

“雪中送炭”还是“雪上加霜”？*

——职业高原对多批次裁员后果的调节作用

□ 关 涛 钟舒婷 王 睿

领域编辑推荐语：

本研究跳脱了将裁员视为一次性事件的视角，揭示了多批次裁员对幸存者心理与行为的影响机制，并独特地发现：相比处于职业上升阶段的员工，处于职业高原状态的裁员幸存者，其工作满意度受到裁员频次的负面影响更弱。本文为理解企业裁员策略的隐性后果提供了新的证据，既拓展了裁员幸存者综合症相关理论，也为企业在经济波动时期制定更稳健的人力资源政策提供了重要启示。

——董韫韬

摘 要：现有裁员后果研究多将裁员视为一次性关键事件，却忽视了众多企业采用的分批多次裁员策略。为了揭示多批次裁员策略对裁员幸存者的心理和行为影响，本研究基于不确定性预期和社会交换理论，构建了“裁员频次→工作不安全感→工作满意度/工作投入”的中介模型，并引入留用员工的职业高原状态做权变因素，试探究多批次裁员后，裁员幸存者“灾后余生综合症”的动态演变规律及作用机制。为此，本研究设计了定量和定性两个子研究，分别通过问卷调研和访谈获取数据资料。使用数据统计和定性比较分析(fsQCA)后发现，裁员次数越多，裁员幸存者的工作不安全感就越强，进而降低工作满意度和工作投入。同时，职业高原状态存在部分干扰调节作用，即处于职业高原状态的幸存者，裁员频次增加会提升其工作满意度；相反，处于非职业高原状态的员工，裁员频次增加则会降低其工作满意度。本研究厘清了多批次裁员策略对幸存者的负面影响，揭示了其“灾后余生综合症”的一种形成路径，也为企业制定合理的裁员策略提供科学依据。

关键词：裁员幸存者；裁员频次；职业高原；工作满意度；工作投入

* 本文受国家社科基金项目“裁员频次与工作不安全感的全效应研究”(20BGL133)和中央一流学科建设引导专项(SLN00264003)的资助。作者感谢审稿专家和领域主编提出的宝贵意见，感谢《管理学季刊》编辑部在本文投稿与修改过程中的耐心与专业精神。作者文责自负。

一、引言

经济下行时期，企业常借助裁员来缓解经营压力。尤其是近年来受国际经济环境的影响，裁员企业的数量呈爆发式增长。然而裁员是否能达到降本增效的目的在学术界存在争议。有学者指出裁员既能削减管理成本，又可改善总资产收益率、利润率等财务指标，是帮助企业降本增效的重要手段（Meuse 和 Dai，2013）。但也有研究发现，裁员并未切实改善企业财务绩效，多数裁员企业的总成本并未显著降低（Gandolfi，2008）；即使裁员在短期内降低了人工成本，但从长期看来，对企业绩效的影响多为负面（Sheaffer et al.，2009）。进一步研究裁员后果发现，除需关注财务指标变化外，留用员工即裁员幸存者在裁员之后的心理和行为变化，同样会对企业运营产生不确定性影响，它是决定裁员后果的隐秘因素（关涛等，2015）。已有文献将裁员幸存者的心理和行为变化比喻为“裁员幸存者综合症”或“灾后余生综合症”（Doherty 和 Horsted，1995）。因此，裁员幸存者综合症的演变及其对组织管理的影响也应受到关注。

文献梳理发现，目前关于幸存者综合症的研究多将裁员视为一次性关键事件，而忽视了多批次裁员在企业实践中的广泛应用及后效。实际上，企业裁员常以多次分批的形式展开，如 Convoy 在一年内实施多批次裁员，马云在卸任演讲中“每年向社会输出 1000 名 10 年以上的阿里人”的发言等，均表明企业裁员往往并非一次性行为，而是有计划、分批次的轮动策

略。尽管已有少量研究探讨了多次裁员的影响，发现经历多次裁员的个体对组织的信任下降、离职意愿增加，并伴随消极的心理和生理反应（Arzuaga 和 Gandolfi，2021）。一方面，其关注个体历史裁员经历时，所记录的裁员事件可能源自不同企业，且未明确区分个体在每次裁员中的身份（裁员受害者或幸存者），从而忽略了不同身份受裁员影响的差异，对在同一企业多次经历裁员且始终作为幸存者的群体关注不足；另一方面，这些研究局限于裁员次数与个体心理和行为结果的直接关联，忽略了留用员工在多次裁员过程中累积的不确定性威胁及其诱发的交换关系变化，这可能是导致多次裁员后留用员工心理与行为反应的重要机制。因此，企业多次裁员策略对在同一单位经历多次裁员且始终留任的幸存者将产生何种影响，以及这种裁员策略如何影响幸存者综合症的表现、是否会缓解或加剧其症状，仍有待进一步深入研究。

相较于一次裁员，分批多次裁员对幸存者综合症变化的作用机制尚待明晰。将裁员视作一次性事件的研究发现，裁员幸存者在工作不安全感的影响下增加工作投入（Gilboa et al.，2008）；降低工作满意度（Otto et al.，2015）；并有研究发现，因对裁员后工作不确定的感知不同，工作不安全感与工作努力存在非线性关系（Brockner et al.，1992）。总结而言，工作满意度和工作投入的结果在很大程度上受到裁员幸存者工作不安全感的影响，由此可见，工作不安全感可能是导致裁员幸存者在应对裁员时的表现有所差异的关键所在。根据压力—脆弱性或创伤积累模型，反复的创伤会加剧消耗个体的心理资源（Zap et al.，1996）。据此推理，

在分批多次裁员过程中，留用员工对工作机会和工作特征的不确定性预期会随裁员次数增加而不断累积，进而加剧其工作不安全感。基于社会交换理论，面对组织造成的增强的工作机会和工作特征的不确定性预期，裁员幸存者将在心理层面作出消极评价，并在行为层面减少对组织的回报，即降低工作满意度和工作投入。由此可见，因多次裁员而增加的工作不安全感是裁员幸存者消极应对裁员策略的重要机制。

此外，考虑到“裁员幸存者综合症”是留用员工在企业后裁员时期的心理和行为表现，因此留用员工在组织中的职业发展状态亦不容忽视。具体而言，尽管裁员等组织活动会对员工心理和行为产生影响，但留用员工的应对方式存在差异（Arzuaga 和 Gandolfi, 2021）。例如，若员工在裁员期间处于职业发展瓶颈期，面对多次裁员引发的岗位职责变动及个体与组织交换关系的变化，即便多次经历裁员带来不确定性威胁，这类员工也未必会对组织产生消极反应，反而可能积极把握裁员带来的职业发展转机。职业高原作为评估员工发展状态的重要构念，反映了员工在组织中发展的横向和纵向的停滞状态（Veiga, 1981）。当员工感知自身处于高职业高原状态时，会认为组织不再提供资源与发展机会，或是对自身失去信心（Ferrencence et al., 1977）。多次裁员会导致企业内部资源重新配置（Sheaffer et al., 2009）。处于职业高原状态的员工会将多次裁员视为组织提供资源支持的契机，并且裁员的次数越多，组织可能向其倾斜的资源越多，因此他们更可能积极应对裁员后的工作，进而降低工作不安全感，提升工作满意度和工作投入。相反，非职业高

原状态的留用员工会将分批多次裁员视为持续的资源威胁，破坏其与组织间既定的交换平衡，从而消极应对分批多次裁员，即增加工作不安全感、降低工作满意度和工作投入。因此，为全面理解裁员幸存者经历分批多次裁员后的综合症表现，有必要将职业高原纳入研究框架，深入探索不同职业发展状态的留用员工的“裁员幸存者综合症”差异。

综上所述，本研究基于不确定性预期和社会交换理论，将员工在本组织经历的裁员次数，即裁员频次加剧工作不安全感作为引发裁员幸存者综合症的关键诱导因素，详细讨论其如何降低幸存者的工作满意度和工作投入等心理和行为反应的发生路径。同时，引入职业高原作为调节变量，构建多批次裁员引发工作态度和行为变化的调节中介模型，以此探索分批多次裁员的负面效果。本研究不仅可以揭示“裁员降效”的原因——裁员导致幸存者产生何种消极的工作态度和行为，还能证明随着组织裁员次数的增加，幸存者消极的工作态度和行为变化越明显，且此类负面效应在处于职业生涯成长阶段的员工中更为凸显。本研究旨在提醒管理者重视裁员的负面效果，为企业合理制定裁员策略提供科学依据，同时为企业干预留用员工的态度和行为变化、实施适时激励提供有益参考。

二、理论基础与研究假设

1. 裁员频次与工作不安全感

工作不安全感包含对失业的担忧，以及对工作条件恶化、薪资降低和晋升机会减少等雇

佣关系质量受损的威胁感知 (Hellgren et al., 1999)。组织的多批次裁员, 会反复对留用员工与工作岗位进行重新匹配与组合, 致使工作特征呈现不连续性与不稳定性。事实上, 裁员幸存者的忧虑远不止于此。他们难以预测与掌控未来是否会继续裁员、下次裁员自己能否“幸免”, 即便再次留任, 工作又将发生何种变动等问题。因此他们会对未来工作机会与工作特征产生不确定性预期, 进而增加工作不安全感。

一方面, 裁员次数增加会加剧工作的不连续性, 使幸存员工对组织是否持续提供工作机会产生不确定性预期, 从而增加工作不安全感。经历首次裁员后, 幸存者虽然留任, 但难免担忧再次遭遇裁员, 对工作的持续性产生疑虑, 如担忧下次裁员是否会波及自身、被裁后职业前景如何等 (Greenhalgh 和 Rosenblatt, 1984)。面对不确定的、含糊的、前途未卜的情境时, 人们会感受到威胁, 因此产生焦虑和紧张心理。分批多次裁员实际上加剧了幸存者对组织将继续裁员的怀疑与焦虑, 使其对工作的持续性产生更强烈的不确定性预期, 进而导致工作不安全感增强 (Iverson 和 Pullman, 2000)。同时, 当幸存者认为裁员可能再次发生且自身几乎无法消除失业带来的负面影响时, 会产生压力感和无力感 (Brockner, 1992)。随着裁员次数增加, 幸存者不确定性预期更强烈, 而他们又因无法改变后续裁员的结果而产生无力感, 这会加剧工作不安全感。此外, 不同国家和地区对不确定性的态度存在差异, 相对而言, 中国人具备高不确定性规避的特性 (Manrai, 2011), 更加厌恶不确定性带来的风险, 因此可以推测中国人面对裁员预期时, 工作不安全感也更加

强烈。

另一方面, 工作特征与工作条件不确定性的提升, 亦会使经历多次裁员的幸存员工工作不安全感加剧。首次裁员后, 员工数量缩减, 被裁员工的工作任务转由留用员工承担, 幸存者往往需肩负更多职责, 甚至被要求承担额外角色, 却难以获得相应回报 (De Vries 和 Balazs, 1997)。若幸存者在首次裁员后便预期后续裁员仍将持续, 便会对未来工作负荷与角色产生不确定性预期, 进而引发压力与焦虑 (Sweeney 和 Quirin, 2009)。经历了两次或多次裁员后, 员工数量进一步缩减, 幸存者也多次面临组织任务再分配。这些亲身经历及对后续裁员的预期, 使得未来工作条件与工作特征的不确定性愈发凸显。具体而言, 裁员次数越多, 被裁员工数量越多, 留用员工越少。即便后续裁员仍能留任, 幸存者也需承担更多原属被裁员工且超出自身职责范围的未知工作任务; 若裁员后组织及时补员, 幸存者还需与新员工磨合, 过程中可能因沟通不畅导致角色模糊 (Allen et al., 2001)。因此, 随着裁员次数增加, 幸存者的不确定性预期增强, 压力与焦虑也随之加剧。这种高压状态会对其工作表现产生负面影响, 如加剧工作不安全感 (Blyton 和 Bacon, 2001)。综上所述, 裁员频次增加导致组织人员减少, 员工的职业发展、工作条件等因素不确定性增加, 即幸存者对工作条件与工作特征的不确定性预期提升, 使其感受到的威胁程度显著增强 (Abolade, 2018), 因而产生更多工作不安全感。

总结而言, 幸存者经历的裁员次数越多, 对组织后续持续裁员的预期便越强烈, 由此引

发失业威胁以及工作条件与工作特征的不确定性预期加剧。基于不确定性预期，随着裁员频次不断增加，这些威胁会加剧幸存者的压力和焦虑，特别是当他们感到自己无法改变组织的后续裁员决策及其带来的后果时，会产生剧烈的无力感。这些因素都会增加裁员幸存者的工作不安全感。因此假设：

H1：裁员次数越多，裁员幸存者的工作不安全感就越强。

2. 裁员频次、工作不安全感与工作满意度

工作不安全感作为一种消极工作心理，在组织裁员后于留用员工中显现，且多次裁员会强化该心理，进而降低工作满意度。工作满意度涵盖员工对组织形象、领导、工作回报、工作协作及工作本身的评价（卢嘉等，2001）。工作不安全感源于随裁员次数增加而增加的对工作机会和工作特征的不确定性预期，包括裁员幸存者对失业的担心和雇佣关系质量恶化的威胁感知（Hellgren et al.，1999）。这两种不确定性预期使幸存者降低对未来回报的评估，对贬值的交换关系作出负面评价，如降低工作满意度（邹文箴等，2012）。具体而言，一方面，工作不安全感来源于失业的感知，而失业意味着收入和社会关系的双重损失（Russell，1999）。工作不安全感增强时，员工对失业的预感更强烈，担心被解雇后失去组织提供的成长机会与工作资源，面临经济与人际关系的双重困境。因此，裁员幸存者认为裁员是组织损害员工利益以谋取自身利益的负面互惠行为，进而产生消极情感反应，降低工作满意度（邹文箴等，2012）。另一方面，工作不安全感意味着工作特征的不确定性变化，会加大员工工作压力

（Hellgren et al.，1999）。在多次裁员情境下，随着工作不安全感持续加剧，除失业感知外，幸存者还会发现工作特征持续恶化，如职业发展机会、工作内容、工作负荷及待遇前景等方面的退化或消失。高工作不安全感的员工认为这些工作特征的优越性与吸引力不断下降，组织支持与资源持续减少，导致雇佣关系贬值，因此降低工作满意度是幸存者对这种关系恶化的反应之一（邹文箴等，2012）。此外，大量既有证据显示，工作不安全感与工作满意度负相关（Ashford et al.，1989；Lim，1996；Nemteanu et al.，2021）。

基于社会交换理论，工作不安全感在多频次裁员情境下持续攀升，致使幸存者的压力与威胁感知不断强化。从员工视角来看，这体现为其在组织中的收获感持续降低，与组织间的交换关系不断贬值。此时，员工认为自身从组织获取的资源或回报持续递减，意味着与组织的交换关系正趋向于对己不利的失衡状态，进而心生不满，工作满意度随之下降。结合 H1，提出假设：

H2：随着裁员次数增加，裁员幸存者的工作不安全感增加，进而降低工作满意度。

3. 裁员频次、工作不安全感与工作投入

裁员幸存者经历多次裁员后，工作不安全感增强，这一负面心理来源于工作机会和工作质量双重不确定。基于社会交换理论，裁员幸存者将以消极行为回应，即降低工作投入。现有研究对此关系存在分歧：部分研究认为为了维持更少工作投入与安全感缺失之间的“付出-回报”平衡（Otto et al.，2015），工作不安全感导致较低的工作投入；而当留用员工认

为裁员依据是工作绩效时,有工作不安全感幸存者会更努力以“保住工作”(Gilboa et al., 2008);还存在另一部分研究认为极高和极低工作不安全感均与更低的工作投入有关,而适当的工作不安全感将激励裁员幸存者更加努力地工作(Brockner et al., 1992)。可见关于裁员幸存者的工作不安全感与其工作投入的关系尚未达成统一结论,其中裁员幸存者对工作不确定性和“保住工作”的可能性的把握程度,可能是导致这一矛盾现象的核心要素。然而,随着裁员次数的增加,裁员幸存者对工作机会和工作质量的不确定性预期不断叠加,工作不安全感持续增强。在此影响下,幸存者几乎认定组织会继续裁员并将自己裁撤,同时对工作质量和特征的不确定感知,使其消耗更多情绪和社会资源来维系职场人际关系,应对工作负荷、压力和焦虑等。基于社会交换理论,在高水平工作不安全感的作用下,裁员幸存者感知组织不再提供工作支持,并且多次裁员后破坏工作质量及其优越性,因此,他们会减少工作投入以回应组织。结合H1,提出假设:

H3: 随着裁员次数增加,裁员幸存者的工作不安全感增加,进而降低工作投入。

4. 职业高原的调节作用

职业高原表现为个体在晋升、流动、责任、认知、工作内容、学习等维度的停滞(Yang et al., 2019)。它影响员工对自身未来职业发展的感知,并强调个人如何审视、评估自身目前的工作状态会影响员工的工作态度和行为(Chao, 1990)。因此职业高原可视为员工对自己职业发展前途的主观认知。当员工认为自己仍具发展潜力,但组织已无法提供发展空间,抑或是组

织对其能力存疑,不再提供晋升机会(Chao, 1990),也是职业高原的一种表现,在一定程度上影响了员工的组织支持感知。

相较而言,非职业高原状态下,员工的职业生涯发展受限较少或者正处于高速成长阶段。在此阶段,员工需持续从组织获得资源支持,同时为组织付出更多时间、精力等资源,以维持与组织之间的交换关系,推动职业生涯的可持续成长。此外,多次裁员后,即便幸存留用,工作内容频繁调整、职责模糊、工作负荷加重,需消耗更多资源应对,而能否从组织获取更多资源支持尚不确定,甚至在“裁员降薪”的普遍情况下,组织支持已难以企及。综上所述,多频次裁员使幸存者面临强烈的失业威胁,迫使其消耗更多个人资源应对增加的工作任务与负荷,而组织对其资源支持却逐渐减少。这种随裁员次数增加而失衡的交换关系,加剧了职业成长阶段幸存者的工作不安全感。与之相反,处于职业高原状态的员工,其职业发展原本已几近停滞。裁员引发的组织结构调整与任务再分配,导致被裁员工职位或岗位空缺,使幸存者面临分工、角色、任务等方面的重新配置。对于职业高原状态的幸存者而言,这成为其内部横向或纵向流动、学习新技能、承担新角色、重获组织重视的契机,意味着停滞的职业成长迎来新转机。随着裁员次数的增加,被裁同事以及需要调整的岗位数量持续增加。此时,职业高原状态的幸存者因组织内部不断“洗牌”而获得职业发展的机会也相应增加。即使后续可能被裁撤,职业高原状态的幸存者往往工龄较长,可以获得更多裁员补偿,甚至在找到新工作后重获职业成长。总体而言,多次裁员发

生过程中，处于职业高原状态的裁员幸存者获得支持感更强。因此，裁员后的不确定预期对职业成长阶段的幸存者造成的失业威胁或心理伤害更大，而职业高原的幸存者则可能将裁员视为重新发展的“新生”机遇。随着裁员次数增加，这些反向效应将愈发显著。

H4a：职业高原负向调节了裁员频次对工作不安全感的作用。即对处于职业高原状态的裁员幸存者而言，裁员频次对工作不安全感的促进作用越弱；反之则越强。

相比一次裁员，组织多次裁员致使留用员工面临未来工作机会和工作质量的双重不确定。基于社会交换理论，裁员幸存者对组织作出消极的心理评价，进而降低工作满意度。首先，裁员幸存者在本组织经历的裁员次数增加，其工作机会不确定感知增强，对领导和组织的满意度降低。每次裁员事件都代表着组织和领导不愿为员工提供长期雇佣保障，违背了员工和组织间的心理契约，对裁员幸存者而言，这是组织的“失约”之举。基于社会交换理论，裁员次数的增加使幸存者不断积累有关组织的“失约”感受，并可能破坏他们与领导者的信任关系，从而损害裁员幸存者对组织和领导的工作满意度（Elser et al.，2019）。其次，多批次裁员为幸存者带来工作质量的不确定性，降低留用员工工作协作、工作回报和工作本身等维度的工作满意度。多次裁员会多次破坏留用员工在组织中的社交网络，不断拉大社交需求缺口，使幸存者的职场社交网络不断经历“打破—重建—再打破—再重建”的恶性循环，持续消耗情绪资源和社会资源。分批多次裁员可能导致幸存者工作岗位调整或工作负荷增加；同时，在岗位

或分工调整后，幸存者需承担更多非职责内工作，工作难度提升且角色模糊性增加。尤其在“裁员降薪”的常见局面下，幸存者的待遇报酬与增加的工作负荷、难度及角色模糊程度不相匹配。基于社会交换理论，人际支持受损的工作协作关系会使幸存者对实施多次裁员的组织产生低水平的工作情感投入，进而降低工作协作满意度（崔勋等，2012）。同时，多批次裁员增加幸存者工作负荷，迫使其消耗更多资源应对裁员后的复杂工作局面，破坏了员工与组织间的平等交换关系。面对预期回报减少的交换关系，幸存者会产生消极工作情感，即降低对工作本身和工作回报的满意度（Taber T 和 Alliger,1995）。

工作投入体现为员工在躯体、认知及情感层面进行的个体资源投入。基于交换平等原则，面对组织造成的双重不确定威胁，裁员幸存者会减少在躯体、认知和情感方面的工作投入，以作为对组织的回应。一方面，裁员事件的发生，使裁员幸存者认为组织与领导不再愿意提供稳定的工作机会，进而对工作机会产生不确定性预期（Greenhalgh 和 Rosenblatt，1984）。另一方面，裁员导致同事离职和工作调整，使得裁员幸存者需承担更多的工作内容但却可能没有更多的报酬，工作特征变差（De Vries 和 Balazs，1997）；同时，面对同事离职及新的人事关系，幸存者要经历职场人际关系的打破与重建，工作条件发生改变（Allen et al.，2001）。随着裁员次数增加，上述变化反复出现，使裁员幸存者对工作机会和工作特征的不确定性预期不断累积与循环，对其个体资源构成威胁与损耗。鉴于此，裁员幸存者会减少对组织的资源投资，

具体表现为降低工作投入。

分批多次裁员致使幸存者工作满意度与工作投入降低,二者分别反映了个体的心理状态与行为倾向,且其变化受个体特征影响。相较于职业高原状态,非职业高原状态的幸存者在多批次裁员下,工作满意度和工作投入的降低更为显著。具体而言,非职业高原的员工职业发展并非停滞状态,可能会有一定的提升空间,成长过程中需组织支持,且自身对职业成长抱有较高期待。然而在裁员背景下,组织多次裁员带来的后续不确定性预期,以及自身可能失业的风险,对非职业高原幸存者冲击更大。一旦失业,其原本预期良好的职业发展前景将化为泡影;即便后续裁员仍能留任,多次裁员也意味着组织发展出现问题,会加剧其压力与焦虑。此外,多次裁员后对工作任务、岗位、资源的重组导致工作特征模糊,职场人际资源遭到破坏,也使幸存者职业发展前景变得不明朗。由此可见,随着裁员次数增加,非职业高原幸存者依赖的职场社交关系与组织资源受到严重威胁,且需在原有工作任务基础上接受组织重新分配的任务,压力与焦虑骤增,造成情绪资源损耗,加剧工作不满感。同时,组织资源威胁与个体情绪资源流失导致与组织的交换不平等,留用员工用于工作投资的资源减少,进而降低工作投入。但对职业高原状态的幸存者而言,裁员后的分工调整可能增加其工作的挑战性和丰富性,部门重构也可能使原本停滞的职级出现流动。因此,职业高原状态的幸存者在多频次裁员后,职业发展停滞状态得以改变,成为改善职场生存状态的契机。出于对这一机会的珍视,处于职业高原状态的裁员幸存者会

对组织在工作机会和工作质量方面的调整予以积极回应,增加工作满意度和工作投入。据此假设:

H4b: 职业高原正向调节了裁员频次对工作满意度的负向作用。即对处于职业高原状态的裁员幸存者而言,裁员频次对工作满意度的抑制作用越弱;反之则越强。

H4c: 职业高原正向调节了裁员频次对工作投入的负向作用。即对处于职业高原状态的裁员幸存者而言,裁员频次对工作投入的抑制作用越弱;反之则越强。

综上所述,本研究进一步认为,经过职业高原的调节作用后,裁员频次通过工作不安全感中介后对工作满意度和工作投入的作用也会受到影响。对非职业高原状态的幸存者而言,经过职业高原的调节后,多批次裁员导致更高的工作不安全感,最终导致更少的工作满意度和工作投入。对处于职业高原状态的幸存者而言,多频次裁员通过工作不安全感中介后,也会减少工作满意度和工作投入,但影响相对较弱。因此假设:

H5a: 职业高原正向调节了裁员频次经由工作不安全感中介后对工作满意度的间接作用。即对处于职业高原状态的裁员幸存者而言,多频次裁员对工作满意度的间接抑制作用越弱。

H5b: 职业高原正向调节了裁员频次经由工作不安全感中介后对工作投入的间接作用。即对处于职业高原状态的裁员幸存者而言,多频次裁员对工作投入的间接抑制作用越弱。

根据上述推理和假设,本研究构建了裁员频次、工作不安全感、工作满意度、工作投入和职业高原的调节中介模型(见图1),并设计两个子研究来检验理论模型。研究1计划采用

滚雪球法收集问卷数据，通过数据分析验证裁员频次和其他变量间的关系；研究2通过案例访谈收集案例资料，使用定性比较法（fsQCA）

补充分析裁员频次与工作不安全感、工作满意度和工作投入等变量的组态关系，以进一步检验裁员幸存者的心理和行为反应。

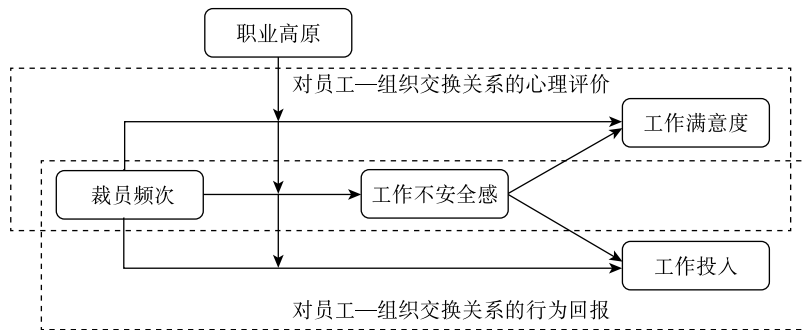


图1 职业高原对多批次裁员后果的调节作用模型

三、研究1：问卷调研与自报告 数据分析

（一）变量测量

裁员频次是指员工在当前服务单位任职期间经历的裁员次数，在每次裁员事件中，员工均为裁员幸存者被企业留任，它是一个明确信息，通过直接询问被调者在所服务的组织中经历的裁员次数获得。工作不安全感量表是根据 Johnny 等（1999）的量表改编而来，分为数量和质量两个维度，具体包括“我很担心自己在想要离开这个单位之前就不得不离开”“我很害怕被解雇”等7个题项。为了统一测量语境，对量表做了语义适应性调整。工作满意度是利用 Brayfield 和 Rothe（1951）的工作描述指数法进行测量，具体包括“我对自己所从事的工作的性质感到满意”“我对指导自己的人（上司）感到满意”等6个题项。工作投入的测量使用了 Schaufeli 等（2002）的 UWES（Utrecht Work Engagement Scale）量表，涵盖了日常工作中的

活力、奉献和专注三个维度的内容，具体包括“早上起床时，我很乐意去上班”“工作时，我觉得干劲十足”等17个题项。职业高原量表是对 Milliman（1992）的问卷改编而来，涵盖内容高原和层级高原两个维度，具体包括“我希望在工作中不要受到挑战”“我在工作中学习和成长的机会较少”等12个题项。为了统一语境，避免被调查者在受调过程中进行多次思维和情境转换，本研究对该部分题项进行了方向调整。除裁员频次外，以上量表均为里克特5刻度量表。

（二）样本收集

为了事先控制共同测量方差（CMV），设计了A、B两个子问卷，计划在不同时段采样。其中，A卷上有匹配标记（后4位手机号）、控制变量、“裁员频次”“工作不安全感”以及“职业高原”；B卷包含了A问卷的匹配标记、内生中介变量“工作满意度”以及因变量“工作投入”。事实上，由于A问卷中的自变量“裁员频次”是要填写者回溯填写所在企业过去的裁员次数，这是过去已经明确发生的关键事件，而

工作不安全感 and 职业高原这两个变量则是问卷填写者目前的状态，因此，A 问卷在时间逻辑上包含了过去 (T_{-1}) 与现在 (T_0) 两个时段。计划在获取 A 问卷后的一个月开始配对收集 B 问卷。如此一来，A 问卷和 B 问卷包含的总时间逻辑为 T_{-1} 、 T_0 和 T_{+1} 三个时段。另外，两份问卷中都设置了若干反向题项以便事后筛选有效问卷。

问卷收集是在研究者近三年参与的 15 个某企业管理知识短期培训班上进行的。这样做的原因首先是数据的可获得性，研究者是不同批次学员的授课教师，多数学员愿意配合填写问卷，减少了分时段收集并匹配 A 问卷与 B 问卷的难度；其次，该企业管理培训班是研究者参与的一个长效教育培训项目，长年分散招生和集中授课，未设置特别招生门槛，并非针对特

定行业或企业。核查近三年所有参与调研学员的职业背景，发现他们几乎都来源于不同的企业，很好地规避了数据来源于少数企业的困扰；另外，学员所在行业、部门、年龄、工种、层级、收入等也都符合随机原则。收集数据的具体方法是：在不同批次的培训班中，研究者利用授课间隙，在每门课程的前半段现场发放和回收 A 问卷；课程即将结业时现场发放和回收 B 问卷，二者间隔时间在不同批次略有差异，分布在 4~6 周。三年内实际在 15 个短期培训班中发放 A 问卷和 B 问卷各约 650 份，分别实际回收 545 份 A 问卷和 561 份 B 问卷。使用反向题项筛选并删除明显乱填的问卷后，最后成功匹配的总有效问卷为 470 份。样本具体分布情况如表 1 所示。

表 1 问卷样本的描述性统计

	类型	数量	比例		类型	数量	比例		类型	数量	比例
	公司规模	≤1000 人	318		67.7	性别	男		216	46	行业类型
1001~3000 人		48	10.2	女	238		50.6	金融	53	11.3	
3001~5000 人		18	3.8	缺失	16		3.4	教育业	13	2.8	
5001~7000 人		8	1.7	婚姻	已婚	133	28.3	制造业	169	36.0	
>7000 人		65	13.8		未婚	321	68.3	服务业	27	5.7	
缺失		13	2.8		缺失	16	3.4	传媒	5	1.1	
本单位工作年限	≤1 年	74	15.7	年龄	≤30 岁	79	16.8	建筑业	29	6.2	
	1.01~5 年	232	49.4		31~40 岁	287	61.1	事业机关	9	1.9	
	5.01~10 年	117	24.9		>40 岁	66	14.0	贸易	39	8.3	
	10.01~15 年	24	5.1	工作类型	缺失	38	8.1	医疗	25	5.3	
	15.01~20 年	5	1.1		操作	34	7.2	其他	37	7.9	
	>20 年	2	0.4		技术	77	16.4	缺失	12	2.6	
	缺失	16	3.4		管理	288	61.3	学历	大学及以下	293	62.3
年均收入	≤5 万元	7	1.5	其他	47	10	硕士以上		164	34.9	
	6 万~10 万元	20	4.3	职业层级	缺失	24	5.1		缺失	13	2.8
	11 万~15 万元	48	10.2		基层	138	29.4				
	16 万~20 万元	79	16.8		中层	260	55.3				
	>20 万元	301	64		高层	56	11.9				
	缺失	15	3.2		缺失	16	3.4				

(三) 数据分析与结果

1. 信度和效度检验

信度检验选用 Cronbach α 指标, 使用 Statistal7.0 计算变量的 α 信度介于 0.803 ~ 0.930 之间。其中职业高原的信度为 0.857, 工作不安全感的信度为 0.803, 工作满意度的信度为 0.861, 工作投入的信度为 0.930, 均达到高信度阈值。本文通过验证性因子分析对变量区分效度进行检验, 结果如表 2 所示。其中原始 4 因子模型的各项拟合指标均达到了要求, 根据 CFI 降低

幅度不超过 0.03, RMSEA 和 SRMR 提高不超过 0.01 的筛选标准, 该模型拟合情况显著优于其他模型, 因此可以认为本研究使用的 4 因子结构量表有良好的区分效度 (温忠麟等, 2018)。表 3 相关系数表的对角线为变量的平均提取方差值的平方根 (AVE 平方根值)。其中工作满意度、职业高原、工作不安全感和工作投入的 AVE 平方根值均大于它和其他变量相关系数, 达到了可取值的要求, 各量表有较好的聚合与区分效度。

表 2 变量的区分效度检验

模型	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	CFI	NFI	IFI	RFI	SRMR
原始 4 因子模型	1122.720	575	1.953	0.048	0.983	0.967	0.983	0.950	0.052
3 因子	1967.659	581	3.387	0.077	0.965	0.949	0.966	0.925	0.068
2 因子	6160.034	600	10.267	0.151	0.893	0.878	0.894	0.826	0.113
1 因子	9778.060	819	11.939	0.164	0.857	0.837	0.857	0.829	0.117
4 因子 + CMV	982.154	544	1.805	0.046	0.987	0.972	0.972	0.955	0.043

2. 共同方法偏差分析

使用哈曼单因子法分析问卷的共同测量方差问题 (CMV)。在假设不明确量表结构的基础上, 对职业高原、工作不安全感、工作投入、工作满意度 4 个量表的 42 个题项进行探索性因子分析 (EFA)。未经正交旋转, 提出 8 个特征值大于 1 的因子, 首因子解释方差为 31.655%, 小于 40% 的临界值, 说明问卷的 CMV 不明显。接着使用潜在误差变量控制法进行 CMV 检验。即在原始 4 因子模型的基础上, 添加一个 CMV 因子, 同时让所有观察变量都指向 CMV 因子, 若原模型的拟合指标中 RMSEA 和 SRMR 变化超过 0.05, CFI 变化超过 0.1, 则认为存在严重的 CMV。表 2 中验证性因子分析结果表明, 模型拟合结果在加入方法因子前后并无显著变化。因此, 本研究不存在严重的 CMV 问题。

3. 相关分析和多重共线检验

相关性分析结果如表 3 所示, 所有变量相关系数绝对值在 0.001 ~ 0.651 之间, 部分控制变量与裁员频次、职业高原、工作不安全感、工作满意度和工作投入存在显著的相关性, 后续将通过回归分析检验控制变量的干扰效应。另外, 工作投入、工作满意度、工作不安全感之间的相关系数比它们与控制变量之间的相关性关系更强。多重共线性检验选用方差膨胀因子指标 (VIF), 将所有变量纳入到以工作投入为因变量的模拟方程中, 计算出 VIF 值在 1.02 ~ 1.71 之间, 均值为 1.24, 远小于 5 的临界值, 说明变量间的多重共线性不明显, 不会对后续回归结果的可靠性造成显著干扰。由于职业高原与工作不安全感、工作满意度与工作投入的相关系数大于 0.5, 为进一步检验多重共线性,

表3 相关系数矩阵与 AVE

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. 单位性质	1															
2. 单位人数	-0.046	1														
3. 性别	-0.121*	-0.006	1													
4. 婚姻	0.081	0.055	0.126**	1												
5. 年龄	0.022	0.072	0.171***	0.547***	1											
6. 教育	0.079	-0.022	-0.107*	0.016	-0.036	1										
7. 职业层级	0.248***	-0.011	0.023	0.253***	0.386***	0.097*	1									
8. 行业	0.174***	-0.017	-0.139**	0.038	0.010	0.037	0.057	1								
9. 部门	0.122*	0.014	-0.017	-0.056	-0.118*	-0.024	-0.045	-0.009	1							
10. 工作类型	0.164***	-0.020	-0.007	0.122*	0.154**	0.047	0.250***	0.133**	-0.096*	1						
11. 收入	-0.028	0.078	0.201***	0.255***	0.352***	-0.043	0.284***	-0.110*	-0.073	0.100*	1					
12. 裁员频次	0.073	0.083	-0.010	0.043	0.122*	0.141**	0.035	-0.044	-0.077	0.037	0.122**	1				
13. 职业高原	-0.023	0.001	-0.005	-0.028	-0.076	-0.017	-0.187***	-0.010	-0.004	-0.196***	-0.217***	0.043	(0.742)			
14. 工作不安全感	-0.015	0.026	-0.029	-0.093	-0.097*	0.018	-0.234***	-0.048	-0.008	-0.185***	-0.179***	0.160***	0.651***	(0.764)		
15. 工作满意度	0.047	-0.036	0.117*	0.114*	0.147**	-0.056	0.261***	0.009	-0.019	0.125**	0.227***	-0.010	-0.436***	-0.444***	(0.659)	
16. 工作投入	0.037	-0.035	0.103*	0.156**	0.241***	0.014	0.307***	0.013	-0.028	0.128**	0.229***	0.008	-0.418***	-0.442***	0.590***	(0.773)
条件指数	1.000	1.310	1.410	1.650	1.730	1.770	1.890	1.910	1.960	2.050	2.100	2.130	2.330	2.730	2.920	3.340
均值	2.378	8959.608	0.524	0.707	35.204	2.357	1.819	5.068	5.960	2.780	4.422	1.567	2.605	2.245	2.992	3.458
标准差	0.892	45329.690	0.500	0.456	4.661	0.484	0.629	3.071	3.403	0.732	0.951	0.906	0.702	0.741	0.701	0.671

注：为数据分析需要，控制变量中的类别做了赋值替代；*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05；对角线括号中的数据为平均萃取方差因子 (AVE) 的平方根值。

本研究还进行了条件指数检验 (CI)，结果显示 CI 在 1~3.34 区间内，远小于 30 的临界值。这说明上述高于 0.5 的相关系数并非多重共线性造成的，也再次补充证明了变量间的多重共线性问题不严重。

4. 假设检验

(1) 直接效应检验及其稳健性分析。

使用最小平方和法 (OLS)，分别以工作不

安全感 (Y1)、工作满意度 (Y2)、工作投入 (Y3) 为因变量，构建 (Y10, Y11)、(Y20, Y21, Y22) 和 (Y30, Y31, Y32) 三组模型进行多重回归，结果见表 4。各组模型的统计效应量指标 f^2 的值介于 0.110~0.382 之间，依据 0.12 (中) 和 0.35 (高) 的标准，除 Y10 和 Y20 外，其他模型统计解释力均超中等水平，且 Y32 达到了高解释力度。

表 4 直接效应的回归分析 (OLS) 及稳健标准误 (Robust. Se)

	Y1 工作不安全感		Y2 工作满意度			Y3 工作投入		
	Y10	Y11	Y20	Y21	Y22	Y30	Y31	Y32
常数项	2.839 ***	2.859 ***	2.500 ***	2.485 ***	3.748 ***	2.103 ***	2.112 ***	3.209 ***
单位性质	0.043	0.035	0.010	0.014	0.023	-0.037	-0.038	-0.030
单位人数	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
性别	0.010	0.016	0.173 *	0.170 *	0.189 **	0.087	0.088	0.092
婚姻	-0.106	-0.093	0.115	0.116	0.083	0.041	0.037	0.001
年龄	0.010	0.008	-0.004	-0.003	0.000	0.011	0.011	0.015
教育	0.109	0.080	-0.140	-0.130	-0.107	0.002	0.002	0.033
职位层级	-0.204 **	-0.194 **	0.213 **	0.212 **	0.121	0.233 ***	0.231 ***	0.155 **
行业	-0.011	-0.007	0.002	0.002	0.003	-0.002	-0.003	-0.004
部门	0.001	0.004	0.002	0.002	0.004	-0.002	-0.003	-0.001
工作类型	-0.171 ***	-0.172 ***	0.071	0.071	-0.008	0.071	0.072	0.001
收入	-0.077	-0.102 *	0.098 *	0.097 *	0.049	0.084 *	0.092 *	0.050
裁员频次		0.124 ** (0.039)		-0.023 (0.042)	0.031 (0.041)		-0.016 (0.036)	0.030 (0.034)
工作不安全感					-0.420 *** (0.053)			-0.383 *** (0.050)
R ²	0.099	0.126	0.105	0.104	0.244	0.135	0.137	0.277
ΔR ²		0.027		-0.001	0.140		0.002	0.142
F	3.610 ***	4.320 ***	3.860 ***	3.490 ***	8.880 ***	5.040 ***	4.690 ***	10.350 ***
ΔF		9.735 **		-0.233	66.511 ***		0.213	67.188 ***
f ² (effect size)	0.110	0.144	0.117	0.116	0.323	0.156	0.159	0.382
N	374	373	375	374	371	368	367	366

注：*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05；括号内数据为稳健标准误；控制变量中的类别做了赋值替代。(表 6 同)

如表 4 所示，模型 Y10 和 Y11 的 F 检验均显著，与模型 Y10 相比，模型 Y11 的 ΔF (9.735 **)

显著，这说明增加了裁员频次后，模型 Y11 的解释力显著增加。裁员频次对工作不安全感的

作用显著为正 ($b = 0.124^{**}$), 说明基于不确定性预期, 裁员次数增加后, 员工的工作不安全感也将显著上升。假设 H1 得到了验证。与模型 Y20 相比, Y22 的 ΔF 检验结果为 66.511^{***} , 并且工作不安全感对工作满意度的作用显著为负 ($b = -0.420^{***}$), 说明随着工作不安全感的提升, 工作场所的诸多不确定性因素使个体的资源流失, 裁员幸存者回应组织的工作满意度降低, H2 通过了检验。与 Y31 相比, 模型 Y32 增加了工作不安全感这一变量后, ΔF 检验 (67.188^{***}) 显著, 且工作不安全感对工作投入的作用显著为负 ($b = -0.383^{***}$)。根据假设 H3 的逻辑推理可知, 当裁员幸存者的工作不安全感增加时, 他们在心理和情绪上的获得感减少, 这会引导他们降低工作投入, 假设 H3 得到了支持。

通过构造稳健标准误 (Robust. Se) 对上述模型做稳健性检验, 各主要变量的 Robust. Se 列于表 4 括号内。通过 $t = b / (\text{Robust. Se})$ 的 t 检验值计算公式可知, 上述假设检验涉及的 t 值显著性并未发生显著变化。因此上述假设的 OLS 回归结果稳健可信。

(2) 中介效应的 Bootstrap 检验。

本研究使用随机抽样法 (Bootstrap) 对中介效应进行检验。通过 stata17.0 自编程序对中介路径有效应进行 5000 次抽样检验, 从而获得间接效应估计值 (b)、抽样标准误 (Boot. Se) 及百分位 (P)、偏差校正 (BC)、偏差校正与加速 (BCa) 的 95% 置信区间 (见表 5)。中介路径 Ind1 和 Ind2 的估计值分别是 -0.052 和 -0.046 , 且它们的 95% 置信区间不包含 0, 可判定这两条中介路径有效。对 Ind1 进行分析, 裁员频次经过工作不安全感的中介后对工作满意度的间接作用为 -0.052 , 置信区间为负值且不包含 0, 可以认为裁员频次 (X) 通过提高工作不安全感 (M) 对工作满意度 (Y1) 起间接抑制作用, H2 再次得到验证。对 Ind2 进行分析, 裁员频次经过工作不安全感的中介后对工作投入的间接效应为 -0.046 , 置信区间为负值且不包含 0。结合直接效应检验结果 (见表 4) 可见, 裁员频次 (X) 通过提升于工作不安全感 (M) 对工作投入 (Y2) 起间接抑制作用, H3 再次得到支持。

表 5 中介效应的 Bootstrap 检验

作用路径	估计值	Boot. Se	95% CI					
			P		BC		BCa	
Ind1: 裁员频次 X→工作不安全感 M→工作满意度 Y1	-0.052 *	0.017	-0.086	-0.020	-0.089	-0.022	-0.089	-0.022
Ind2: 裁员频次 X→工作不安全感 M→工作投入 Y2	-0.046 *	0.016	-0.081	-0.015	-0.082	-0.017	-0.082	-0.017

注: * 路径系数 95% 置信区间不含 0; Bootstrap 抽样 5000 次; Boot. Se 为 Bootstrap 抽样标准误。(表 7 同)

(3) 简单调节效应及其稳健性检验。

使用交互项法检验职业高原的调节效应, 结果详见表 6。以工作不安全感为因变量, 模型 P12 与 P11 相比, ΔR^2 为 0, $\Delta F = 0.368$, 添加的交互项并非有效解释变量, 说明职业高原没

有对裁员频次与工作不安全感之间的关系起到调节作用, 假设 H4a 未得到支持。以工作满意度为因变量, 模型 P22 与 P21 相比, ΔR^2 为 0.013, $\Delta F = 5.831$, 在 0.05 的水平上显著, 表明裁员频次与职业高原的交互项为模型 P22 的

有效解释变量。同时该交互项显著为正 ($b = 0.144^*$)，说明职业高原在裁员频次与工作满意度之间起正向调节作用。该简单调节效应的具体表现为，处于职业高原状态的幸存者，裁员频次对其工作满意度的抑制作用相对更小；相反，对于非职业高原状态的幸存者，随着组织裁员次数的增加，其工作满意度降低的幅度相

对更大。假设 H4b 得到了验证。以工作投入为因变量，模型 P32 与 P31 相比， ΔR^2 为 0， $\Delta F = 0.106$ ，裁员频次与职业高原的交互项并不是该模型的有效解释变量，说明职业高原未对裁员频次与工作不安全感之间的关系起到调节作用，假设 H4c 未得到支持。

表 6 调节效应的多重回归分析

	P1 工作不安全感		P2 工作满意度		P3 工作投入	
	P11	P12	P21	P22	P31	P32
常数项	0.475	0.449	3.947***	4.086***	3.306***	3.285***
单位性质	0.019	0.018	0.024	0.031	-0.033	-0.034
单位人数	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
性别	-0.003	0.002	0.186*	0.164*	0.094	0.097
婚姻	-0.116	-0.116	0.128	0.125	0.061	0.059
年龄	0.005	0.006	-0.003	-0.005	0.012	0.013
教育	0.047	0.047	-0.132*	-0.131*	0.007	0.007
职位层级	-0.117*	-0.117*	0.156*	0.157*	0.186**	0.185**
行业	-0.003	-0.004	0.005	0.007	-0.003	-0.003
部门	0.005	0.005	0.003	0.003	-0.003	-0.003
工作类型	-0.068	-0.066*	0.007	-0.006	0.023	0.024
收入	-0.008	-0.008	0.050	0.048	0.05	0.05
裁员频次	0.097** (0.034)	0.100** (0.034)	-0.008 (0.041)	-0.023 (0.040)	-0.003 (0.036)	-0.002 (0.036)
职业高原	0.683*** (0.037)	0.684*** (0.037)	-0.408*** (0.060)	-0.416*** (0.059)	-0.337*** (0.049)	-0.336*** (0.049)
裁员频次 * 职业高原		-0.028 (0.046)		0.144* (0.060)		-0.024 (0.073)
R ²	0.513	0.513	0.230	0.242	0.241	0.241
ΔR^2		0.000		0.013		0.000
F	28.730***	26.650***	8.150***	8.090***	8.527***	7.906***
ΔF		0.368		5.813*		0.106
f ² (effect size)	1.052	1.054	0.298	0.320	0.318	0.318
N	369	369	369	369	363	363

为直观展示简单调节效应，画出职业高原取值分别为 $M \pm 1sd$ 时裁员频次对工作满意度的直接效应图（见图 2）。此时职业高原的两个不

同取值下的主效应拟合线不平行且方向相反。同时绘出职业高原的边际调节示意图 (Johnson - Neyman, 即 J - N 图)，如图 3 所示，横轴代表

职业高原的取值范围，纵轴代表裁员频次对工作满意度的效应值。当职业高原取值小于 1.81 和大于 3.65 时，主效应斜率线的置信区间排除了 0，为调节效应的显著区间。具体而言，当职业高原取值小于 1.81 时，斜率线在 X 轴下方向上延伸，说明在较低的职业高原状态下，裁员频次对工作满意度的影响为负；随着职业高原状态加剧，其影响逐渐趋于正向；由于斜率的绝对值不断减小，说明职业高原的调节效应在减弱；当职业高原取值大于 3.65 时，斜率线在 X 轴上方，说明在较高的职业高原状态下，裁员频次对工作满意度的作用为正，且越来越强。图 2 和图 3 均显示了职业高原缓冲了裁员频次对工作满意度的负面作用。

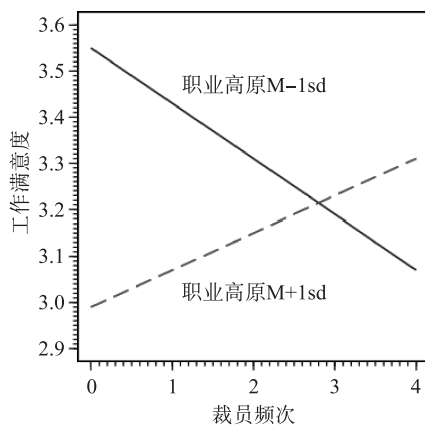


图 2 职业高原分组调节示意

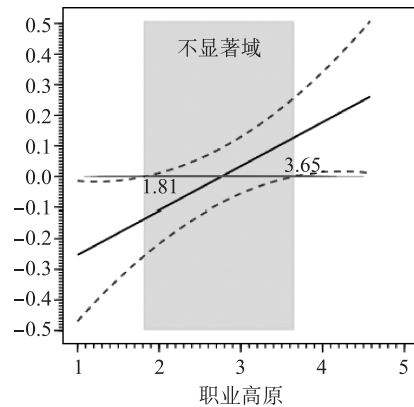


图 3 职业高原简单调节的 J-N 图

(4) 链式调节中介检验。

本研究包含了调节和中介作用。对调节中介效应的检验，通过亚组差异分析法和系数乘积项两种法，分别对职业高原在均值加减一个标准差所构成的低值组与高值组的差异值，以及系数乘积项的检验指标 Index 做 5000 次 Bootstrap 抽样，分析它们的 95% 置信区间，结果如表 7 所示。

表 7 中的路径 A1 和路径 A2 中，职业高原低值组和高值组的差值组分别为 0.026 和 0.025，置信区间均包含 0；Index 指标的置信区间均包含 0，说明对于工作不安全感在裁员频次分别与工作满意度和工作投入间的中介作用均不受职业高原的调节影响。因此，假设 H5 未得到支持。

表 7 条件间接效应 Bootstrap 检验

条件间接效应			95% CI					
调节变量	估计值	Boot. Se	p	Be	Bea			
A1: 裁员频次 X (职业高原 W 调节) → 工作不安全感 M → 工作满意度 Y1								
低值	-0.014	0.042	-0.099	0.072	-0.099	0.003	-0.247	0.004
高值	0.013	0.071	-0.124	0.159	-0.127	0.156	-0.127	0.158
Diff	0.026	0.031	-0.032	0.091	-0.031	0.092	-0.031	0.092
Index	0.019	0.022	-0.022	0.065	-0.022	0.065	-0.022	0.066

续表

条件间接效应			95% CI					
调节变量	估计值	Boot. Se	p		Bc		Bca	
A2: 裁员频次 X (职业高原 W 调节) → 工作不安全感 M → 工作投入 Y2								
低值	-0.009	0.035	-0.075	0.063	-0.083	0.058	-0.081	0.060
高值	0.016	0.060	-0.096	0.142	-0.102	0.135	-0.101	0.136
Diff	0.025	0.026	-0.022	0.080	-0.024	0.079	-0.023	0.079
Index	0.018	0.019	-0.016	0.057	-0.017	0.056	-0.017	0.056

(5) 进一步分析。

为分析不同裁员次数对裁员幸存者的影响差异，本研究利用虚拟变量检验分类自变量各水平效应差异。首先将裁员频次进行分类处理，并设置一个分类自变量；其次，生成虚拟变量，并采用整体 F 检验和两两 t 检验进行差异分析。如表 8 所示，整体 F 检验结果表明，与裁员次数为 0 相比，一次裁员对工作不安全感的效应值在统计意义上不存在明显差异 ($b = 0.003$, $p = 0.973$)；与裁员次数为 0 相比，两次裁员对工作不安全感的效应值存在显著差异 ($b = 0.342$, $p < 0.05$)；与裁员次数为 0 相比，三次及以上裁员次数对工作不安全感的效应值存在显著差异 ($b = 0.368$, $p < 0.05$)。t 检验结果表明，一次裁员与两次裁员对裁员幸存者工作不安全感的影响存在显著差异 ($p < 0.05$)；一次裁员与三次及以上裁员对留用员工工作不安全感的影响存在显著差异 ($p < 0.05$)；两次裁员与三次及以上裁员对留用员工工作不安全感的影响不存在显著差异 ($p = 0.889$)。由此可见，不同裁员次数对裁员幸存者的影响并不是简单的叠加关系，对于未经历裁员的员工而言，可能存在其他因素使其增加工作不安全感；对经历一次裁员的留用员工而言，在少量不确定感知的影响下，幸存者可能产生建设性和规避性两种反应，

因而一次裁员对工作不安全感的影响可能在不同群体效应的中和作用下不显著；而随着裁员次数再次增加，他们产生更强烈的不确定感知，从而增强工作不安全感，最终产生消极的心理和行为应对，如降低工作满意度和工作投入。

表 8 多批次裁员后果的组内比较分析

裁员频次(X)水平	β	t	p	比较分析
X = 0	0.000			
X = 1	0.003	0.030	0.973	
X = 2	0.342 *	2.510	0.012	
X ≥ 3	0.368 **	2.620	0.009	
控制变量				
单位性质	0.037	0.850	0.397	
单位人数	0.000	0.520	0.606	
性别	0.014	0.190	0.848	
婚姻	-0.089	-0.950	0.342	
年龄	0.007	0.740	0.459	
教育	0.083	1.100	0.273	
职位层级	-0.195 **	-2.980	0.003	
行业	-0.008	-0.630	0.530	
部门	0.004	0.320	0.746	
工作类型	-0.177 ***	-3.570	0.000	
收入	-0.102	-2.440	0.015	
常数项	3.018	7.530	0.000	
组间比较				
(X = 1) = (X = 2)				p = 0.024
(X = 1) = (X ≥ 3)				p = 0.018
(X = 2) = (X ≥ 3)				p = 0.889

注： β = 标准化系数；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ 。

四、研究 2：定性比较分析

研究 1 通过问卷收集，分析了裁员频次与工作不安全感、工作满意度和工作投入之间的关系，并探究职业高原的调节作用。研究 1 所采用的线性中介模型虽然通过大样本检验了研究路径并量化了变量间的线性关系，但其局限性主要体现在两个方面：首先，该方法通过分析局部再累加解释整体的方式难以应对系统复杂性问题；其次，由于基于对称性假设，研究 1 无法解释导致某种结果出现与不出现的非对称性现象（杜运周和贾良定，2017）。针对这些局限，本研究引入 fsQCA（研究 2），该方法通过分析前因条件的必要性和充分性，既能揭示复杂系统要素间互动而涌现出的系统性特点，又能阐明多个前因条件相互依赖共同影响结果的复杂因果关系（Lee et al.，2022），从而分析裁员幸存者高与非高工作不安全感、工作满意度

和工作投入的多种前因组态。通过上述不同研究设计，本研究能够建立结论的内外部效度。

（一）访谈资料收集

为增强研究 1 的可信度，启动了研究 2 的案例访谈。为保证数据来源的多样性，访谈对象完全来自于研究者的人际网络资源，涉及的案例企业与研究 1 的问卷调研企业完全不重合。访谈内容与研究 1 涉及的信息或变量相同，对工作不安全感、工作满意度和工作投入的变量定义与研究 1 一致，在访谈过程中，研究者以通俗易懂的语言向受访者介绍相关变量，引导其分享自我感受，并在访谈结束时邀请受访者依据访谈内容，对变量进行“低”“中”“高”打分。其中，裁员频次为过程 1 的条件变量，工作不安全感为过程 2 和过程 3 的条件变量。每次访谈时间不少于 30 分钟，由研究者记录访谈内容，事后再汇总整理访谈信息，最终访谈对象为 125 人。由于访谈过程控制较好，125 份访谈资料全部为有效文本资料，访谈对象特征如表 9 所示。

表 9 案例企业与访谈对象的描述性统计

项目	类型	数量	比例	项目	类型	数量	比例
单位性质	国有	18	14.4	行业类型	IT 行业	7	5.6
	外资	52	41.6		金融行业	11	8.8
	民营	53	42.4		教育培训行业	5	4.0
	事业单位	2	1.6		制造工业	57	45.6
性别	男	66	52.8		服务行业	13	10.4
	女	59	47.2		文化传媒行业	2	1.6
学历	大学（含专科）及以下	101	80.8		建筑/房地产行业	5	4.0
	硕士及以上	24	19.2		事业机关	14	11.2
职位层级	基层操作类	11	8.8		贸易/物流行业	11	8.8
	技术类	32	25.6		职位层级	基层	56
	管理类	70	56.0	中层		55	44.0
	其他	12	9.6	高层		14	11.2

（二）访谈资料整理

为便于定性比较，需要对访谈资料进行数

据化校准，将所有变量界定为从 0 到 1 的模糊集，以此定义其隶属度，其中取值为 1 则表示

完全隶属，取值为 0 表示完全不隶属。对案例数据集进行校准往往通过设置 3 个阈值以描述该案例在多大程度上属于一个集合，即完全隶属、交叉点以及完全非隶属（程雪莲等，2023）。本研究结合多种方式进行了数据校准，其中：性别、受教育程度作为二分变量，不

行校准；企业规模采用经典的四分位数作为校准锚点（Fiss，2011）；其他变量则依“低”“中”“高”赋值为 1、2、3，采用最大值、平均值、最小值分别作为完全隶属、交叉点、完全不隶属的校准点（孙洁和梅静怡，2025）。具体校准结果如表 10 所示。

表 10 数据校准结果

变量类别	变量名称	完全隶属	交叉点	完全不隶属
条件变量 (控制变量)	性别	1 = “男”，0 = “女”		
	受教育程度	1 = “大学学历”，0 = “硕士及以上学历”		
	职业层级	3	1.664	1
	规模	2000	500	150
	工资水平	5	3.456	1
条件变量 (研究变量)	工作不安全感	3	1.576	1
	工作满意度	3	2.136	1
结果变量	工作投入	3	2.4	1

(三) 过程 1：裁员频次与工作不安全感

1. 单个条件变量的必要性分析

定性比较分析方法要求实现对单个条件变量进行必要性分析，从而确认该条件变量在多大程度上是结果出现的必要条件。并且要使结果出现，必要条件必须存在，但必要条件存在并不代表结果一定出现。一致性被广泛应用于必要条件的衡量标准，一般选用的最低阈值为 0.9（Ragin，2006）。

裁员幸存者工作不安全感为过程 1 的结果，

为遵循组态构建的合理性，本研究在条件变量裁员频次的基础上增加了性别、受教育程度、职位层级、企业规模和工资水平等变量作为条件变量。必要性分析结果如表 11 所示，发现低裁员频次对低工作不安全感的一致性为 0.901，大于最低阈值，说明低裁员频次是导致低工作不安全感的必要条件，但高工作不安全感不能被任何一个条件变量有效解释，因此有必要对条件变量进行组态分析。

表 11 过程 1~3 单变量必要条件检验结果

条件变量	过程 1				过程 2				过程 3			
	高工作不安全感		低工作不安全感		高工作满意度		低工作满意度		高工作投入		低工作投入	
	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度
高裁员频次	0.830	0.819	0.202	0.371	0.655	0.826	0.183	0.279	0.235	0.422	0.740	0.758
低裁员频次	0.363	0.196	0.901	0.908	0.488	0.338	0.932	0.779	0.866	0.854	0.436	0.245
高工作不安全感					0.644	0.824	0.182	0.280	0.194	0.353	0.860	0.894
低工作不安全感					0.498	0.343	0.947	0.785	0.942	0.922	0.378	0.211
性别男	0.478	0.316	0.555	0.684	0.596	0.609	0.448	0.391	0.549	0.662	0.491	0.338
性别女	0.522	0.387	0.445	0.613	0.404	0.462	0.552	0.538	0.451	0.608	0.509	0.392

续表

条件变量	过程1				过程2				过程3			
	高工作不安全感		低工作不安全感		高工作满意度		低工作满意度		高工作投入		低工作投入	
	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度
大学及以下	0.734	0.317	0.848	0.683	0.819	0.547	0.205	0.453	0.835	0.658	0.760	0.342
硕士及以上	0.266	0.485	0.152	0.515	0.181	0.508	0.205	0.493	0.165	0.546	0.240	0.454
高职位层级	0.626	0.512	0.431	0.655	0.481	0.606	0.545	0.586	0.466	0.694	0.553	0.470
低职位层级	0.577	0.353	0.679	0.772	0.672	0.634	0.634	0.510	0.643	0.716	0.639	0.406
大企业规模	0.466	0.343	0.541	0.743	0.525	0.599	0.521	0.507	0.506	0.679	0.545	0.417
小企业规模	0.650	0.433	0.521	0.645	0.567	0.581	0.587	0.513	0.566	0.685	0.581	0.401
高工资水平	0.681	0.437	0.584	0.696	0.636	0.629	0.635	0.536	0.614	0.717	0.644	0.429
低工资水平	0.526	0.405	0.527	0.755	0.531	0.630	0.561	0.568	0.511	0.716	0.574	0.459

2. 组态的充分性分析

根据必要性分析的结果,继续分析6个条件变量构成的条件组合对工作不安全感的组态效应。本研究借鉴 Fiss 的做法 (Fiss, 2011),将案例频数的临界值设置为2,原始一致性的临界值设置为0.8,一致性解的拟合参数 (PRI) 临界值设置为0.7进行真值分析。

如表12所示,高工作不安全感的解的一致性为0.919,覆盖率为0.537;低工作不安全感的

解的一致性为0.944,解的覆盖率为0.766。解的一致性解释了对应组态对结果产生的充分性,类似于回归分析中的显著性,且一般认为解的一致性不应低于0.75(杜运周和贾良定,2017)。解的覆盖率则代表组态在多大程度上解释了案例样本,对其一般不存在阈值要求。本研究中解的一致性均大于0.75,解的覆盖率均大于0.5,说明高裁员频次是导致高工作不安全感的核心条件,低裁员频次是导致低工作不安全感的核心条件。

表12 工作不安全感的组态分析

条件变量	高工作不安全感 (构型)					低工作不安全感 (构型)					
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	6
裁员频次	●	●	●	●	●	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗
性别	⊗	•	⊗	•	⊗	⊗				•	•
受教育程度	●	•	●		●	●	●	●	●		
职位层级		⊗	●	●				⊗	⊗	⊗	•
企业规模	⊗		⊗	⊗	•		⊗		⊗	⊗	●
工资水平	⊗	⊗		•	•		⊗	⊗		⊗	•
一致性	0.898	0.846	1	1	0.986	0.945	0.895	0.968	0.934	0.919	0.998
原始覆盖度	0.149	0.157	0.157	0.156	0.150	0.392	0.217	0.351	0.271	0.136	0.125
唯一覆盖度	0.041	0.093	0.043	0.093	0.082	0.188	0.020	0.087	0.051	0.027	0.071
解的一致性	0.919					0.944					
解的覆盖度	0.537					0.776					

注:(1) ●代表核心条件存在,⊗代表核心条件缺席,•代表辅助条件存在,⊗代表辅助条件缺席,空白表示条件可存在、可不存在;(2) 核心条件被定义为同时出现在简约解和中间解的条件变量;辅助条件被定义为出现在中间解但未出现在简约解中的条件变量。

(表12~表14同)

（四）过程 2：裁员频次、工作不安全感与工作满意度

1. 单个条件变量的必要性分析

在过程 1 的基础上，条件变量增加工作不安全感，探究系列条件变量对工作满意度的影响，结果如表 11 过程 2 所示。其中，低裁员频次和低工作不安全感是导致高工作满意度的必要条件，其他条件变量的一致性均低于 0.9，未满足成为必要条件的一致性阈值要求，表明工作满意度存在“多重并发因果”，是系列条件变量共同作用下产生的，因此，需要对其进行组

态分析。

2. 组态的充分性分析

再次利用 fsQCA41 软件检验获得真值表，分析系列条件变量组合对工作满意度的组态效应。同样将案例频数的边界值设置为 2，将原始一致性设置为 0.8，选择 PRI 一致性的边界值为 0.7，结果如表 13 所示。其中解的一致性分别为 0.891 和 0.984，均大于 0.75；解的覆盖率分别为 0.556 和 0.470，说明低裁员频次是导致高工作满意度的核心条件，高裁员频次和高工作不安全感是导致低工作满意度的核心条件。

表 13 工作满意度的组态分析

条件变量	高工作满意度（构型）						低工作满意度（构型）					
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
裁员频次	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	●	●	●	●	●	●
工作不安全感	⊗	⊗	⊗		⊗	⊗	●	●	●	●	●	●
性别	●	●	⊗	●	●	⊗		⊗	●	⊗	●	⊗
受教育程度		●	●	●		●	●	●	●	●		
职位层级	⊗	⊗		●	●		●		⊗		●	●
企业规模	⊗	⊗	●	⊗	●	⊗		⊗		●	⊗	●
工资水平	⊗		⊗	⊗	●	●	●	⊗	⊗	●	●	●
一致性	0.870	0.900	0.853	0.960	0.966	0.889	0.987	0.992	1	1	0.960	1
原始覆盖度	0.143	0.172	0.144	0.083	0.145	0.108	0.246	0.112	0.119	0.114	0.115	0.109
唯一覆盖度	0.029	0.060	0.116	0.025	0.097	0.080	0.071	0.059	0.056	0.028	0.046	0.029
解的一致性	0.891						0.984					
解的覆盖度	0.556						0.470					

（五）过程 3：裁员频次、工作不安全感与工作投入

1. 单个条件变量的必要性分析

过程 3 着重探究裁员频次、工作不安全感与工作投入之间的关系，结果如表 11 过程 3 所示。其中低工作不安全感是产生高工作投入的必要条件，其他条件变量的一致性均低于 0.9，未达到成为必要条件的一致性最低阈值，这表

示对员工的行为结果，即工作投入的影响存在“多重并发因果”，换言之，工作投入的行为结果是在系列条件变量的共同作用下产生的，因此有必要对条件变量的组态效应做进一步分析。

2. 组态的充分性分析

与过程 1 一致，利用 fsQCA41 分析以获得真值表，从而分析 7 个条件变量构成的条件组合对

工作投入的组态效应。将案例频数的边界值设置为 2，将原始一致性的临界值设置为 0.8，PRI 一致性的临界值选择 0.7，从而清晰描述各个条件变量在组态效应中的核心程度和替代关系。如表 14 所示，高工作投入和低工作投入的解的一致性

分别为 0.956 和 0.945，均大于 0.75；解的覆盖率分别为 0.650 和 0.537，均大于 0.5。组态分析的结果表明，低裁员频次、低工作不安全感是高工作投入的核心条件；高裁员频次、高工作不安全感是低工作投入的核心条件。

表 14 工作投入组态分析

条件变量	高工作投入 (构型)								低工作投入 (构型)					
	1	2	3	4	5	6	7	8	1	2	3	4	5	6
裁员频次	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗		⊗		●	●	●	●	•	●
工作不安全感	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	⊗	●	•	•	●	●	●
性别			⊗	⊗	•	•	•	•		●	⊗	●	⊗	⊗
受教育程度	•	•	•	•		•		•	•	•	•		•	
职位层级		●	●		⊗	⊗	●	●	●	⊗	●	●		●
企业规模	⊗			•	⊗	⊗	•	•			⊗	⊗	•	•
工资水平	⊗	⊗			⊗	•	•	•	●	⊗		●	●	●
一致性	0.975	1	0.976	0.880	0.978	0.995	1	1	0.910	0.999	0.905	1	0.983	0.998
原始覆盖度	0.217	0.196	0.194	0.198	0.136	0.129	0.127	0.091	0.288	0.151	0.137	0.150	0.142	0.138
唯一覆盖度	0.033	0.005	0.060	0.090	0.027	0.067	0.039	0.010	0.041	0.071	0.039	0.063	0.040	0.036
解的一致性	0.956								0.945					
解的覆盖度	0.650								0.537					

(六) 稳健性检验

本研究在进行真值检验前将一致性阈值由 0.8 调整到 0.85 (White et al., 2021)，通过对比其在不同操作选择下是否有显著的变化来判断结果是否稳健。稳健检验得到的组态与原组态相差甚微，各个组态的一致性和覆盖率差别也不大，且均大于 0.75 和 0.4。因此，本研究关于工作不安全感、工作满意度和工作投入的运算结果具有稳健性。

五、结论与讨论

(一) 研究结论

裁员作为企业在战略并购、结构重组及经

济下行周期中的常用应对策略，往往并非一次性完成，分批多次裁员是一种常见的裁员策略。为了揭示多批次裁员对留用员工的心理和行为影响，清晰描绘裁员幸存者综合症的发生路径，本研究基于不确定性预期和社会交换理论，构建了裁员频次引发幸存者心理和行为反应的中介模型。为了验证模型，设计了定量和定性两个子研究，通过问卷和访谈收集数据与文本资料，经过统计检验和定性比较分析，得出以下结论：(1) 直接效应分析显示，裁员次数越多，幸存者因为高不确定性预期，从而产生更高的工作不安全感。高工作不安全感导致裁员幸存者对其未来情绪资源与组织资源支持获得感降低，对贬值的交换关系作出负面心理评价，进

而在心理层面降低工作满意度；同时，基于平等交换原则，员工为重新与组织达成交换平衡，会减少在组织中的工作投入。(2) 中介路径分析显示，工作不安全感在裁员频次与工作满意度之间起到显著的中介作用，具体表现为裁员频次增加后，留用员工对工作机会和工作特征产生不确定性预期，并预估自己从组织处获得的资源减少，产生工作不安全感，员工因此对贬值的交换关系作出消极评价，即降低工作满意度。裁员频次通过工作不安全感对工作投入起到显著的间接作用，具体表现为裁员频次增加后，基于高不确定性预期，幸存者的工作不安全感增加，高工作不安全感的幸存者预期未来的收获减少，在情绪资源和组织资源流失后他们会降低工作投入。(3) 调节效应分析显示，职业高原对裁员频次与工作满意度的关系具有调节作用。相比于非职业高原状态的员工，处于职业高原状态的裁员幸存者的工作满意度受裁员频次的抑制影响程度更低。反之，处于职业上升阶段的裁员幸存者，在多批次裁员情境下，工作满意度的降低程度更大。研究2通过访谈和定性比较分析所做的组态分析结论，再次验证了上述直接效应和中介效应。

(二) 研究贡献

首先，本研究利用不确定性预期和社会交换理论揭示了分批多次裁员对“裁员幸存者综合症”的放大作用，不仅丰富和深化了“裁员幸存者综合症”表现背后裁员方式驱动因素的理论解释，也为探索分批多次裁员的影响后效开辟了更广阔的空间。具体而言，在裁员策略研究领域，既有研究多基于资源保存理论、公平理论等理论视角关注一次裁员对“裁员幸存

者综合症”的影响(关涛等, 2015)。例如，工作不安全感可能促使技能过时的蓝领工人在裁员后于工作场所付出更多的努力(Cappelli, 1999)，亦有留用员工在工作不安全感驱动下，接受裁员变革并努力在组织中谋求更稳固的地位(Blyton 和 Bacon, 2001)。同时，另有研究认为伴随裁员带来的不确定性威胁而产生的工作不安全感会对组织公民行为和工作绩效产生不利影响(López et al., 2017)。由此可见，现有研究普遍认为，工作不安全感是留用员工经历一次裁员后的常见反应之一，且在其作用下会产生积极或消极的后果。本研究基于不确定性预期和社会交换理论，聚焦于裁员幸存者随裁员次数增多而累积的工作不安全感，深入剖析其对组织分批多次裁员策略的解读与回应方式，以及由此在心理和行为层面减少对组织的建设性反馈。因此，本研究深化了对“随裁员次数增加而累积的工作不安全感是多批次裁员策略放大其对留用员工消极影响的关键机制”的理解，挖掘了不确定性预期结合社会交换理论在“裁员幸存者综合症”领域中的理论应用价值，为“某些裁员方式对员工福祉更具破坏性的内在机制”提供了新的理论支撑和实证基础(Arzuaga 和 Gandolfi, 2021)。此外，目前研究大多将裁员视为一次性关键事件，对于企业实践中常见的分批多次裁员策略的后效探讨尚且不足(Dlouhy 和 Casper, 2021)。少量关注多次裁员的文献混淆了个体在历史裁员事件中的身份(裁员受害者或裁员幸存者)，未充分考量裁员对不同身份个体的差异化影响(Arzuaga 和 Gandolfi, 2021)。为弥补这一研究空缺，本研究将裁员策略的影响效果研究边界扩展至裁员

频次范畴,相较于一次裁员,分批多次裁员策略放大了裁员幸存者产生的消极心理和行为反应;与单次裁员研究的均值差异结果相比,本研究发现裁员次数与员工的消极心理及行为反应呈线性关系,其核心机制在于多次裁员的累积效应。本研究积极响应了学术界对“进一步探索多次裁员对员工态度和行为的影响”的呼吁(Arzuaga和Gandolfi,2021)。

其次,本研究将职业高原引入“裁员幸存者综合症”研究领域,不仅为深入探索裁员策略与留用员工态度和行为关系的边界条件提供了新视角,还为组织行为学领域中的职业高原在裁员研究中的广泛应用提供了有益启发。具体而言,既有研究在关注裁员幸存者时,多将个体特征(如性别)和资源支持(如领导支持)作为分析其心理和行为的边界因素(Arzuaga和Gandolfi,2021;Kurtessis et al.,2017),却鲜少分析留用员工在当前组织的职业发展状态所带来的差异。实际上,企业后裁员时期的良性发展要求留用员工在组织中保持建设性资源输出,因此积极乐观的职业发展信心是“裁员幸存者综合症”具体表现的重要影响因素。然而,目前对留用员工和其在组织中的职业发展状态的关联性和依附性问题缺乏深入探讨。考虑到职业高原是员工感知自身在职场中面临职位、职称、岗位、技能等处于停滞状态的现象,是员工职业生涯中常见的成长瓶颈(Veiga,1981),本文将职业高原作为幸存者面临后续裁员预期的情境因素进行分析。研究表明,与一次裁员相比,多次裁员对感知处于职业高原状态的裁员幸存者而言是“雪中送炭”,助力其迎来职场发展转机;而对于低职业高原状态的裁员幸存者而

言是“雪上加霜”,逐渐增强的不确定性预期不断击垮他们的职业信心。这一发现有助于理解裁员频次影响“裁员幸存者综合症”的边界条件及其关系机理。此外,既有研究已证实职业高原对组织承诺、工作满意度和留任意愿的抑制作用(Huaman-Ramirez和Lahlouh,2023;Yang et al.,2018)。然而,这些研究主要局限于特定的研究情境,职业高原在诸如裁员等情境中的作用未得到深入探讨。考虑到资源支持会影响裁员幸存者综合症的具体表现(Kurtessis et al.,2017),而职业高原状态影响留用员工感知组织对自身发展的支持和认可,进而影响其职业信心(Veiga,1981),因此本研究将职业高原引入“裁员幸存者综合症”的研究情境中。与以往研究“职业高原更容易使员工对工作产生消极的情感和态度”的发现有所不同(关涛等,2024),本研究发现职业高原感知缓和了多次裁员对裁员幸存者的消极影响,产生了积极的情境效应。同时,既有研究借鉴社会交换理论认为职业高原破坏了员工与组织之间稳定的资源交换关系而导致负面工作结果(Yang et al.,2019),然而,本研究提出职业高原感知使裁员幸存者将多次裁员视为组织重新重视自己并分配资源的转机,扭转了员工与组织交换关系贬值的局面,深化与拓展了社会交换理论与职业高原现有文献。总而言之,本文为传统的职业高原补充了新的情境化证据;发现了职业高原积极的情境效应,有助于推动职业高原研究向裁员策略的情境效应领域发展;与此同时,其积极的调节效应丰富了对职业高原与员工—组织交换关系的理解。

最后,本研究基于中国样本,拓展了裁员

主题的本土化研究深度。“裁员幸存者”研究起源于欧美裁员风潮（周文霞和肖平，2008），20世纪70年代、80年代发生的两次石油危机造成了当时西方国家的通货膨胀和经济衰退，大规模裁员随之而来。其间，资本主义国家企业接续倒闭，失业人数暴增，历经数次裁员浪潮后，西方国家职员已不再把裁员视为重大事件。与之形成鲜明对比的是，当前中国人具有偏爱“稳定”、对“单位”归属感强，以及高不确定性规避的文化特质，会将失业视为一种重大失败，在不确定性预期中更易紧张和焦虑。多批次裁员产生的后续裁员预期及工作不安全感，会打破个人的心理稳定状态，并可能带来长期的情感和经济损失。鉴于中西方文化差异，中国文化情境下的裁员幸存者反应可能与西方存在显著不同。然而现有文献及样本多来自于国外，对中国本土企业的裁员事件和样本关注不足。本研究聚焦中国文化情境下的裁员事件和幸存者样本，研究结论对于解释中国文化背景下的裁员幸存者综合症及其发生路径，更具针对性与可信度。

（三）管理内涵

首先，管理者需明晰多批次裁员的危害，审慎做出裁员决策，若裁员不可避免，力争一步到位。实务界广泛流传的“减员增效”的说法在现实中多有体现，如业务重组、战略并购、收入减缓等，当企业遇到关键事件或增长停滞时，经常把裁员当作解决问题的灵丹妙药，甚至部分企业因跟风标杆企业或竞争对手而实施裁员。已有研究证明了裁员幸存者综合症的存在，本研究更进一步地解释了多批次裁员会放大裁员的负面效应，导致裁员幸存者产生更多

的消极心理、减少工作投入。对企业而言，多批次裁员不仅不能“减员增效”，反而使幸存者对组织的看法更为负面。他们通过消极情绪和低工作投入来“报复”组织，这既是裁员幸存者综合症的正常表现，也是其在面临高度不确定性预期和工作不安全感时的理性应对策略。因此，管理者应充分认识裁员的负面影响及多批次裁员对其的放大效应，谨慎选择裁员策略。具体而言，如果企业收入或现有业务可以支持现有员工的工资支出或工作岗位，应尽量避免裁员，以防员工产生未来工作的不确定性预期和工作不安全感；若裁员不可避免，则应规避多批次裁员的负面放大效应，力争裁员一次到位，避免在数年时间里分批多次裁员，以此规避多批次裁员的危害。

其次，多批次裁员后，组织应针对留用员工进行心理与行为干预，实施适当激励以降低裁员幸存者“灾后余生综合症”的负面影响。多批次裁员造成幸存者的消极情绪和负面行为，可能会影响工作氛围。在这种情况下，留用员工不会感到庆幸，反而可能陷入紧张、焦虑和恐惧之中，担忧自己成为下一次裁员的受害者。这种负面情绪会严重挫伤员工士气，尤其是当他们历经多轮裁员，目睹身边同事接连被裁，并与被裁同事的“悲惨”遭遇产生共情后，负面情绪更为强烈。在多轮次裁员的企业中，悲观、失望与无所依靠的消极心理可能逐渐主导企业文化。面对这种悲观氛围，研究表明心理资本强的员工更容易接受裁员后发生的工作调整并快速消除幸存者综合症的影响。因此，减轻多批次裁员对幸存者的长期不利影响，企业应有意识、有计划地在每次裁员后对幸存者进

行激励,增强其心理资本,降低“灾后余生综合症”的危害。企业可调研并关注每次裁员前后留用员工的心理变化,留意其情绪波动,尤其关注存在消极情绪的幸存者,及时进行心理与行为引导和干预。具体做法多样,例如在裁员后肯定幸存者的能力,公布组织的后续发展计划,使幸存者感到组织和自己的未来还是有希望的;针对裁员后工作岗位调整带来的挑战,组织新的工作岗位或技能培训,重建职业生涯发展路径;对因裁员后工作岗位调整而组建的新团队实施加薪或心理激励,增强其获得感与心理资本,提升团队士气;及时调整工作或业务流程,裁剪冗余环节,提高组织运行效率;若裁员导致员工数量减少、工作负荷增加,则重新修订岗位职责,匹配合理薪资报酬,以激发幸存者的工作积极性等。

最后,管理者需针对不同职业发展感知的裁员幸存者实施差异化对待,尤其要给予自我感知处于职业上升阶段的幸存者特别关注。本研究表明职业高原在裁员幸存者“灾后余生综合症”的发生过程中发挥了有效的调节作用。每次裁员后,留用员工的任务往往需进行调整,涉及工作负荷、工种、岗位等多方面的较大变动。对于处于职业高原状态的幸存者而言,工作环境和工作内容变化对其产生的负面影响较小,甚至可能被其视为突破职业发展瓶颈的契机,进而产生提升工作满意度的正向情感。然而,对于低职业高原感知的员工,特别是处于职业成长期的员工,多次裁员所带来的高不确定性会加剧其工作不安全感,进一步降低工作满意度。多次裁员引发的工作不安全感,会击碎职业成长期幸存者的“成长梦想”,使其认

识到曾经“以公司为家”“终身成长”的想法过于天真。换言之,裁员幸存者综合症在非职业高原状态的留用员工身上表现得更为突出。因此,管理者激励裁员幸存者时,应该根据员工的职业高原状态进行差异化或分类激励。具体而言,应先识别和区分留用员工的职业发展状况,然后制定不同的激励策略:对于自我感知职业高原状态的留用员工,由于其“灾后余生综合症”轻微,甚至视裁员为职业再成长的机会,产生一些积极情绪或自激励动机,此时组织应该抓住其职业心态变化的契机,通过赋予其新的岗位或任务来维持、引发其积极情绪和工作积极性;对于低职业高原知觉的留用员工,由于其“灾后余生综合症”更为严重,负面心理和行为表现也更加明显,此时管理者的激励策略应侧重于心理疏导,设法减少其工作不安全感 and 消极情绪,待其负面心理扭转后,再实施安排新任务、赋予新角色、制定新目标、升职加薪等常规激励措施。

(四) 研究局限与未来研究展望

首先,对工作不安全感前因的讨论有进一步丰富和细化的空间。本研究以裁员频次作为触发工作不安全感的關鍵前因,并深入剖析其引发的后续心理和行为。然而实际上裁员的其它特性,如是否正式宣布、员工感知到的技术或经营变革、裁员发生的部门环境,以及情绪稳定性、年龄等个体因素,均可能影响工作不安全感(Ashford et al., 1989; Roskies 和 Louis - Guerin, 1990)。此外,幸存者对被裁员后重新就业的信心预判也将影响其工作不安全感(Van Hootegem et al., 2019)。因此,未来研究可基于上述裁员特性,继续扩展裁员对工作不安全

感的研究。

其次，裁员幸存者综合症的其他心理和行为反应也可以继续深入研究。本研究关注的是裁员频次导致工作不安全感增加，进一步诱发工作满意度降低和工作投入减少。但幸存者综合症的表现远不止这三种，裁员次数的增加可能也会对其他幸存者综合症的表现产生影响，如组织承诺、组织公民行为和反生产行为等。同时，面对多次裁员，幸存者的反应复杂多样，部分员工可能采取更为积极的思维与行动以应对裁员（Arzuaga 和 Gandolfi, 2021）。这些现象也值得进一步研究。

最后，裁员幸存者综合症的权变因素有待全面分析。本研究选取职业高原作为裁员频次与工作不安全感及工作满意度关系的调节变量，但裁员频次的作用可能也会受到其他宏观经济环境、个人工作环境和人格特质等微观因素的影响（Devine et al., 2003），如裁员程序公平性感知、裁员补偿和社会支持等（廖建桥等, 2005）。未来研究可以对这些权变因素进行分析，从而深入探讨裁员频次引发幸存者一系列心理和行为反应的边界条件，这有助于更全面地认识裁员幸存者综合症的具体发生路径。

接受编辑：董韫韬

收稿时间：2025年2月21日

接收时间：2025年11月18日

作者简介：

关涛，现任华东理工大学商学院工商管理系教授，博士生导师，2005年在复旦大学管理学院获得管理学博士学位。他的研究方向为商

业伦理、组织行为及其交叉领域中的相关问题，研究成果发表于《管理科学学报》《南开管理评论》《管理科学》《管理工程学报》等学术期刊。

钟舒婷（通讯作者，Email: 18479798255@163.com），华东理工大学商学院工商管理专业博士研究生。她的研究方向为员工反生产行为与商业伦理，研究成果发表于《南开管理评论》等学术期刊。

王睿，华东理工大学商学院工商管理专业博士研究生。她的研究方向为组织行为。

参考文献

[1] 程雪莲、薛姗、陈宏辉、史丽华：《责任型领导抑制员工反生产行为和离职意愿的跨层次研究》，《管理学报》，2023年第10期。

[2] 崔勋、张义明、瞿皎皎：《劳动关系氛围和员工工作满意度：组织承诺的调节作用》，《南开管理评论》，2012年第2期。

[3] 杜运周、贾良定：《组态视角与定性比较分析（QCA）：管理学研究的一条新道路》，《管理世界》，2017年第6期。

[4] 关涛、秦一琼、陶悦：《裁员幸存者心理契约变化路径：不确定性规避的视角》，《管理科学》，2015年第6期。

[5] 关涛、宋佳怡、陈莹：《越考核，越贪婪？——绩效考核与工作不安全感的双重效应研究》，《商业经济与管理》，2024年第6期。

[6] 廖建桥、王西、余楠楠：《年龄、学历及其中介变量对裁员恐惧程度的影响及相关性分析》，《商业经济与管理》，2005年第9期。

[7] 卢嘉、时勘、杨继锋：《作满意度的评价结构和方法》，《中国人力资源开发》，2001年第1期。

[8] 孙洁、梅静怡：《新三板公司在多层次资本市

场层级变动因何不同? ——基于机器学习重要因素挖掘与动态 QCA 因果关系分析》,《南开管理评论》,网络首发,2025 年 7 月。

[9] 温忠麟、黄彬彬、汤丹丹:《问卷数据建模前传》,《心理科学》,2018 年第 1 期。

[10] 周文霞、肖平:《国外裁员幸存者综合征研究综述》,《外国经济与管理》,2008 年第 2 期。

[11] 邹文麓、田青、刘佳:《“投桃报李”——互惠理论的组织行为学研究述评》,《心理科学进展》,2012 年第 11 期。

[12] Abolade, D. A. 2018. Impact of employees' job insecurity and employee turnover on organisational performance in private and public sector organisations. *Studies in Business and Economics*, 13: 5 - 19.

[13] Allen, T. D., Freeman, D. M., & Russell, J. E. A., et al. 2001. Survivor reactions to organizational downsizing: Does time ease the pain? . *Journal of Occupational and Organizational psychology*, 74: 145 - 164.

[14] Arzuaga, S., & Gandolfi, F. 2021. Theoretical perspectives on downsizing: Long - term effect and impact of repeat downsizing. *Journal of Management Research*, 21: 76 - 85.

[15] Ashford, S. J, Lee, C., & Bobko, P. 1989. Content, cause, and consequences of job insecurity: A theory - based measure and substantive test. *Academy of Management Journal*, 32: 803 - 829.

[16] Blyton, P., & Bacon, N. 2001. Job insecurity: A review of measurement, consequences and implications. *Human Relations*, 54: 1223 - 1233.

[17] Brayfield, A. H., & Rothe, H. F. 1951. An index of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35: 307 - 311.

[18] Brockner, J. 1992. Managing the effects of layoffs on survivors. *California Management Review*, 34: 9 - 28.

[19] Brockner, J., Grover, S., & Reed, T. F., et al. 1992. Layoffs, job insecurity, and survivors' work effort: Evidence of an inverted - U relationship. *Academy of Management Journal*, 35: 413 - 425.

[20] Cappelli, P. 1999. Career Jobs are Dead. *California Management Review*, 42: 146 - 67.

[21] Chao, G. T. 1990. Exploration of the conceptualization and measurement of career plateau: A comparative analysis. *Journal of Management*, 16: 181 - 193.

[22] De Meuse, K. P., & Dai, G. 2013. Organizational downsizing: Its effect on financial performance over time. *Journal of Managerial Issues*, 25: 324 - 344.

[23] Devine, K., Reay, T., & Stainton, L. 2003. Downsizing outcomes: better a victim than a survivor? . *Human Resource Management*, 42: 109 - 124.

[24] De Vries, M. F. R. K., & Balazs, K. 1997. The downside of downsizing [J]. *Human Relations*, 50: 11 - 50.

[25] Dlouhy, K., & Casper, A. 2021. Downsizing and surviving employees' engagement and strain: The role of job resources and job demands. *Human Resource Management*, 60: 435 - 54.

[26] Doherty, N., & Horsted, J. 1995. Helping survivors to stay on board. *People Management*, 1: 26 - 31.

[27] Elser, H., Ben - Michael, E., & Rehkopf, D., et al. 2019. Layoffs and the mental health and safety of remaining workers: a difference - in - differences analysis of the US aluminium industry. *Epidemiol Community Health*, 73: 1094 - 1100.

[28] Ference, T. P, Stoner, J. A. F, & Warren, E. K. 1977. Managing the career plateau. *Academy of Management Review*, 2: 602 - 612.

[29] Fiss, P. C. 2011. Building better causal theories: a fuzzy set approach to typologies in organization research. *Academy of Management Journal*, 54: 393 - 420.

- [30] Gandolfi, F. 2008. Cost reductions, downsizing – related layoffs, and HR practices. *Advanced Management Journal*, 73: 52.
- [31] Gilboa, S., Shirom, A., & Fried, Y., et al. 2008. A meta – analysis of work demand stressors and job performance: examining main and moderating effects. *Personnel Psychology*, 61: 227 – 466.
- [32] Greenhalgh, L., & Rosenblatt, Z. 1984. Job insecurity: Toward conceptual clarity. *Academy of Management Review*, 9: 438 – 448.
- [33] Hellgren, J., Sverke, M., & Isaksson, K. 1999. A two – dimensional approach to job insecurity: Consequences for employee attitudes and well – being. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 8: 179 – 195.
- [34] Huaman – Ramirez, R., & Lahlouh, K. 2023. Understanding career plateaus and their relationship with coworker social support and organizational commitment. *Public Organization Review*, 23: 1083 – 1104.
- [35] Iverson, R. D., & Pullman, J. A. 2000. Determinants of voluntary turnover and layoffs in an environment of repeated downsizing following a merger: An event history analysis. *Journal of Management*, 26: 977 – 1003.
- [36] Johnny, H., Magnu, S., & Kerstin, I. 1999. A Two – dimensional Approach to Job Insecurity: Consequences for Employee Attitudes and Well – being. *European Journal of Work & Organizational Psychology*, 2: 179 – 195.
- [37] Kurtessis J N, Eisenberger R, Ford M T, et al. 2017. Perceived organizational support: A meta – analytic evaluation of organizational support theory. *Journal of Management*, 43: 1854 – 1884.
- [38] Lee, J. H., Joo, D., & Lee, C. K. 2022. The role of residents’ sustainable intelligence in agricultural heritage site management: Insights from PLS – SEM and FsQCA. *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 52: 65 – 74.
- [39] Lim, V. K. G. 1996. Job insecurity and its outcomes: Moderating effects of work – based and nonwork – based social support. *Human Relations*, 49: 171 – 194.
- [40] López, B. S., Bal, P. M., & Jansen, P. G. 2017. How mass layoffs are related to lower job performance and OCB among surviving employees in Chile: An investigation of the essential role of psychological contract. *The International Journal of Human Resource Management*, 28: 2837 – 60.
- [41] Manrai, L. A., & Manrai, A. 2011. Hofstede’s cultural dimensions and tourist behaviors: A review and conceptual framework. *Journal of Economics, Finance & Administrative Science*, 16: 23.
- [42] Milliman, J. 1992. Causes, consequences, and moderating factors of career plateauing. [doctoral dissertation]. *University of Southern California*.
- [43] Nemteanu, M. S., Dinu, V., & Dabija, D. C. 2021. Job insecurity, job instability, and job satisfaction in the context of the COVID – 19 pandemic [J]. *Journal of Competitiveness*, 13, 65 – 82.
- [44] Otto, K., Mohr, G., & Kottwitz, M. U. 2016. The joint impact of microeconomic parameters and job insecurity perceptions on commitment towards one’s job, occupation and career: A multilevel approach. *Economic and Industrial Democracy*, 37: 43 – 71.
- [45] Ragin, C. C. 2006. Set relations in social research: Evaluating their consistency and coverage. *Political analysis*, 14: 291 – 310.
- [46] Roskies, E., & Louis – Guerin, C. 1990. Job insecurity in managers: Antecedents and consequences. *Journal of Organizational Behavior*, 11: 345 – 359.
- [47] Russell, H. 1999. Friends in low places: gender, unemployment and sociability. *Work, Employment and Society*, 13: 205 – 224.
- [48] Sheaffer, Z., Carmeli, A., & Steiner – Revi-

vo, M. 2009. Downsizing strategies and organizational performance: a longitudinal study. *Management Decision*, 47: 950 – 974.

[49] Sweeney, J. T., & Quirin, J. J. 2009. Accountants as layoff survivors: A research note. *Accounting, Organizations and Society*, 34: 787 – 795.

[50] Taber, T. D., & Alliger, G. M. 1995. A task – level assessment of job satisfaction. *Journal of Organizational Behavior*, 16: 101 – 121.

[51] White, L., Lockett, A., & Currie, G. 2021. Hybrid context, management practices and organizational performance: A configurational approach. *Journal of Management Studies*, 58: 718 – 748.

[52] Wilmar, B. S., Marsia, S., Vicente, G. A., & Arnold, B. B. 2002. The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 1: 71 – 92.

[53] Van – Hootegem, A., De Witte, H., & De

Cuyper, N. 2019. Job insecurity and the willingness to undertake training: The moderating role of perceived employability. *Journal of Career Development*, 46: 395 – 409.

[54] Veiga, J. F. 1981. Plateaued versus nonplateaued managers: Career patterns, attitudes, and path potential. *Academy of Management Journal*, 24: 566 – 578.

[55] Yang, W. N., Johnson, S., & Niven, K. 2018. “That’s not what I signed up for!” A longitudinal investigation of the impact of unmet expectation and age in the relation between career plateau and job attitudes. *Journal of Vocational Behavior*, 107: 71 – 85.

[56] Yang, W. N., Niven, K., & Johnson, S. 2019. Career plateau: A review of 40 years of research. *Journal of vocational behavior*, 110: 286 – 302.

[57] Zapf, D., Dormann, C., & Frese, M. 1996. Longitudinal studies in organizational stress research: a review of the literature with reference to methodological issues. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1: 145 – 169.