

情绪与授权型领导的交互作用对工作场所反生产行为的抑制

梁明远

中南大学商学院, 长沙 410083, 湖南, 中国

摘要: 厘清导致工作场所反生产行为的心理情感过程与社会失范, 是研究者与组织所面临的一项重大挑战。喀麦隆的现实情境以普遍的贫困化为特征, 这促使部分公职人员把既定工作的目标转向个人利益, 而全然不顾由此给组织及其成员造成的损害。本研究旨在考察情绪在授权型领导与工作场所反生产行为之间关系中的中介作用。研究选取 156 名男女公职人员填答问卷, 问卷包含授权型领导问卷与工作相关情感幸福感量表。结果表明, 员工所体验到的情绪在感知到的授权型领导对其工作中所表现的反生产行为的影响之间起中介作用。

关键词: 授权型领导; 怨恨; 情绪; 无力感; 熵

Emotions Interact With Empowering Leadership to Reduce Counterproductive Work Behavior

MingYuan Liang

School of Business, Central South University, Changsha 410083, Hunan, China

Abstract: Getting a grasp of the psycho-affective processes and social anomie leading to counterproductive work behavior represents a major challenge for researchers and organizations. The Cameroonian context is characterized by widespread impoverishment, which incites some officials to divert the objectives of the prescribed work to their personal interest, with no regard to the damage caused to either the organization or its members. This study examines the mediating role of emotions in the relationship between empowering leadership and counterproductive work behavior. 156 civil servants of both sexes were selected to complete a questionnaire which includes both the Empowering Leadership Questionnaire and the Job Affective-relative Work questionnaire. Our results suggest that the emotions felt by employees mediate the effect of perceived empowering leadership on the counterproductive behavior that employees manifest at work.

Keywords: Empowering leadership; Resentment; Emotion; Helplessness; Entropy

一、引言

工作场所反生产行为是一种复杂而动态的现象。对此类行为的研究需要考虑多种因素: 诱发因素、易感因素与调节因素 [1]。近几十年来, 预防越轨行为、促进幸福感已成为公营与私营企业共同关注的重大议题。在喀麦隆, 这些议题的紧迫性尤为突出: 劳动者所处的情境以工作价值的坍塌、厌倦、消散、空虚、冷漠与不忠行

为特征 [2]。喀麦隆财政部的一项调查显示, 2012 年至 2017 年间, 因挪用公款、消极怠工以及未申报的死亡人员冒领等原因, 该国损失近 6000 亿非洲金融共同体法郎 [3]。为查明成因并最终寻求解决之道, 研究者尤为关注由长时间休息、反复缺勤、出勤主义、盗窃、攻击或蓄意破坏等造成的组织性投入撤离, 以及任何旨在损害客户、同事或组织本身的不忠实践 [4]。心理动力学视角认为, 这些不同类型的行为往往反映出员工针对其所感知到的挫折或不公而实施的某种报复 [5]。这种情形通常是工作中人际矛盾的根源 [6]。

对先于工作场所反生产行为的心理情感机制的关注, 源于对行为主义明显局限的克服, 因为行为主义忽视了个体的内在性。然而, 正如 Elakremi 指出的, 对挫折的第一反应是情绪性与态度性的。因此, 理应承认这些行为的外部刺激是由心理机制加以传导的。循此思路, 本研究考察表现为怨恨的情绪在感知到的授权型领导与工作场所反生产行为之间关系中的中介作用。怨恨指的是对反复经历的不公(或挫折)的记忆, 它引发消极情绪, 并与无力感相结合, 驱使受害者实施报复 [7]。喀麦隆的工作环境由直线管理者所强加的反复无常的运行方式所主导。劳动者必须遵从来自层级结构的运行规则, 而这些规则僵化, 且难以适应实际的运行目标与约束。这加剧了形式主义与服从, 损害了自主性与创造性。这种情形正是所谓授权型管理实践的对立面, 并可能成为员工挫折感的来源。

事实上, 喀麦隆当局所采取的措施难以显著减少工作场所反生产行为。这些法律与行政措施大多源自情境预防模型 [8], 侧重于预防、控制与惩处。从行为主义的观点看, 负强化有助于逐步减少不良行为。然而, 反生产行为在喀麦隆情境中的持续存在, 促使人们更为深入地考察员工内部某些最深层的心理过程。这些过程涉及情绪与怨恨, 它们激发了违反组织规范并损害利益相关方的意愿。

基于对一些法语非洲国家领导实践的分析, Shu 指出, 在非洲组织中设计与实施管理实践时, 聘礼、团结互助以及传统权力的深度介入等非正式的社会文化标准都会被纳入考量。这一现实阻碍了众多渴望在履职过程中获得自主性与较大决策自由度的员工的抱负。这种挫折同样影响着许多劳动者, 他们由于这些与资源匮乏相伴的管理困境而在工作中感到厌倦。

二、工作中的挫折与消极情绪

根据该领域的现有知识可知, 工作场所反生产行为的增加是一个结构性与系统性问题, 其根源在于社会、经济、组织与文化因素 [9]。多种个体、组织与社会因素与之相关: 有些与工作无关(人格、家庭紧张), 另一些则与工作直接相关(对任务的不理解、劳动者的贫困化、厌倦与空虚、感知到的领导方式)。工作场所反生产行为的出现可能源于多重且相互关联因素的叠加。依据既有的解释模型, 情绪在其中扮演着重要角色。可以把情绪视为一种触发个体作出冲动而不负责任反应的心理状态。就此而言, 情绪仍是我们行动的内在组成部分, 因为它已嵌入我们的信念与欲望之中。情绪是一种在特定条件下被动员起来的存在状态(即所谓情绪状态), 伴随主观体验以及躯体与内脏层面的表现。无论愉悦与否, 情绪的共同特征在于它并非纯粹的大脑活动, 而是伴随躯体与生理层面的改变。一些理论把情绪序列的认知视为对某一事件之于个人幸福感之意义的知觉与评估。这些认知取向还假定情绪的性质由认知评价(“评估”)所决定。在此过程中, 与环境交互对机体是否有益或有害的标准占据核心地位。情绪是一个时间性过程, 其中包含各种心理机制, 某一事件或情境经由这些机制成为情绪刺激并引发评估。换言之, 工作场所反生产行为源于对某一事件的消极评估, 该事件在情绪上被知觉为有损个人的幸福感。令人受挫的事件会引发暴怒、愤怒、复仇与背叛等情绪, 尽管这些反应会随时间而变化, 并与个体赋予该事件的主观意义密切相关。

在 Berkowitz 看来, 强烈的情绪可能导致冲动性反应。据此, Fox 与 Spector 所提出的模型明确地把挫折

与工作场所反生产行为的增加联系起来。这两位作者把挫折视为报复的主要触发因素。那么，稳定的情绪倾向在对令人受挫事件的反应表达中又扮演何种角色？

基于挫折—攻击模型，Berkowitz 强调了消极情绪在挫折与攻击之间关系中的作用。在该作者看来，攻击行为是个体对情境的评估与消极情绪强度的函数。情绪是对环境刺激的一种适应性反应，它使个体形成从事或不从事某些行为的意图。

依据压力源—情绪模型，消极情绪不仅源于目标追求过程中未曾预料的受阻，也会在应对任何组织性压力情境时出现。因此，按照压力源—情绪模型，当员工在工作中遭遇令人受挫或有压力的情境时，便会产生消极情绪与感受，并最终采取反社会行为。实证研究表明，高工作要求、组织不公、与上级的矛盾以及人际不公，都是导致员工产生抑郁、悲伤与愤怒等消极情绪的重要挫折来源。同样，Fox 等的研究指出，消极情绪与组织情境中的某些压力变量相关，如矛盾（ $r=.45$ ）、组织约束（ $r=.47$ ）、分配公平（ $r=.38$ ）与程序公平（ $r=.44$ ）。

挫折—攻击动力模型强调，工作场所反生产行为通常被用以缓解挫折所造成的紧张。在这一视角下，只有当个体不具备正当而合法的手段去弥补所遭受的挫折（或不公）时，才会诉诸报复。于是，无力感便成为挫折与报复之间关系中不可或缺的中介。事实上，Bies 指出，反复体验到的消极情绪会形成敌意脚本。因此，一旦感受到有压力且令人受挫的情境，消极情绪便会在个体身上驻留，随后依次展开初级评估与次级评估，涉及认知层面（敌意思维、记忆与情感脚本的唤起）、情感层面（敌意与愤怒感受的反复出现）以及意动层面（唤起的转移、从事敌意行为的意愿）。在业已形成的敌意图式之下，对模糊事件的解释会助长无力感，并最终形成怨恨。

三、理解怨恨的动力机制

怨恨被界定为对不公的记忆，它唤起消极情绪并伴随复仇的欲望。人在其所处环境中反复经历的不公会滋养怨恨。个体的怨恨始终源于某种伤害、所承受的暴力、挫折或创伤，而受害者由于无力而无法直接作出反应。于是他反复筹划自己无法实施的报复，这种报复不断折磨着他，直至“爆发”。

概略而言，员工因笃信某项被剥夺的权利而体验到挫折或不公。若其缺乏获得补偿的可能，这种情形便可能使其陷入怨恨的煎熬。正如 Fleury 所指出的，怨恨的机制建立在“心理反刍”之上，这是与所经历的不适处境相关的苦涩特征，它每日在心灵中被维持，并伴随复仇的欲望。这种复仇不仅旨在修复所遭受的伤害，也旨在摆脱与之相关的消极情绪。

按照 Leventhal、Lang 与 Bower 的观点，情绪的图式化过程始于每一次特定情绪体验的不同成分（境遇、知觉条件、表达性反应、心理反应、主观反应与行为反应），这些成分共同表征于情景记忆之中。此后，具有相似要素的情绪体验的反复出现，便导致该类情绪的原型（概化模式）的形成。无论显性还是潜伏，一旦该类情绪与无力感相关联，个体便会陷入怨恨。怨恨一旦形成，反应对象的不确定性便会扩大报复的目标。这种情形有助于个体应对那种因被视为不公、不平等、羞辱性、与自己所认定的价值不相称而无法容忍的现实。

四、熵化情境下的授权型领导

Pinder 与 Harlos 在其分析中指出，在企业内部维持一种感知不公与挫折的文化（伴随强控制、模糊的规则与薄弱的评价），往往会使员工保持沉默，从而选择不表达自己的观点。然而，领导需求正在不断演进，以适应劳动者是组织主要资源这一事实。采纳一种有助于最大化组织绩效与人力资本幸福感的取向，已成为迫使众多组织与管理者重新审视其领导实践的当务之急。授权型领导被视为直线管理者的权力共享过程，它增强了员

工与工作团队的自主性、潜能、意义与影响力。授权是这样一个过程：通过识别并消除去权化条件、增加资源、拓展回旋余地，并借由正式与非正式的有用信息共享实践赋能于人，从而提升组织成员的自我效能感。

授权型领导通常会催生亲社会行为，因为它要求正式领导者鼓励下属表达意见、促进协作式决策，并支持信息共享与团队合作。然而，喀麦隆的工作场所正经历一场领导危机，这场危机似乎把创造运行方式的责任抛给了劳动者。这场领导危机的根源在于由科层式与威权式风格转向目标管理的长期困难。事实上，在喀麦隆负责组织职业圈层的团结互助网络削弱了管理机制，而这些机制在目标管理中不可或缺。尽管如此，Arnold 等所识别出的一些授权型领导行为似乎已在这一情境中扎根，包括：1) 以身作则，体现领导者不仅对自身工作、也对团队成员工作的投入；2) 教练式辅导（自主性），即一整套旨在赋能团队成员的行为；3) 参与式决策，即把团队成员的想法与意见纳入决策过程；4) 关怀（与协作者的互动），即一整套促进团队成员幸福感的行为；5) 信息共享，即传播诸如组织使命与理念等重要信息。这些观察提示了如下假设：感知到的授权型领导可减少员工怨恨的表达，而这种减少会因对消极情绪的控制而被放大。

（一）理论研究模型与数据分析策略

Baron 与 Kenny 阐明了三角关系中各变量的角色，其中一个变量（中介变量）在另外两个变量（自变量与因变量）之间起中介作用，三者共同构成一个解释性模型。其中介模型的图示如下图 1 所示。

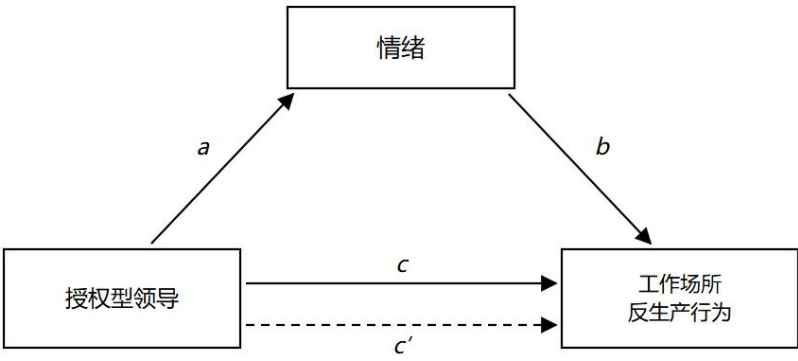


Figure 1 The conceptual framework of the research

图 1 研究概念框架

该模型包含三个变量，其中假定两者（授权型领导与情绪）之间的交互作用、而非其各自的基础成分，导致了第三个变量（工作场所反生产行为）。这一结构涉及由三个线性回归方程构成的体系，它使自变量（X）对中介变量（M）与因变量（Y）的直接影响得以具体化，同时也使（M）与（X）被同时纳入同一最小二乘线性回归方程时，自变量（X）与中介变量（M）对因变量（Y）的残差效应得以呈现。

$$Y = \beta_{1.0} + cX + e_1 \tag{1}$$

$$M = \beta_{2.0} + aX + e_2 \tag{2}$$

$$Y = \beta_{3.0} + c'X + bM + e_3 \tag{3}$$

若以 E1、E2、E3 表示这三个最小二乘线性方程，则 $\beta_{1.0}$ 、 $\beta_{2.0}$ 、 $\beta_{3.0}$ 分别表示三个方程的截距；c 为 X 对 Y 的总效应，a 为 X 对 M 的直接效应，c' 为 X 对 Y 的残差效应，b 为 M 对 Y 的残差效应。

Yzerbyt 等新近证明，当上述三个条件均得到满足时，当且仅当自变量 X 对因变量 Y 的总效应(c，见 E1)

的绝对值大于自变量 X 对因变量 Y 的残差效应 (c' ，见 E3) 时，中介才是有效的。换言之，在三个方程均得到正确估计的前提下，中介模型隐含着一个可由如下基本方程表述的等式： $c = c' + a \times b$ 。由此可见，X 对 Y 的直接效应 (c) 与残差效应 (c') 之差，等于 X 对 M 的直接效应 (a) 与 M 对 Y 的残差效应 (b) 之积。

在这一构想中，Baron 与 Kenny 并未着眼于授权型领导的直接收益与情绪的作用，而主要关注二者交互作用的效应。因此，当自变量与中介变量对因变量的效应被联合估计 (E3) 时，多重共线性膨胀的风险很高。其结果是，自变量在单独预测因变量时可能具有较小的系数 (c)，而在与中介变量同处一个方程时可能具有较大的系数 (c')，但较大的系数并不显著，反倒是较小的系数显著。若 c' 的取值降至零，则有力地证明存在单一的主导性中介变量；反之，若 X 对 Y 的这一残差效应不为零，则说明存在多个中介因素。为降低多重共线性膨胀的风险并确保中介效应的显著性，建议采用 Yzerbyt 等所提出的因子分析取向。该取向着力证明，构成 X 对 M 的直接效应 (a) 与 M 对 Y 的残差效应 (b) 之积的这两个系数同时显著。

(二) 研究假设

情绪是对人所知觉到的刺激所作出的结构化与适应性反应。这些反应引发一个包含组织公平议题的评估过程，进而诱发后续行为。这是因为，在特定的组织情境中，不同类别的情绪并不会孤立地单独出现。然而，McCarty 等承认，在某些条件下，某一类情绪可能压倒其他类别。众所周知，对关系议题的解释以及适应性反应的选择，取决于个人的情绪经验。Viaux 与 Bernaud 观察到，怨恨的各项指标、尤其是消极情绪，源自卷入适应不良工作行为的各方之间伦理纽带的断裂。劳动者事实上与雇用他们的组织建立起纽带，这些纽带通常源于劳动者被组织招募的方式、他们对组织的表征，以及他们赋予自身工作、个人职责与组织职责的价值。组织有其自身的纽带文化，这尤其体现在层级关系之中。怨恨的产生在于，员工的职业良知可能促使其捍卫某些与同事普遍认同、并为组织层级所倡导的原则相对立的原则。这种对立可能导致贬损性的矛盾，进而生成矛盾的情绪。基于此，本研究提出假设：员工的情绪状态在感知到的授权型领导与工作场所反生产行为之间起中介作用 (H1)。

五、研究方法

(一) 被试

本研究采用滚雪球抽样，选取喀麦隆中央行政机关的 156 名公职人员（男 78 人、女 78 人），他们供职于雅温得的不同政府部委。为更好地描述样本性质，表 1 呈现了 156 名被试的社会人口学数据。样本由正在接受职业再培训的教师（33.3%）、工程师（23.7%）、（邮政、劳动、财政）督察（14.7%）、高级技术员（11.5%）、卫生人员（15.4%）与行政管理人员（1.3%）构成。平均年龄为 36.1 岁，平均从业年限为 7.73 年。这体现出一个以 40 岁以下青年为主的群体特征，其中最年轻者 20 岁、最年长者 59 岁。这一年龄分布反映了该国、或许也反映了整个非洲大陆的人口结构，即由预期寿命较低的庞大青年群体所构成，并在就业能力、健康与营养等方面带来重大挑战。

Table 1 Sample Description

表 1 样本描述

类别	分组	频数	百分比	累计百分比
性别	男	78	50.0	50.0
	女	78	50.0	100.0

年龄 (M=36.10 岁)	20~29 岁	38	24.4	24.4
	30~39 岁	71	45.5	69.9
	40~49 岁	31	19.9	89.7
	50~59 岁	16	10.3	100.0
从业年限 (M=7.73 年)	6 个月~5 年	72	46.2	46.2
	6~10 年	32	20.5	66.7
	11~15 年	33	21.2	87.8
	16 年及以上	19	12.2	100.0
职业类别	教师	52	33.3	33.3
	卫生人员	24	15.4	48.7
	工程师	37	23.7	72.4
	督察 (邮政、劳动、财政)	23	14.7	87.2
	高级技术员	18	11.5	98.7
	行政管理人员	2	1.3	100.0

（二）研究材料

本研究于 2022 年 1 月实施。被试被要求填答一份纸笔问卷，问卷由四个主要部分构成。第一部分为个人信息（年龄、性别、职业、从业经历）。第二部分为授权型领导，采用 Arnold 等编制的授权型领导问卷（ELQ）加以测量。该量表包含 38 个条目，分属五个维度。例如：“您的上级在多大程度上通过其行为激发高绩效？”被试在 1（从不）至 5（总是）的 5 点李克特式量表上作答。条目 1~5 测量以身作则（ $\alpha=.89$ ）；条目 6~11 测量参与式决策（ $\alpha=.86$ ）；条目 12~22 测量自主性（ $\alpha=.94$ ）；条目 23~28 测量信息共享（ $\alpha=.89$ ）；条目 29~38 测量与协作者的互动（ $\alpha=.93$ ）。克隆巴赫 α 的总体值（0.97）表明该量表具有良好的内部一致性。第三部分对情绪的评估基于 Van Katwyk 等的量表。工作相关情感幸福感量表（JAWS）包含 20 个条目（例如：我的工作让我恼火），测量工作中所遭遇的 10 种消极情绪（ $\alpha=.90$ ）与 10 种积极情绪（ $\alpha=.88$ ）。被试在 1（从不）至 5（非常频繁）的 5 点李克特式量表上表达其看法。第四部分测量工作场所反生产行为，采用 Spector 等的工作场所反生产行为检核表（CWB-C）。该工具是既往若干工具的整合版本。由于本研究关注工作场所反生产行为的发生，研究者采用行动者—施动者视角，要求被试在 1（从不）至 5（每天）的 5 点李克特式量表上评定其对反生产行为的观察频率。例如：“辱骂同事或客户”。

（三）数据分析过程

研究采用内部一致性检验（克隆巴赫 α ）评估所用工具各条目之间的内部一致性；采用描述性分析（均值与标准差）汇总各变量所收集的信息。为检验各项假设，研究采用最小二乘法求解线性回归方程。

六、研究结果

（一）描述性分析

描述性统计显示，喀麦隆公职人员所表达的积极情绪的平均水平（M 积极情绪=3.54，SD=0.80）相对高于消极情绪水平（M 消极情绪=2.49，SD=0.88）。标准差数值较低，反映出被试的意见在本研究各变量评估所得均值附近高度集中。由此可见，工作经验对喀麦隆公职人员而言具有相当积极的主导基调。就授权型领导而言，各考察维度所得均值十分接近，且略高于 5 点李克特式量表的理论均值，标准差同样很低。不过应当指出，以

身作则在授权型领导各维度中得分最高。这一观察在一个公认处于领导危机、劳动者被迫在无管理层介入的情况下自行思考工作并调整其合作能力的情境中尤为值得注意。针对个人的反生产行为的均值 ($M=1.73$, $SD=0.96$) 相对低于针对组织的反生产行为的均值 ($M=2.47$, $SD=1.05$)。这表明, 喀麦隆公共部门的情境高度为针对组织的反生产行为所主导。

对相关矩阵的分析表明, 授权型领导 (自变量) 的不同维度之间显著正相关。另一方面, 自变量的这些维度与反生产行为 (因变量) 之间存在极其显著的关系。授权型领导各维度与反生产行为之间的相关全部为负。这一趋势可通过信息共享与针对组织的反生产行为 ($r=-0.409$) 以及与针对个人的反生产行为 ($r=-0.474$) 之间的关系加以说明。看来信息共享与工作场所反生产行为发生概率的降低相关联。授权型领导各维度与消极情绪之间的关系全部为负, 而这些维度与积极情绪之间的关系则全部为正。自主性与消极情绪之间 ($r=-.531$) 以及自主性与积极情绪之间 ($r=.378$) 的相关系数尤能说明这一发现。因此可以认为, 授权型领导与消极情绪的减少和积极情绪表达的增加相关。积极情绪与针对组织的反生产行为 ($r=-0.434$) 以及针对个人的反生产行为 ($r=-0.357$) 负相关, 而消极情绪则与针对组织的反生产行为 ($r=0.551$) 以及针对个人的反生产行为 ($r=0.566$) 正相关。这些观察充分支持如下观点: 工作场所反生产行为大多源于在适应性反应的选择中纳入了情绪考量, 而这一选择涉及对厌恶性情境的认知加工。

(二) 假设检验

线性回归分析的假设检验结果表明, 感知到的授权型领导的所有维度对员工情绪均具有统计学上显著的影响。研究在 SPSS 上实施多元回归分析, 以估计授权型领导行为对反生产行为的直接效应。这些结果同时揭示了各项授权型领导行为在解释反生产行为评估所得分数的方差时各自的贡献。

总体而言, 授权型领导是针对组织的反生产行为的预测变量 ($R^2_{aj}=0.222$, $F=9.861$, $p=0.000$), 其中信息共享的效应保持显著 ($\beta=-.254$, $t=-2.289$, $p=0.023$)。然而其他维度的效应并不显著, 即以身作则 ($\beta=-.021$, $p=0.819$)、与上级的互动 ($\beta=0.068$, $p=0.551$)、自主性 ($\beta=-0.173$, $p=0.275$) 与参与式决策 ($\beta=0.102$, $p=0.420$)。就针对个人的反生产行为而言, 所作分析表明授权型领导实践是一项具有显著效应的解释性因素 ($R^2_{aj}=0.321$, $F=12.115$, $p=0.000$)。

在各项授权型领导行为中, 只有信息共享的效应保持显著 ($\beta=-.325$, $t=-2.763$, $p=0.006$)。其他维度的效应并不显著, 即以身作则 ($\beta=-.071$, $p=0.476$)、与上级的互动 ($\beta=0.042$, $p=0.725$)、自主性 ($\beta=-.079$, $p=0.637$) 与参与式决策 ($\beta=-0.164$, $p=0.222$)。该分析结果表明, 授权型领导有助于显著减少工作场所反生产行为。同样, 授权型领导行为对员工情绪的效应亦被证实是显著的。授权型领导尤其有助于提升员工的积极情绪 ($R^2_{aj}=0.321$, $F=6.985$, $p=0.000$), 其中信息共享维度的效应显著 ($\beta=.217$, $t=2.286$, $p=0.02$)。以身作则的效应 ($\beta=-0.079$, $p=0.688$) 以及其他维度的效应均不显著。参与式决策 ($\beta=-0.037$, $p=0.734$)、与上级的互动 ($\beta=0.061$, $p=0.528$) 与自主性 ($\beta=0.001$, $p=0.993$) 均未观察到显著的直接效应。

另一方面, 授权型领导有助于显著降低员工的消极情绪 ($R^2_{aj}=0.162$, $F=12.115$, $p=0.000$), 其中信息共享是唯一具有显著效应的维度 ($\beta=0.217$, $p=0.06$), 而以身作则 ($\beta=0.071$, $p=0.476$)、参与式决策 ($\beta=-0.164$, $p=0.222$)、与上级的互动 ($\beta=-0.042$, $p=0.725$) 与自主性 ($\beta=0.079$, $p=0.637$) 均无显著效应。这些结果表明, 授权型领导危机各维度所可能产生的效应会助长针对个人的反生产行为的增多。不过, 此处所观察到的潜在效应并非全都具有统计学显著性。此外, 所作分析显示, 员工所体验到的情绪可解释其针对组织采取工作场所反生产行为 ($R^2_{aj}=0.320$, $F=37.45$, $p=0.000$): 所表达的消极情绪倾向于促使此类行为增多 ($\beta=0.539$, $t=5.655$, $p=0.000$), 而所体验到的积极情绪则有助于其减少 ($\beta=-0.250$, $t=-2.390$, $p=0.018$)。这一结果表明, 领导者

需要增加能够引发积极情绪的举措，同时避免那些可能在员工中引发消极情绪的举措，这将显著减少针对其组织的攻击性行为。此外，本研究分析显示，员工的情绪可解释其针对个人实施攻击行为（ $R^2_{aj}=0.315$, $F=36.575$, $p=0.000$ ）。事实上，消极情绪的表达显著增加针对个人的反生产行为（ $\beta=0.585$, $t=6.654$, $p=0.000$ ），而积极情绪则对其减少略有贡献（ $\beta=-0.085$, $p=0.392$ ）。这一结果与本研究的假设相符。

（三）中介效应分析

相关分析表明，授权型领导的所有维度均与情绪（积极与消极）以及针对个人和针对组织的工作场所反生产行为相关。同时，无论积极还是消极情绪，均与工作场所反生产行为的各种表现形式相关。研究进而实施回归分析，以厘清情绪在授权型领导与工作场所反生产行为发生之间关系中的中介作用。研究遵循 Baron 与 Kenny 的指引，检验中介效应基本统计前提的满足情况。因此，以下分析考察情绪（M）在授权型领导（X）与工作场所反生产行为（Y）之间关系中的中介作用。此外，研究还运用结构方程建模技术开展了因果路径分析。

按照 Baron 与 Kenny 的观点，若在控制中介变量后自变量对因变量不再具有效应，则观察到完全中介；反之，若在中介变量与自变量被共同纳入考量时，自变量与因变量之间的关系有所减弱但仍然显著，则可判定为部分中介效应。然而 Yzerbyt 等已经证明，当上述三个条件均得到满足时，当且仅当自变量 X 对因变量 Y 的总效应（c，见 E1）的绝对值大于自变量 X 对因变量 Y 的残差效应（c'，见 E3）时，中介才是有效的。换言之，在三个方程均得到正确估计的前提下，中介模型隐含着一个可由如下基本方程表述的等式： $c=c'+a \times b$ 。由此可见，X 对 Y 的直接效应（c）与残差效应（c'）之差，等于 X 对 M 的直接效应（a）与 M 对 Y 的残差效应之积。

（四）消极情绪的中介作用

1. 消极情绪在授权型领导与针对组织的反生产行为关系中的中介效应

下表 2 的数据显示，授权型领导的所有维度都显著抑制消极情绪的表达以及针对组织的反生产行为的发生。信息共享是对消极情绪（ $\beta=-.56$, $p<.01$, $R^2_{aj}=.31$ ）与针对组织的工作场所反生产行为（ $\beta=-.51$, $p<.01$, $R^2_{aj}=.25$ ）抑制控制作用最强的领导维度；以身作则则是对消极情绪（ $\beta=-.34$, $p<.01$, $R^2_{aj}=.11$ ）与针对组织的反生产行为（ $\beta=-.36$, $p<.01$, $R^2_{aj}=.12$ ）抑制控制作用最弱的领导维度。

Table 2 Mediating Effect of Negative Emotions in the Relationship between Empowering Leadership and Counterproductive Anti-organizational Behavior

表 2 消极情绪在授权型领导与针对组织的反生产行为关系中的中介效应

授权型领导维度（自变量）	R^2_{aj} （消极情绪）	a（M1）	R^2_{aj} （针对组织的反生产行为）	c（M1）	c'（M2）
信息共享	.31	-.56**	.25	-.51**	-.18（ns）
以身作则	.11	-.34**	.12	-.36**	-.08（ns）
与上级的互动	.21	-.46**	.15	-.40**	.06（ns）
自主性	.28	-.53**	.23	-.49**	-.06（ns）
参与式决策	.24	-.50**	.20	-.45**	-.08（ns）

注：M1 为授权型领导各维度对消极情绪表达以及针对组织的反生产行为发生的直接效应模型；M2 为中介模型，其总体 $R^2_{aj}=.37$ 。** $p<.01$ ；ns 表示不显著

结果还显示, 消极情绪显著增加针对组织的反生产行为的发生 ($\beta = .55, p < .01, R^2_{aj} = .30$)。可以看出, 当授权型领导行为与消极情绪被同时纳入同一回归方程时, 所有评估授权型领导各维度间接效应的回归系数都失去了减少针对组织的反生产行为发生的能力。与上级互动的效应在消极情绪的作用下发生反转, 从而助长了反生产行为的发生。与 Yzerbyt 等的假设相一致, 这些结果表明消极情绪完全中介了授权型领导对针对组织的反生产行为的效应。消极情绪的存在使授权型领导在减少工作场所反生产行为方面的有效性归于无效。当消极情绪介入时, 与上级互动等某些领导实践甚至会导致适应不良行为的增加。

2. 消极情绪在授权型领导与针对个人的反生产行为关系中的中介效应

下表 3 的数据显示, 授权型领导的所有维度都显著抑制消极情绪的表达以及针对个人的反生产行为的发生。信息共享是对针对个人的反生产行为解释力最强的领导维度 ($\beta = -.47, p < .01, R^2_{aj} = .22$), 而以身作则则是解释力最弱的维度 ($\beta = -.32, p < .01, R^2_{aj} = .09$)。

Table 3 Mediating Effect of Negative Emotions in the Relationship between Empowering Leadership and Counterproductive Behavior towards Individuals

表 3 消极情绪在授权型领导与针对个人的反生产行为关系中的中介效应

授权型领导维度 (自变量)	R^2_{aj} (消极情绪)	a (M1)	R^2_{aj} (针对个人的反生产行为)	c (M1)	c' (M2)
信息共享	.31	-.56**	.22	-.47**	-.117 (ns)
以身作则	.11	-.34**	.094	-.32**	-.037 (ns)
与上级的互动	.21	-.46**	.123	-.36**	.087 (ns)
自主性	.28	-.53**	.21	-.46**	-.16 (ns)
参与式决策	.24	-.50**	.162	-.41**	-.02 (ns)

注: M1 为授权型领导各维度对消极情绪表达以及针对个人的反生产行为发生的直接效应模型; M2 为中介模型, 其总体 $R^2_{aj} = .36$ 。** $p < .01$; ns 表示不显著

这些结果还显示, 消极情绪显著增加针对个人的反生产行为的发生 ($\beta = .56, p < .001, R^2_{aj} = .31$)。当授权型领导各维度与消极情绪被同时纳入同一回归方程时, 所有评估授权型领导各维度间接效应的回归系数都失去了减少针对组织的反生产行为发生的能力。与上级互动的效应再次在消极情绪的作用下发生反转。与 Yzerbyt 等的假设相一致, 这些结果表明消极情绪完全中介了授权型领导对针对个人的反生产行为的效应。

(五) 积极情绪的中介作用

1. 积极情绪在授权型领导与针对组织的反生产行为关系中的中介效应

下表 4 的数据显示, 授权型领导的所有维度都显著促进积极情绪的表达, 并显著抑制针对组织的反生产行为的发生。沿此趋势, 信息共享是对积极情绪解释力最强的领导维度 ($\beta = .41, p < .01, R^2_{aj} = .16$), 参与式决策则是对积极情绪解释力最弱的领导维度 ($\beta = .32, p < .01, R^2_{aj} = .10$)。

Table 4 Mediating Effect of Positive Emotions in the Relationship between Empowering Leadership and Counterproductive Anti-organizational Work Behavior

表 4 积极情绪在授权型领导与针对组织的反生产行为关系中的中介效应

授权型领导维度（自变量）	R ² aj（积极情绪）	a（M1）	R ² aj（针对组织的反生产行为）	c（M1）	c'（M2）
信息共享	.16	.41**	.25	-.51**	-.24*
以身作则	.10	.33**	.12	-.36**	-.023（ns）
与上级的互动	.10	.33**	.15	-.40**	.06（ns）
自主性	.14	.38**	.23	-.49**	-.074（ns）
参与式决策	.10	.32**	.20	-.45**	-.17（ns）

注：M1 为授权型领导各维度对积极情绪表达的直接效应模型；M2 为中介模型，其总体 R²aj=.34。*p<.05；**p<.01；ns 表示不显著

这些结果还显示，积极情绪显著降低针对组织的反生产行为的发生（ $\beta = -.55$ ， $p < .001$ ， $R^2 aj = .31$ ）。当授权型领导各维度与积极情绪被同时纳入同一回归方程时，估计授权型领导各维度间接效应的回归系数均失去了减少针对组织的反生产行为发生的能力，唯有信息共享例外：其回归系数（ $\beta = -.24$ ， $p < .01$ ）仍然显著，方向相同但量值小于其直接效应的系数（ $\beta = -.51$ ， $p < .01$ ）。可见，当后续情绪为积极时，信息共享保持了其抑制针对组织的反生产行为的能力。另一方面，当与上级的互动产生积极情绪时（ $\beta = .06$ ），针对组织的反生产行为的下降曲线似乎发生反转，不过该效应不具有统计学显著性。这一先前在消极情绪存在时便已观察到的倾向提示，层级关系中情绪的爆发有利于针对组织的反生产行为的膨胀。

与上级互动的效应再次在积极情绪的作用下发生反转。与 Yzerbyt 等的假设相一致，这些结果表明积极情绪完全中介了授权型领导对针对组织的反生产行为的效应，而在信息共享上这种中介为部分中介。

2. 积极情绪在授权型领导与针对个人的反生产行为关系中的中介效应

下表 5 的数据显示，授权型领导的所有维度都显著促进积极情绪的表达，并显著减少针对组织的反生产行为的发生。信息共享对积极情绪表达的效应即为明证（ $\beta = .41$ ， $p < .01$ ）。结果还显示，积极情绪显著降低针对个人的反生产行为的发生（ $\beta = -.36$ ， $p < .01$ ， $R^2 aj = .12$ ）。

Table 5 Mediating Effect of Positive Emotions in the Relationship between Empowering Leadership and Counterproductive Work Behavior towards Individuals

表 5 积极情绪在授权型领导与针对个人的反生产行为关系中的中介效应

授权型领导维度（自变量）	R ² aj（积极情绪）	a（M1）	R ² aj（针对个人的反生产行为）	c（M1）	c'（M2）
信息共享	.16	.41**	.22	-.47**	-.21（ns）
以身作则	.10	.33**	.094	-.32**	.01（ns）
与上级的互动	.10	.33**	.123	-.36**	.08（ns）
自主性	.14	.38**	.21	-.46**	-.18（ns）
参与式决策	.10	.32**	.162	-.41**	-.11（ns）

注：M1 为授权型领导各维度对积极情绪表达的直接效应模型；M2 为中介模型，其总体 R²aj=.27。**p<.01；ns 表示不显著

当授权型领导各维度与积极情绪被同时纳入同一回归方程时，估计授权型领导所有维度残差效应的回归系

数均失去了减少针对组织的反生产行为发生的能力。与上级的互动与以身作则的效应在积极情绪的作用下发生反转。因此,当与上级的互动($\beta=.08$)与以身作则($\beta=.01$)产生积极情绪时,针对个人的反生产行为的下降曲线似乎发生反转,不过这些残差效应不具有统计学显著性。但这一先前在消极情绪介入时于信息共享对针对组织的反生产行为上所观察到的倾向,同样出现在积极情绪介入时以身作则对针对个人的反生产行为的作用之中。

这一先前在消极情绪介入时便已观察到的倾向提示,层级关系中情绪的爆发有利于针对个人的反生产行为的膨胀。与 Yzerbyt 等的假设相一致,这些结果表明积极情绪完全中介了授权型领导对针对个人的反生产行为的效应。

七、结论

概言之,这些结果表明情绪仅部分中介了信息共享对针对组织的反生产行为发生的效应。研究还发现,当积极情绪与消极情绪介入时,以身作则与上级互动对工作场所反生产行为的抑制效应会发生反转。可见,情绪的显现使授权型领导实践在应对工作场所反生产行为方面的有益效应归于无效。当情绪介入时,与上级互动等某些领导实践甚至会导致适应不良行为的增加。在层级情境中对情绪的解释,是喀麦隆公职人员所面临的一个难题。情绪的表达似乎助长了工作中的适应不良行为。这些结果充分支持关于伦理断裂具有催化作用的假设,其情绪驱动因素中介了授权型领导对工作场所反生产行为发生的效应。

八、讨论

由所作分析可见,授权型领导实践增加了员工表达积极情绪的机会,同时减少了消极情绪与工作场所反生产行为的发生。员工所体验到的情绪中介了感知到的授权型领导对工作场所反生产行为的效应。然而应当指出,在授权型领导实践存在的情况下,消极情绪仍保持其驱动工作场所反生产行为的作用;另一方面,当积极情绪与授权型领导实践相结合时,其对工作场所反生产行为的抑制作用得到增强。在某些情形下,授权型领导实践与积极情绪的结合反而提高了工作场所反生产行为的发生概率,其中包括以身作则与上级互动。最后必须牢记,无论积极还是消极,情绪的表达在应对适应不良工作行为方面都是无济于事的。其结果是,随着层级关系在情绪上日益紧张,越轨行为的多样性与严重程度都可能上升。尽管如此,本研究的结果凸显出,在层级关系所承载的积极情绪多于消极情绪的情境中,员工的反生产行为较少;虽然 Rein 等的研究承认,消极情感往往比积极情感在记忆中保留更久。然而,若积极的情绪序列出现在由消极情绪主导的情境中,则针对组织与针对个人的反生产行为都会增加。

这一发现证明,适应性技能产生于交互情境中对情绪的评估。识别情绪的能力已被证明与成人的社会技能相关。既往研究还发现,情绪知识可预测同伴接纳与适应性社会行为;反之,情绪识别方面的困难可预测社会性问题与内化症状。这些观察与压力源—情绪模型相一致。压力源—情绪模型在自主性缺失、消极情绪与工作场所反生产行为之间建立了线性因果关系。Kelley 在其研究模型中指出,在领导实践中,最好的追随者是那些能够勇于表达自身观点的忠诚下属。然而,要做到这一点,管理者需要营造一种能够使其成为“模范同事”的适宜环境。而这只有在管理者以身作则、成为员工榜样的前提下才有可能实现。

BIES 及其合作者发现,员工通常还期待管理者以尊重、诚实、礼貌与谦和的态度对待他们,关心他们的权利与幸福感,并遵守人际行为的某些道德标准。在这种情况下,上级表现为一位关系伙伴,其对人际行为准则的尊重程度构成了员工判断其是否公正与忠诚的标准。此外,Erhart 与 Klein 在一项研究中观察到,与魅力型

或任务导向型领导者相比，员工更愿意与关系导向型领导者共事。

既往研究表明，授权型领导有助于工作中积极情感与亲社会行为的发展。这种领导形式建立在正式领导者的权力共享过程之上，它改善了员工与工作团队的自主性、潜能、目标与影响力。本研究沿此思路指出，授权型领导的危机会激活员工的消极情绪，并促使其以工作场所反生产行为作为回应，其对象既可能是雇用他们的组织，也可能是在该组织工作的个人（管理层与同事）或前来接受服务的人员（客户）。

本研究鼓励管理者重视员工赋能，以激发积极情绪，而积极情绪正是工作投入与亲社会工作行为的关键因素之一。更为重要的是，这些领导实践有助于避免组织内部可能导致报复或反生产行为的紧张与怨恨。

与既往关于该模型的研究相类似，本研究把员工所体验到的情绪作为某些已识别变量促成工作场所反生产行为发展的过程加以处理。然而，Fida 等指出了道德推脱在员工违反组织规范过程中的重要性。Bandura 把道德推脱界定为个体为其错误（不道德）行为进行合理化的一整套方式，即个体运用某些认知对其不道德行为加以重构，使之显得不那么残忍，同时减轻因给他人造成伤害而产生的痛苦。未来研究可通过把这一中介变量纳入模型来进一步探究该关系，以便更好地解释反组织行为。

参考文献

- [1] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [2] Alger R, De Boeck P. On the interpretation and use of mediation: multiple perspectives on mediation analysis. *Frontiers in Psychology*, 2017, 8: 1984.
- [3] Chen Y C, Bih Y S, Zih S C, et al. The exploration of internet marketing strategy by search engine optimization: A critical review and comparison. *African Journal of Business Management*, 2011, 5(12): 4644-4649.
- [4] Davenport J. Leadership style and organizational commitment: The moderating effect of locus of control. *Proceedings of ASBBS*, 2010, 17: 18-21.
- [5] 赵书松, 罗文华. 基于领导者—追随者互动视角的领导风格分类新探. 领导科学, 2025(6): 54-60.
- [6] Dede B, Delk L, White B A. Relationships between facial emotion recognition, internalizing symptoms, and social problems in young children. *Personality and Individual Differences*, 2021, 170: 110448.
- [7] Nowicki S, Bliwise N, Joinson C. The association of children's locus of control orientation and emotion recognition abilities at 8 years of age and teacher's ratings of their personal and social difficulties at 10 years. *Journal of Nonverbal Behavior*, 2019, 43: 381-396.
- [8] Nyock Ilouga S, Moussa Mouloungui A C. Le sens du travail dans un contexte entropique. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 2019, 26(1): 218-229.
- [9] 方杰, 温忠麟, 张敏强, 等. 基于结构方程模型的多重中介效应分析. 心理科学, 2014, 37(3): 735-741.