | 95% 置信区间         | 间接效应值  | 95% 置信区间         |
| 工作繁荣 | -0.098 | [-0.172, -0.042] | -0.109 | [-0.173, -0.050] | -0.104 | [-0.162, -0.050] |

## 2. 自我效能感的调节效应检验

为验证自我效能感在工作繁荣与员工沉默行为之间的调节效应, 本文对工作繁荣和自我效能感进行标准化处理, 以消除可能存在的多重共线性问题。分别将默许沉默、防御沉默、漠视沉默作为被解释变量, 使用 PROCESS 宏程序进行回归分析, 结果如表 5 所示。其中, 工作繁荣与自我效能感的交互项对默许沉默的回归系数不显著 ( $\beta = -0.002$ ,  $P > 0.05$ ), 说明自我效能感没有调节工作繁荣与默许沉默之间的关系, 假设 H5a 没有得到支持。工作繁荣与自我效能感的交互项对防御沉默具有显著的负向影响 ( $\beta = -0.097$ ,  $P < 0.01$ ), 说明自我效能感可以调节工作繁荣与防御沉默之间的关系, 假设 H5b 得到支持。工作繁荣与自我效能感的交互项对漠视沉默具有显著的负向影响 ( $\beta = -0.092$ ,  $P < 0.01$ ), 说明自我效能感可以调节工作繁荣与漠视沉默之间的关系, 假设 H5c 得到支持。

表5 自我效能感的调节效应检验结果

| 变量               | 默许沉默      | 防御沉默      | 漠视沉默      |
|------------------|-----------|-----------|-----------|
| 性别               | -0.011    | 0.002     | 0.029     |
| 年龄               | 0.142     | 0.054     | 0.013     |
| 学历               | -0.183**  | 0.042     | 0.138*    |
| 工作年限             | -0.064    | -0.002    | -0.019    |
| 工作单位             | -0.039    | -0.099*   | 0.007     |
| 职务级别             | -0.155**  | -0.137*   | -0.101*   |
| 任务聚焦             | 0.143     | 0.067     | -0.142    |
| 工作繁荣             | -0.320*** | -0.334*** | -0.311*** |
| 自我效能感            | 0.022     | 0.005     | -0.012    |
| 工作繁荣×自我效能感       | -0.002    | -0.097**  | -0.092**  |
| F                | 5.525***  | 7.643***  | 13.523*** |
| R <sup>2</sup>   | 0.138     | 0.181     | 0.282     |
| $\overline{R^2}$ | 0.113     | 0.158     | 0.261     |

将自我效能感按平均分加减一个标准差分为高、低两组进行简单斜率分析。结果显示,当自我效能感较高时,工作繁荣对防御沉默( $\beta = -0.431, P < 0.001$ )、漠视沉默( $\beta = -0.403, P < 0.001$ )的负向影响较强;当自我效能感较低时,工作繁荣对防御沉默( $\beta = -0.237, P < 0.01$ )、漠视沉默( $\beta = -0.220, P < 0.001$ )的负向影响较弱。为了更加直观地展示自我效能感的调节效应,绘制调节效应图(见图2)。此外,本研究还引入约翰逊-内曼(Johnson-Neyman,简称J-N)法进行简单斜率检验并绘制调节效应图(如图3所示)。J-N法能够弥补传统选点法的不足,提供简单斜率的置信带而不是点估计值,从而更精确地揭示调节效应<sup>[50]</sup>。图3显示,当自我效能感标准化大于-1.620个单位时,工作繁荣对防御沉默的负向影响显著,随着自我效能感水平提高,工作繁荣对防御沉默的负向影响增强;当自我效能感标准化大于-1.693个单位时,工作繁荣对漠视沉默的负向影响显著,随着自我效能感水平提高,工作繁荣对漠视沉默的负向影响增强。假设H5b和假设H5c得到进一步支持。

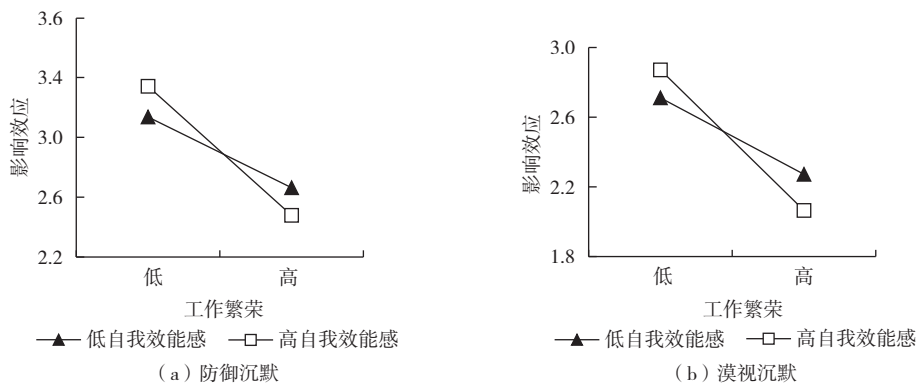


图2 自我效能感对工作繁荣与防御沉默、漠视沉默关系的调节效应

### 3. 有调节的中介效应检验

采用拔靴法检验自我效能感对工作繁荣在职场友谊与员工沉默行为之间中介作用的调节效应,重复抽样5 000次,结果如表6所示。当自我效能感较高时,职场友谊通过工作繁荣影响防御沉默的间接效应

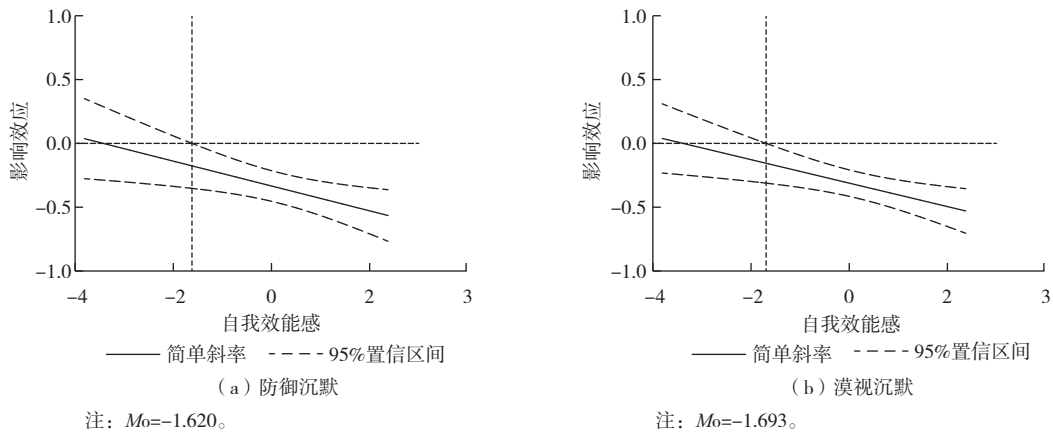


图3 自我效能感对工作繁荣与防御沉默、漠视沉默关系的调节效应

为-0.148, 95%置信区间为 [-0.231, -0.076], 不包含0。当自我效能感较低时, 职场友谊通过工作繁荣影响防御沉默的间接效应为-0.059, 95%置信区间为 [-0.132, 0.009], 包含0。组间差异为-0.089, 95%置信区间为 [-0.169, -0.020], 不包含0, 说明间接效应的差异显著。有调节的中介效应的判定指标 (*Index*) 为-0.045, 95%置信区间为 [-0.085, -0.010], 不包含0, 说明有调节的中介效应显著。假设 H6b 得到支持。

同理, 当自我效能感较高时, 职场友谊通过工作繁荣影响漠视沉默的间接效应为-0.140, 95%置信区间为 [-0.211, -0.075], 不包含0。当自我效能感较低时, 职场友谊通过工作繁荣影响漠视沉默的间接效应为-0.056, 95%置信区间为 [-0.118, 0.004], 包含0。组间差异为-0.084, 95%置信区间为 [-0.151, -0.020], 不包含0, 说明间接效应的差异显著。此外, 有调节的中介效应的判定指标 (*Index*) 为-0.042, 95%置信区间为 [-0.076, -0.010]。这说明有调节的中介效应显著, 假设 H6c 得到支持。

表6 有调节的中介效应检验结果

| 变量           | 职场友谊→工作繁荣→防御沉默 |       |                  | 职场友谊→工作繁荣→漠视沉默 |       |                  |
|--------------|----------------|-------|------------------|----------------|-------|------------------|
|              | 效应值            | 标准误差  | 95%置信区间          | 效应值            | 标准误差  | 95%置信区间          |
| 低自我效能感       | -0.059         | 0.036 | [-0.132, 0.009]  | -0.056         | 0.031 | [-0.118, 0.004]  |
| 高自我效能感       | -0.148         | 0.039 | [-0.231, -0.076] | -0.140         | 0.035 | [-0.211, -0.075] |
| 高低差异         | -0.089         | 0.038 | [-0.169, -0.020] | -0.084         | 0.033 | [-0.151, -0.020] |
| <i>Index</i> | -0.045         | 0.019 | [-0.085, -0.010] | -0.042         | 0.163 | [-0.076, -0.010] |

## 六、结论与讨论

### (一) 研究结论

本文基于资源保存理论构建了一个有调节的中介模型, 探究职场友谊对员工沉默行为的影响, 以及工作繁荣的中介作用和自我效能感的调节作用。通过对356名员工的两阶段问卷调查和数据分析, 得出以下结论: (1) 职场友谊对员工的默许沉默、防御沉默、漠视沉默均有显著负向影响; (2) 工作繁荣在职场友谊与默许沉默、防御沉默、漠视沉默之间起中介作用; (3) 自我效能感调节工作繁荣与防御沉默、漠视沉默之间的关系, 对于高自我效能感的员工, 工作繁荣对防御沉默、漠视沉默的负向影响更强; (4) 自我效能感调节工作繁荣在职场友谊与防御沉默、漠视沉默之间的中介效应, 对于高自我效能感的员工, 职场友谊通过工作繁荣对防御沉默、漠视沉默的间接效应更强。

## (二) 研究贡献

首先, 本文证实了职场友谊有助于打破员工沉默。在中国社会, 职场人际关系始终是沉默行为本土化研究的一个重要话题<sup>[4]</sup>。本文从组织中非正式人际关系的视角出发, 验证了职场友谊与员工的默许沉默、防御沉默和漠视沉默都有显著的负向关系, 说明职场友谊作为一种高质量的职场人际关系, 对打破员工沉默具有积极作用。本文不仅丰富了关系视角下员工沉默行为的前因变量研究, 也拓展了中国情境下职场友谊的影响研究, 为组织运用可塑性较强的职场人际关系来预防或减少员工沉默提供了理论依据。此外, 现有研究大多将员工沉默当成一个整体构念, 本文响应学界从多维度动机视角研究员工沉默的倡议<sup>[7,18]</sup>, 深入细致地探讨了职场友谊对不同维度沉默行为的影响效果及作用机制。

其次, 本文进一步探索了职场友谊影响员工沉默行为的内在心理机制, 验证了工作繁荣的中介作用。以往研究大多基于社会交换理论的互惠原则, 认为社会交换关系质量影响员工沉默行为<sup>[14]</sup>。然而, 互惠原则难以全面解释职场人际关系对员工沉默行为的作用机制, 公开提出意见和表达观点需要消耗大量资源, 员工会根据对自身资源的评估来作出建言或沉默的行为选择。本文超越交换关系本身, 依据资源保存理论, 基于资源增益视角分析职场友谊对员工沉默行为的影响机制。研究表明, 职场友谊作为一种条件性资源, 有助于员工实现工作繁荣, 而工作繁荣的员工会通过减少沉默的方式将资源再次投资于组织。研究结果对揭开职场友谊影响员工沉默行为作用机制的理论“黑箱”具有重要价值, 同时丰富了职场人际关系与员工沉默行为研究的理论解释视角。

最后, 本文引入自我效能感这一重要的人格特质资源, 探究“职场友谊—工作繁荣—员工沉默行为”作用过程的边界条件。一方面顺应了资源保存理论关注不同类型资源之间相互作用的新近发展趋势<sup>[26]</sup>, 验证了个人特质资源(自我效能感)对条件性资源(职场友谊)影响效果的补充作用; 另一方面响应了学界对探究个体差异如何调节资源得失与沉默行为关系的号召<sup>[14]</sup>。研究发现, 尽管自我效能感显著强化了工作繁荣与防御沉默、漠视沉默之间的负向关系, 但是其对工作繁荣与默许沉默之间关系的调节作用却未能得到验证。这可能是因为在个体预期自己无法改变现状的情况下, 员工意识到领导已经做出了决定, 即使自己有能力提出更好的方案也未必会被采纳。如果坚持公开表达自己的想法可能会徒劳无功甚至费力不讨好。因此, 员工抱着“多一事不如少一事”的心态选择保留自己的观点<sup>[24]</sup>。以上结果再次证明了员工沉默是由多种动机构成的复杂行为, 针对不同动机的沉默行为需要采取差异化的管理手段。未来研究应进一步从多维度的动机视角出发, 对不同维度的沉默行为进行细致区分与深刻把握, 从而更加有效地打破组织中的员工沉默。

## (三) 实践启示

首先, 组织应充分认识到职场友谊对打破员工沉默的助推作用, 通过鼓励发展职场友谊来抑制组织中的员工沉默。例如, 甄选与组织文化相匹配、与他人相处较融洽的员工加入组织; 通过案例教学、角色扮演等培训方式, 提升员工的人际交往能力; 鼓励员工以工作团队的形式开展协作, 适当增加跨团队、跨部门的交流合作; 开展员工生日会、读书会、趣味运动会等有益于员工身心健康的集体活动, 营造开放友好的组织氛围, 为职场友谊的建立与发展创造良好条件。

其次, 工作繁荣在职场友谊与员工沉默之间发挥了桥梁作用, 组织可以将增强工作繁荣作为一种打破员工沉默的手段。一方面, 营造信任与尊重的组织氛围, 赋予员工适度的自主决策权, 提升员工的工作热情与活力; 另一方面, 针对员工的学习与成长需求, 为员工提供相应的工作资源, 不断提升员工的职业技能与能力, 促使员工获得工作繁荣的积极体验, 以此预防或减少沉默行为的发生。

最后, 高自我效能感有助于强化工作繁荣对员工沉默的抑制效果, 组织应当完善人才测评与选拔机制, 精准识别具有高自我效能感的候选人。为员工设定与其工作能力相匹配、且具有一定挑战性的任务目标, 让员工在达成目标的过程中不断积累成功经验。发掘平凡岗位中的劳动模范和先进工作者, 发挥榜样的示范和带动作用。通过对员工的鼓励、指导和建议, 培养和提升员工的自我效能感, 从而更加有效地减少员工沉默。

#### (四) 局限与展望

本文还存在以下不足,需要在未来加以改进与完善。第一,本文使用员工自评问卷,不能完全排除共同方法偏差的影响。未来可以从员工和观察者(领导或同事)两方面收集数据并进行整合,得出更加客观的员工沉默行为测量结果。此外,尽管本研究采用两阶段的数据收集方法,但本质上还是截面数据,未来可以通过追踪调查、实验设计等方法更好地检验变量之间的因果关系。第二,职场友谊对沉默行为的作用过程可能还受到其他因素的调节作用,例如个体特征、领导风格以及组织氛围等,未来研究可以进一步拓展对边界条件的讨论。第三,本文采用方便抽样的方法,30岁及以下、工作5年及以下、普通员工的样本占据较大比例。这些员工的工作经验、资历相对较浅,在组织中普遍缺乏话语权,保持沉默的可能性相对较大。此外,不同类型的组织(党政机关、事业单位、国有企业和私营企业)具有一定的文化差异,对于职场友谊与员工沉默的理解也不尽相同。未来应当深入探究不同组织类型、不同代际和组织层级员工的职场友谊对沉默行为的影响。第四,组织中可能存在虚假职场友谊或表面朋友<sup>[20]</sup>,这可能与个体的表面和谐价值观有关。学术界将维持人际和谐的动机区分为真诚和谐与表面和谐<sup>[51]</sup>。前者是指人们发自内心地希望建立长期互惠关系,在人际互动中表现出真诚、信任和支持;后者则是指人们为了避免自身利益受到损害,刻意回避与他人发生冲突,此时维持和谐仅仅被当作一种功利性手段。研究表明,表面和谐导致员工不愿说出自己的意见和想法<sup>[33]</sup>,倾向于采取沉默行为<sup>[52]</sup>。本研究认为,职场友谊是员工之间出于彼此信任、欣赏和承诺,自愿形成的长期互惠关系,与为了维护表面和谐而形成的表面朋友具有根本性差异。未来研究可以进一步区分中国情境下的职场友谊与表面朋友,探究两者与真诚和谐、表面和谐的关系,以及对员工沉默行为的不同影响。

#### 参考文献:

- [1] 郑晓涛,柯江林,石金涛,等. 中国背景下员工沉默的测量以及信任对其的影响[J]. 心理学报,2008,40(2):219-227.
- [2] MORRISON E W. Employee voice and silence[J]. Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior,2014,1:173-197.
- [3] 李志,张宇. 员工沉默对职业倦怠的影响研究[J]. 首都经济贸易大学学报,2022,24(3):103-112.
- [4] 李锐,凌文铨,柳士顺. 传统价值观、上下属关系与员工沉默行为——一项本土文化情境下的实证探索[J]. 管理世界,2012(3):127-140,150.
- [5] 周路路,张戎凡,赵曙明. 领导—成员交换、中介作用与员工沉默行为——组织信任风险回避的调节效应[J]. 经济管理,2011,33(11):69-75.
- [6] 汪曲,李燕萍. 团队内关系格局能影响员工沉默行为吗:基于社会认知理论的解释框架[J]. 管理工程学报,2017,31(4):34-44.
- [7] 郑晓涛,郑兴山. 三种社会交换关系对不同维度员工沉默的影响[J]. 华东经济管理,2013,27(10):130-136.
- [8] BERMAN E M, WEST J P, RICHTER M N. Workplace relations: friendship patterns and consequences( according to managers)[J]. Public Administration Review,2002,62(2):217-230.
- [9] 张晓舟. 职场管理的新领域——职场友谊研究述评[J]. 外国经济与管理,2014,36(3):48-55.
- [10] 尹奎,孙健敏,张凯丽,等. 职场友谊对建言行为的影响:一个有调节的中介模型[J]. 管理评论,2018,30(4):132-141.
- [11] 韩翼,宗树伟. 建言行为与沉默行为关系的知识图谱研究[J]. 商业经济与管理,2021(5):30-43.
- [12] 陈洪安,李乐,刘俊红,等. 职场友谊对员工工作繁荣影响的实证研究[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版),2016,48(5):150-160,195.
- [13] 韩翼,魏文文. 员工工作繁荣研究述评与展望[J]. 外国经济与管理,2013,35(8):46-53,62.
- [14] 陈丽金,唐宁玉. 员工沉默的前因与后果:回顾与展望[J]. 中国人力资源开发,2019,36(12):84-104.
- [15] 杨皖苏,赵天滋,杨善林. 差序式领导、自我效能感与员工沉默行为关系的实证研究——雇佣关系氛围与组织结构有机性的调节作用[J]. 企业经济,2018,37(10):110-119.
- [16] MORRISON E W, MILLIKEN F J. Organizational silence: a barrier to change and development in a pluralistic world[J]. Academy of Management Review,2000,25(4):706-725.
- [17] PINDER C C, HARLOS K P. Employee silence: quiescence and acquiescence as responses to perceived injustice[M]//BUCKLEY M, HAL-BESLEBEN J, WHEELER A R. Research in personnel and human resources management, vol. 20. Bingley: Emerald,2001:331-369.
- [18] 颜爱民,李莹. 高绩效工作系统能否抑制员工沉默?[J]. 首都经济贸易大学学报,2020,22(1):92-102.

- [19] 刘凤香. 职场友谊研究述评与展望[J]. 中国人力资源开发, 2013(23): 22-27.
- [20] 王岩, 吴慈生. 职场友谊: 研究综述与本土化思考[J]. 管理现代化, 2021, 41(1): 113-116.
- [21] 孙健敏, 焦海涛. 中国组织情境下的职场友谊[J]. 经济管理, 2012, 34(12): 62-70.
- [22] 肖金岑, 全静, 章璐璐, 等. 中国组织情境中职场友谊对任务绩效的影响研究[J]. 软科学, 2020, 34(11): 117-122.
- [23] HOBFOLL S E. Conservation of resources: a new attempt at conceptualizing stress[J]. *American Psychologist*, 1989, 44(3): 513-524.
- [24] 郑馨怡, 李燕萍. 职场排斥影响员工建言吗? ——资源保存理论视角[J]. 当代经济管理, 2019, 41(5): 58-67.
- [25] SPREITZER G, SUTCLIFFE K, DUTTON J, et al. A socially embedded model of thriving at work[J]. *Organization Science*, 2005, 16(5): 537-549.
- [26] HOBFOLL S E, HALBESLEBEN J, NEVEU J P, et al. Conservation of resources in the organizational context: the reality of resources and their consequences[J]. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2018, 5(1): 103-128.
- [27] BANDURA A. Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change[J]. *Psychological Review*, 1977, 84(2): 191-215.
- [28] SCHWARZER R, BORN A, IWAWAKI S, et al. The assessment of optimistic self-beliefs: comparison of the Chinese, Indonesian, Japanese, and Korean versions of the general self-efficacy scale[J]. *Psychologia: An International Journal of Psychology in the Orient*, 1997, 40(1): 1-13.
- [29] 余传鹏, 朱靓怡, 叶宝升. 职场友谊对员工服务创新行为的影响研究——以会展业为例[J]. 旅游学刊, 2022, 37(5): 124-136.
- [30] 赵秀清. 员工为何沉默: 来自职场排斥的解释[J]. 当代经济管理, 2019, 41(5): 68-75.
- [31] 梁建, 唐京. 员工合理化建议的多层次分析: 来自本土连锁超市的证据[J]. 南开管理评论, 2009, 12(3): 125-134.
- [32] 夏福斌, 林忠. 向上建言遭受同事消极对待: 发生条件与机制研究[J]. 商业经济与管理, 2021(6): 28-37.
- [33] 魏昕, 张志学. 组织中为什么缺乏抑制性进言? [J]. 管理世界, 2010(10): 99-109, 121.
- [34] NIELSEN I K, JEX S M, ADAMS G A. Development and validation of scores on a two-dimensional workplace friendship scale[J]. *Educational and Psychological Measurement*, 2000, 60(4): 628-643.
- [35] 窦璐. 职场友谊对员工离职倾向的影响: 以服务业为例[J]. 广东财经大学学报, 2015, 30(6): 73-82, 91.
- [36] 王乐乐, 张兰霞, 毛孟雨. 三重资源视角下员工繁荣的形成机制研究[J]. 管理学报, 2022, 19(3): 373-384.
- [37] CROSS R, BAKER W, PARKER A. What creates energy in organizations? [J]. *MIT Sloan Management Review*, 2003, 44(4): 51-56.
- [38] SHRAGA O, SHIROM A. The construct validity of vigor and its antecedents: a qualitative study[J]. *Human Relations*, 2009, 62(2): 271-291.
- [39] 尹奎, 孙健敏, 刘永仁, 等. 职场友谊对知识共享意愿的影响——一个调节中介模型[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(8): 160-169.
- [40] PATERSON T A, LUTHANS F, JEUNG W. Thriving at work: impact of psychological capital and supervisor support[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2014, 35(3): 434-446.
- [41] KLEINE A K, RUDOLPH C W, ZACHER H. Thriving at work: a meta-analysis[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2019, 40(9/10): 973-999.
- [42] 曾颖, 赵李晶, 赵曙明. 指导关系对徒弟主动性行为的影响机制研究: 工作繁荣和学习目标导向的作用[J]. 预测, 2019, 38(4): 10-16.
- [43] 周文霞, 郭桂萍. 自我效能感: 概念、理论和应用[J]. 中国人民大学学报, 2006(1): 91-97.
- [44] 张宏远, 赵曙明, 范丽君. 心理需求满足有助于员工主动行为? ——自我效能感的调节作用[J]. 财经问题研究, 2018(10): 137-145.
- [45] PORATH C, SPREITZER G, GIBSON C, et al. Thriving at work: toward its measurement, construct validation, and theoretical refinement[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2012, 33(2): 250-275.
- [46] 王甜, 陈春花, 宋一晓. 挑战性压力源对员工创新行为的“双刃”效应研究[J]. 南开管理评论, 2019, 22(5): 90-100, 141.
- [47] NIESSEN C, SONNENTAG S, SACH F. Thriving at work—a diary study[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2012, 33(4): 468-487.
- [48] ROTHBARD N P. Enriching or depleting? The dynamics of engagement in work and family roles[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2001, 46(4): 655-684.
- [49] 程豹, 周星, 郭功星. 资质过剩感知对员工情绪劳动的影响: 一个有调节的中介模型[J]. 南开管理评论, 2021, 24(1): 192-201, 244-245.
- [50] 方杰, 温忠麟, 梁东梅, 等. 基于多元回归的调节效应分析[J]. 心理科学, 2015, 38(3): 715-720.
- [51] LEUNG K, KOCH P T, LU L. A dualistic model of harmony and its implications for conflict management in Asia[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2002, 19(2/3): 201-220.
- [52] 宋一晓, 陈春花, 陈鸿志. 领导关爱下属行为、员工表面和谐价值观与员工沉默行为[J]. 中国人力资源开发, 2015(23): 38-45.

## Can Workplace Friendship Help Break Employee Silence?

LIU Xin, ZHU Bingyan

(Renmin University of China, Beijing 100872)

**Abstract:** Employee silence is a common negative phenomenon in organizations. Therefore, how to break employee silence becomes an important issue for both scholars and management practitioners. In the relationship-oriented society, especially in China, workplace interpersonal relationship is considered to be a key variable in preventing employees from silence. This paper aims to examine the relationship between the workplace friendship and different types of employee silence. Based on the conservation of resource theory, this paper proposes thriving at work as a mediator in order to clarify the mechanism underlying workplace friendship on employee silence. Furthermore, it proposes self-efficacy as a moderator to explore the boundary condition under which workplace friendship influences employee silence through the mediation of thriving at work.

A two-stage questionnaire survey was conducted on 356 employees of government, institutions, and enterprises. In the first stage, employees were asked to provide information about their workplace friendship, self-efficacy and control variables. In the second stage (one month later), researchers collected data about thriving at work and employee silence, and then matched the data from both stages. This paper used well-established scales with good reliability and validity in previous studies. The researchers employed the standard translation and back-translation procedures to convert the English items into Chinese, ensuring that all items were easy to read, understand, and answer.

The results showed that: (1) workplace friendship had a significant negative impact on all three types of employee silence (i. e., acquiescent silence, defensive silence, and disregardful silence); (2) thriving at work mediated the relationship between workplace friendship and all three types of employee silence; (3) self-efficacy moderated the negative relationship between thriving at work and two types of employee silence (i. e., defensive silence and disregardful silence), and the relationship was much stronger for high self-efficacy employees than those with low self-efficacy; (4) self-efficacy moderated the indirect effect of workplace friendship on defensive silence and disregardful silence through thriving at work, and the indirect effect was much stronger for employees with high self-efficacy.

Overall, this paper confirms that workplace friendship can help break employee silence, thriving at work plays a bridge role between workplace friendship and employee silence, and self-efficacy can strengthen the inhibition effect of thriving at work on defensive silence and disregardful silence. It not only enriches the knowledge about the antecedents of employee silence, but also expands the study on the consequences of workplace friendship in the Chinese context. The findings suggest that managers should fully recognize the positive role of workplace friendship, encourage the development of workplace friendship, cultivate and enhance employees' thriving at work and self-efficacy, so as to reduce employee silence more effectively.

**Keywords:** workplace friendship; employee silence; thriving at work; self-efficacy; conservation of resources theory

(责任编辑: 李 叶; 宛恬伊)