

敬畏和共同内群体认同：感知资源稀缺性的调节*

杨 阳^{1,2} 曹 俊^{1,2} 李潇林^{1,2} 俄怡然^{1,2} 谭羽荃^{1,2} 贾亦心³

(¹ 西北师范大学心理学院; ² 西北师范大学西北少数民族教育发展研究中心, 兰州 730070)

(³ 兰州东方学校, 兰州 730070)

摘 要 共同内群体认同是指赋予两个原本独立的群体一个上位身份, 使群体成员的认知表征由两个子群体变成一个共同内群体, 把对内群体成员的积极情感延伸到原外群体成员中, 有利于改善群际关系、增强凝聚力。面对复杂的国际环境, 团结是民族发展的重要力量, 因此如何提升共同内群体认同对民族发展至关重要。文章通过问卷调查(研究 1)和操纵敬畏、感知资源稀缺性(研究 2~4)探讨了敬畏对共同内群体认同的影响及作用机制。结果发现高感知资源稀缺性削弱了特质敬畏对共同内群体认同的影响(研究 1), 并且调节了基于威胁的敬畏与共同内群体认同的关系(研究 2~4), 即高感知资源稀缺性抑制了基于威胁的敬畏对共同内群体认同的促进效应。该结果启示我们可以通过增强敬畏, 尤其是积极敬畏来提升群体凝聚力。

关键词 积极敬畏, 基于威胁的敬畏, 感知资源稀缺性, 共同内群体认同

分类号 B849; C91

1 引言

无论是倒悬天际的瀑布、广袤无垠的草原还是无情的地震、洪水、瘟疫, 都可以使人感到敬畏。敬畏是自我在面对更广阔、更伟大、超出当前理解的事物时的情感体验(Keltner & Haidt, 2003), 可以分为积极敬畏与基于威胁的敬畏(Gordon et al., 2017)。积极敬畏是由非威胁性刺激引发的一种强烈的崇敬和惊奇的情绪体验, 如壮阔的大自然; 而基于威胁的敬畏是个体面对威胁时产生的一种强烈的恐惧和惊奇的情绪体验, 如洪水(Gordon et al., 2017; 李晓明 等, 2024; 赵越 等, 2023)。已有研究发现敬畏能够促进群际关系。比如, 敬畏能够降低对艾滋病人的污名化(Luo et al., 2022)。这可能是由于敬畏增强了个体与他人或世界的高水平联结(Yaden et al., 2019), 而这种联结感有利于降低污名化(Brannon & Walton, 2013)。

然而, 目前有关敬畏促进群际关系的研究并没有从根本上改变群体身份, 而共同内群体认同能够

通过改变群体身份来促进群际关系。共同内群体认同是指赋予两个原本独立的群体一个上位身份, 使群体成员的认知表征由两个子群体变成一个共同内群体, 把对内群体成员的积极情感延伸到原外群体成员中(Gaertner et al., 1993)。比如, 对不同民族的人, 更上位的身份就是中华民族, 共同内群体认同就是中华民族认同, 对来自不同班级的学生, 更上位的身份就是本校的学生, 共同内群体认同就是对本校学生身份的认同。与之前敬畏增强联结感, 促进群际关系相比, 共同内群体认同通过构建上位身份, 使原外群体成员直接变成内群体成员, 能更有效地促进群际关系。比如, 已有研究发现共同内群体认同不但有利于降低群际偏见(管健, 荣杨, 2020)、增加亲社会行为(Levine et al., 2005), 而且能够增进不同种族成员的亲密度(Leung et al., 2022)、促进心理融合(梁芳美 等, 2020)、提升凝聚力与归属感(Ufkes et al., 2016)。

依据敬畏的自我消解(Jiang et al., 2024; Seo et al., 2023)和自我超越假设(Jiang et al., 2024; Jiang &

收稿日期: 2025-02-17

* 国家社会科学基金青年项目(24CMZ056)资助。

通信作者: 杨阳, E-mail: yy20111219@163.com

Sedikides, 2022; 林荣茂 等, 2025), 一方面, 敬畏可能通过产生“小我”, 促使个体将自己整合到社会集体中(Chen & Boucher, 2008), 以满足归属需求; 另一方面, 敬畏可能会扩大自我边界, 与外界建立联结。比如, Seo 等人(2023)的研究发现敬畏能够促进全球身份认同。这表明敬畏可能促进共同内群体认同。

然而, 敬畏在所有情况下都能促进共同内群体认同吗? 已有研究发现感知资源稀缺性调节了共同威胁和群际合作的关系, 即在高感知资源稀缺性条件下, 共同威胁不能促进、甚至阻碍了群际合作(Miao et al., 2023), 而群际合作有利于形成共同内群体认同(Adachi et al., 2016)。这里的共同威胁是指人类面临地震、洪水、疫情等威胁, 同样地震、洪水也会引发个体的敬畏。那么, 敬畏对共同内群体认同的影响是否也受到感知资源稀缺性的调节?

依据稀缺理论(Mani et al., 2013), 当个体感知到资源稀缺时, 会将注意力集中在所稀缺的资源上, 从而降低“认知带宽”, 放大自我, 阻碍“小我”感的产生。同时, 外群体很可能会被视为同自己争抢有限资源的竞争对手(Gamez-Djokic & Waytz, 2020), 不利于扩大自我与外界的联结, 因此不利于敬畏促进共同内群体认同。然而, 现有文献并未对感知资源稀缺性如何调节敬畏对共同内群体认同的影响做出解释。本研究从情绪视角出发, 旨在探讨敬畏对共同内群体认同的影响及感知资源稀缺性的调节作用, 不仅提供了敬畏更为直接、有效地促进群际关系的证据, 并且总结了应对疫情、地震等重大危机后的经验, 为国家应对相应危机提供启示。

1.1 敬畏与共同内群体认同的关系

敬畏可能会促进共同内群体认同。目前, 有关敬畏的研究有自我消解假设(self-diminishment hypothesis)和自我超越假设(self-transcendence hypothesis)。自我消解假设认为敬畏可以改变自我概念, 通过接触比自我更宏大的事物, 降低自我意识, 弱化自我概念中的个体自我部分, 产生渺小感, 形成“小我”(Jiang et al., 2024; Seo et al., 2023)。当个体感到渺小时, 往往更渴望找到归属, 以减轻内心的孤独和无助(Stellar et al., 2017), 将自己整合到社会集体中(Chen & Boucher, 2008), 增强与他人的统一感(Waugh & Fredrickson, 2006), 进而形成“普遍”类别成员身份表征, 将内群体和外群体成员都归属于上位群体(Dovidio et al., 1995; Gaertner et al., 1993)。

自我超越假设认为敬畏促使个体打破自我设

限, 扩大自我概念, 超越自我中心, 将注意力从日常琐事转向更大的精神需求, 为个体提供更广阔自我视角, 促进自我洞察和追求真实自我的动力, 强调自我和环境的联结, 以更整合的视角看待自我和世界(Jiang et al., 2024; Jiang & Sedikides, 2022; 林荣茂 等, 2025)。与自我消解的“小我”假设, 通过贬低自我促进与外界联结不同, 自我超越假设强调通过扩大自我边界, 与外界建立联结。比如, Seo 等人(2023)的研究初步验证了敬畏与共同内群体认同的关系, 他们通过回忆书写任务、图片和视频操纵敬畏, 考察了敬畏对全球公民身份认同的影响, 结果发现, 敬畏超越了“渺小感”, 拓宽了自我概念, 提升了个体与更大实体的联结感, 促进全球公民身份认同。

此外, 敬畏可能促使个体倾向于通过寻求秩序或连贯性来降低不确定性, 鼓励个体采用自下而上的认知加工方式, 调整现有的心理框架以适应新信息或新经历, 从而扩展知识体系(Jiang et al., 2024), 降低外群体刻板印象(Luo et al., 2022)、促进与人类的联结以及内群体亲社会行为(Luo et al., 2023)。例如, Luo 等人(2023)关于在新冠疫情期间敬畏与亲社会行为的研究发现, 敬畏可以通过增强与全人类、世界的联结和对患者的共情, 支持国家对抗新冠疫情。因此, 本研究假设敬畏促进共同内群体认同(假设 1)。

1.2 感知资源稀缺性的调节作用

那么, 在所有情况下敬畏都可以促进共同内群体认同吗? 当个体感知到所需资源多于所拥有资源时, 就会产生资源稀缺感(Mullainathan & Shafir, 2013)。感知到的资源稀缺可能不仅源于客观上资源的缺乏, 还源于人们主观上觉得自己拥有的资源太少(DeSousa & Rego, 2022)。比如, 经济条件比较好的人与更富裕的人相比, 也会感到资源稀缺(Mullainathan & Shafir, 2013)。这说明即使资源客观上是充足的, 一些与稀缺相关的线索依旧会使人们感受到资源稀缺(Roux et al., 2015)。正如在新冠疫情期间, 当人们接触到医疗资源稀缺的虚假信息时, 尽管客观上有足够充足的资源, 但仍然感觉到资源稀缺(Miao et al., 2023)。

依据稀缺理论(Mani et al., 2013), 当感知到资源稀缺时, 人们会关注与稀缺相关的群体利益, 而非跨群体共同命运。感知资源稀缺会使个体将注意力集中在稀缺性突出的领域, 减少“认知带宽”, 关注当下利益(Mani et al., 2013, Shah et al., 2012)。因

此,与低感知资源稀缺性相比,高感知资源稀缺性条件下,个体可能将注意力更多集中在资源获取和生存需求上,降低对他人的资源分配(Cui et al., 2022)、更加自私(Roux et al., 2015)。一方面,这无形中放大自我,阻止渺小感的产生,并将其他群体成员视为争夺有限资源的对手,从而导致群体竞争(Gamez-Djokic & Waytz, 2020),减少群际合作(Miao et al., 2023),降低共同内群体认同。另一方面,在感知到资源短缺的情况下,个体会有更强的自我中心性(Roux et al., 2015),更加关注当下短缺的资源,很难将注意力转向更大的精神需求,进行深刻的自我探索,因而也不能扩大自我边界,与外界建立联结,形成共同内群体认同。

然而,在低感知资源稀缺性条件下,当个体体验到敬畏情绪时,会诱发渺小感,将自己与他人联系在一起(Stellar et al., 2017),也可能打破自我界限,超越自我边界,扩大自我概念,进而增强自我概念中“普遍”类别成员身份表征,改变了从“我们”和“他们”到上级“我们”的群体表征,从而将独立的群体重新归类为一个包容的上位群体(Gaertner et al., 1993)。因此,相较于低感知资源稀缺性,高感知资源稀缺性会削弱敬畏对共同内群体认同的促进作用(假设2)。

文章通过4个研究验证研究假设。研究1通过问卷调查探讨特质敬畏、共同内群体认同和感知资源稀缺性的关系;研究2和研究3通过视频启动敬畏情绪,并操纵感知资源稀缺性,进一步探讨敬畏对共同内群体认同的促进作用;研究4在研究3的基础上采用回忆书写范式操纵敬畏,并用中华民族认同量表测量共同内群体认同,旨在进一步考察敬畏、感知资源稀缺性对共同内群体认同的影响。

2 研究1: 特质敬畏、共同内群体认同和感知资源稀缺性的关系

研究1旨在通过问卷调查考察特质敬畏、共同内群体认同和感知资源稀缺性的关系。

2.1 研究对象

本研究采用G*Power 3.1 (Faul et al., 2009)预估样本量,参照Preston和Shin(2017)敬畏相关的研究,在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 且中等效应($f = 0.25$)时,预测达到80%的统计力水平,需要至少选取120人。实际被试为408名大学生,删除未完成、作答时长过短、规律作答等无效数据,最终有效数据376份(男101人、女275人;汉族329人,少数

民族47人),实际统计检验力水平99.88%。被试年龄为 20.72 ± 2.05 岁。为验证通过实际被试量所获取数据的有效性,进行了敏感性分析,结果发现该样本量在5%的假阳性率下,提供了85%的效力来检测 $f = 0.15$ 或更大的效应量。

2.2 测量工具

特质敬畏量表。借鉴辛志勇等人(2021)的研究,采用Shiota等人(2006)编制的特质积极情绪量表(Dispositional Positive Emotion Scales, DPES)中的敬畏分量表。量表共6个题目,包括一系列与敬畏相关的描述,比如,“我经常感到敬畏”,“我周围充满美好”等。采用7点计分,1代表“完全不同意”,7代表“完全同意”,得分越高表示特质敬畏越高。在本研究中的内部一致性系数为0.75。

共同内群体认同量表。参照周天爽等人(2018)的研究,采用改编的共同内群体认同量表(Cakal et al., 2016; Ufkes et al., 2015),根据研究内容将原量表中的表述进行修改,共同内群体表述为“本校的学生”,例如:“在我们学校,无论本民族还是其他民族的同学都是本校的学生,作为这个学校的学生,我感到非常高兴”,“在我们学校,无论本民族还是其他民族的同学都是本校的学生,这一身份对我来说非常重要”。该量表包含2个项目。采用7点计分,1表示“非常不同意”,7表示“非常同意”,在本研究中两个项目的相关系数为0.63。

感知资源稀缺性:借鉴Pitesa和Thau(2018)的研究,通过5个题目测量感知资源稀缺性程度,比如,“基本资源稀缺”。1表示“非常不同意”,7表示“非常同意”。得分越高表示感知到的资源稀缺性越高,问卷的内部一致性系数为0.93。

2.3 结果

共同方法偏差检验。采用探索性因素分析对可能存在的共同方法偏差进行检验。整合问卷所有项目进行探索性因素分析,析出的第一个公因子解释率34.59%,小于40%。因此,本研究所涉及的变量不存在严重的共同方法偏差。

描述性统计和相关分析。如表1所示,各变量描述统计与相关分析结果如下。

感知资源稀缺性的调节作用。采用PROCESS宏程序模型1进行调节效应检验,将各预测变量进行标准化处理。将敬畏设定为自变量,共同内群体认同为因变量,感知资源稀缺性为调节变量。考察感知资源稀缺性在敬畏和共同内群体认同间的调节作用,结果如表2所示。

表 1 性别、年龄、敬畏、共同内群体认同和感知资源稀缺性的相关

| 变量 | <i>M</i> | <i>SD</i> | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-----------|----------|-----------|---------|-------|----------|----------|---|
| 1.性别 | — | — | 1 | | | | |
| 2.年龄(岁) | 20.72 | 2.05 | 0.18*** | 1 | | | |
| 3.敬畏 | 4.57 | 0.91 | 0.03 | 0.05 | 1 | | |
| 4.共同内群体认同 | 5.73 | 1.07 | 0.01 | -0.09 | 0.34*** | 1 | |
| 5.感知资源稀缺性 | 3.44 | 1.06 | 0.12* | -0.04 | -0.25*** | -0.18*** | 1 |

注: *** $p < 0.001$, * $p < 0.05$; 性别: 男 = 0, 女 = 1

表 2 感知资源稀缺性的调节效应检验

| 因变量 | 自变量 | β | <i>t</i> | 95%置信区间 | R^2 | <i>F</i> |
|---------|------------|---------|----------|----------------|-------|----------|
| 共同内群体认同 | 敬畏 | 0.38 | 6.49*** | [0.27, 0.50] | 0.14 | 19.90 |
| | 感知资源稀缺性 | -0.08 | -1.52 | [-0.18, 0.02] | | |
| | 敬畏×感知资源稀缺性 | -0.12 | -2.37* | [-0.22, -0.02] | | |

注: *** $p < 0.001$, * $p < 0.05$, 均为双侧检验。

敬畏正向预测共同内群体认同。感知资源稀缺性在敬畏和共同内群体认同间的调节作用显著, $\beta = -0.12$, $t = -2.37$, $p = 0.019$, 95% CI = [-0.22, -0.02]。进一步简单斜率分析表明(见图 1), 在低感知资源稀缺性组($M - 1 SD$), 敬畏正向预测共同内群体认同, $\beta = 0.51$, $t = 6.15$, $p < 0.001$, 95% CI = [0.35, 0.67]; 而在高感知资源稀缺性组($M + 1 SD$), 虽然敬畏也正向预测共同内群体认同, $\beta = 0.25$, $t = 3.33$, $p = 0.001$, 95% CI = [0.10, 0.40], 但这一关系强度减弱。这说明高感知资源稀缺性削弱了敬畏对共同内群体认同的正向预测作用。

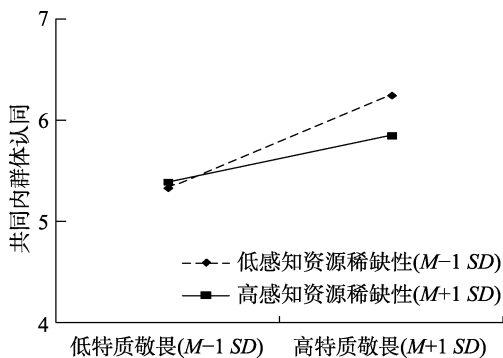


图 1 感知资源稀缺性对敬畏与共同内群体认同关系的调节作用图

2.4 讨论

研究 1 考察了特质敬畏、感知资源稀缺性和共同内群体认同间的关系, 结果发现特质敬畏正向预测共同内群体认同, 感知资源稀缺性在其中起调节作用, 即与低感知资源稀缺性相比, 高感知资源稀缺性缓冲了特质敬畏对共同内群体认同的正向预测作用。然而, 研究 1 是通过问卷考察了三者关系,

并不能回答敬畏对共同内群体认同的影响, 研究 2 通过操纵敬畏及感知资源稀缺性, 进一步考察敬畏对共同内群体认同的促进效应及感知资源稀缺性的调节作用。

3 研究 2: 状态敬畏对共同内群体认同的影响: 感知资源稀缺性的调节作用

研究 2 通过让被试观看视频、阅读疫情背景下医疗资源稀缺的文章分别操纵敬畏和感知资源稀缺性, 进一步考察敬畏对共同内群体认同的影响。

3.1 样本和设计

本研究采用两因素被试间设计: 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) × 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)。因变量测量指标为共同内群体认同量表的得分。

本研究采用 G*Power 3.1 (Faul et al., 2009) 预估样本量, 参照 Preston 和 Shin (2017) 敬畏相关的研究, 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 且中等效应 ($f = 0.25$) 时, 预测达到 80% 的统计力水平, 需要至少选取 158 人。实际被试为 240 名大学生, 删除未完成、作答时长过短、规律作答等无效数据, 最终有效数据 216 份(男 152 人、女 64 人; 汉族 196 人, 少数民族 20 人), 实际统计检验力水平 91.47%。被试年龄 18.47 ± 0.80 岁。敏感性分析结果表明, 该样本量在 5% 的假阳性率下, 提供了 85% 的效力来检测 $f = 0.23$ 或更大的效应量。其中, 积极敬畏-高感知资源稀缺性组 35 人, 积极敬畏-低感知资源稀缺性组 36 人; 基于威胁的敬畏-高感知资源稀缺性组 36 人,

基于威胁的敬畏-低感知资源稀缺性组 35 人; 控制组-高感知资源稀缺性组 35 人, 控制组-高感知资源稀缺性组 39 人。所有被试均自愿参与实验, 视力或矫正视力正常, 无认知障碍。实验前填写知情同意书, 实验结束后获得一定报酬。

3.2 实验材料和流程

参照 Piff 等人(2015)观看视频任务操纵敬畏。积极敬畏组被试观看选自 BBC 纪录片《地球: 神奇的一天!》视频片段, 视频内容为大自然的美丽景观。基于威胁的敬畏组观看《为毁灭而生》视频片段, 内容包括地震、洪水、飓风等。控制组观看木制衣柜的组装过程片段(刘振会等, 2022)。每段视频时长约 2~3 分钟。观看完视频后, 填写改编自 Gross 和 Levenson (1995)的情绪自评量表进行操纵检验。要求被试对敬畏、惊奇、快乐、幸福、恐惧、焦虑 6 种情绪体验进行 7 点评分, 1 代表“完全不符合”, 7 代表“完全符合”。其中敬畏与惊奇的平均分表示敬畏水平(相关系数为 0.54), 快乐与幸福的平均分表示积极情绪(相关系数为 0.85), 恐惧与焦虑的平均分表示消极情绪(相关系数为 0.64, 王国芳等, 2024)。

其次, 采用阅读虚假文章操纵感知资源稀缺性(Pereira et al., 2022)。被试被随机分配到高、低感知资源稀缺性组, 在高感知资源稀缺性组, 被试阅读以下内容:“2026 年, 每个国家平均拥有匮乏的大流行病医疗资源。全球所有国家的平均大流行病医疗资源可以满足 19.60% 公民的需求, 因此各国应对大流行病的医疗资源非常稀缺。”在低感知资源稀缺性组, 被试阅读以下内容:“2026 年, 每个国家平均拥有充足的大流行病医疗资源。全球所有国家的平均大流行病医疗资源可以满足 112.80% 公民的需求, 因此各国应对大流行病的医疗资源非常充足。”操纵完毕后, 采用研究 1 中感知资源稀缺性题项进行操纵检验, 内部一致性系数为 0.88。

最后, 被试完成共同内群体认同量表(同研究 1, 两个项目的相关系数为 0.56), 填写年龄、性别等人口学信息。

3.3 结果

操纵检验。以情绪启动为自变量, 被试的敬畏、积极情绪和消极情绪为因变量进行单因素方差分析。结果发现积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在敬畏上差异显著, $F(2, 213) = 18.22, p < 0.001, \eta^2 = 0.146$ 。事后多重比较发现, 积极敬畏组敬畏体验得分($M = 4.77, SD = 1.33$)高于控制组($M = 3.51, SD = 1.59, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.85$),

基于威胁的敬畏组($M = 4.75, SD = 1.37$)的敬畏体验得分也高于控制组($p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.83$), 但积极敬畏组和基于威胁的敬畏组间无显著差异($p_{Bonferroni} = 0.999$)。积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在积极情绪上差异显著, $F(2, 213) = 11.47, p < 0.001, \eta^2 = 0.097$ 。积极敬畏组的积极情绪体验得分($M = 4.20, SD = 1.48$)显著高于基于威胁的敬畏组($M = 2.83, SD = 2.05, p_{Tamhane'T2} < 0.001, Cohen's d = 0.77$)和控制组($M = 3.52, SD = 1.53, p_{Tamhane'T2} = 0.021, Cohen's d = 0.45$)。积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在消极情绪上差异显著, $F(2, 213) = 48.97, p < 0.001, \eta^2 = 0.315$ 。基于威胁的敬畏组消极情绪体验得分($M = 4.30, SD = 1.55$)显著高于积极敬畏组($M = 2.22, SD = 1.28, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 1.47$)和控制组($M = 2.35, SD = 1.38, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 1.33$)。这说明积极敬畏和基于威胁的敬畏的操纵是成功的。

以感知资源稀缺性操纵检验为因变量进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现, 敬畏的主效应不显著, $F(2, 210) = 0.77, p = 0.464$; 感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 210) = 39.43, p < 0.001, \eta^2 = 0.158$ 。高感知资源稀缺性组($M = 3.20, SD = 0.87$)比低感知资源稀缺性组感知到的资源更稀缺($M = 2.47, SD = 0.86, \Delta M = 0.73, \Delta M95\% CI = [0.51, 0.97]$)。敬畏与感知资源稀缺性不存在交互作用, $F(2, 210) = 2.25, p = 0.108$ 。这表明, 感知资源稀缺性的操纵是成功的。

不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验。以敬畏为自变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪为因变量, 进行单因素方差分析。结果发现, 积极敬畏、基于威胁的敬畏和控制组的快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪存在显著差异(见表 3), 因此, 在后续分析中控制了快乐、幸福、恐惧和焦虑等情绪。

敬畏与感知资源稀缺性的交互作用。以敬畏和感知资源稀缺性为自变量, 共同内群体认同为因变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑为控制变量, 进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现, 敬畏的主效应显著, $F(2, 206) = 13.48, p < 0.001, \eta^2 = 0.116$, 积极敬畏组和基于威胁的敬畏组的共同内群体认同得分显著高于控制组($M_{控制组} = 5.44, SD = 1.27, M_{积极敬畏} = 6.30, SD = 0.69, p < 0.001, \Delta M = 0.86, \Delta M95\% CI = [0.51, 1.15]$; $M_{基于威胁的敬畏} = 5.94,$

表 3 研究 2 中不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验

| 情绪 | <i>F</i> | <i>p</i> | η^2 | 积极敬畏 vs 控制组 | | 基于威胁的敬畏 vs 控制组 | | 积极敬畏 vs 基于威胁的敬畏 | | 积极敬畏 <i>M</i> ± <i>SD</i> | 基于威胁的敬畏 <i>M</i> ± <i>SD</i> | 控制组 <i>M</i> ± <i>SD</i> |
|----|----------|----------|----------|-------------|----------|----------------|----------|-----------------|----------|------------------------------|---------------------------------|-----------------------------|
| | | | | <i>p</i> | <i>d</i> | <i>p</i> | <i>d</i> | <i>p</i> | <i>d</i> | | | |
| 快乐 | 15.03 | < 0.001 | 0.124 | 0.005 | 0.53 | 0.040 | 0.42 | < 0.001 | 0.89 | 4.32 ± 1.47 | 2.76 ± 2.02 | 3.51 ± 1.56 |
| 幸福 | 7.16 | < 0.001 | 0.063 | 0.134 | 0.33 | 0.169 | 0.32 | 0.001 | 0.61 | 4.09 ± 1.62 | 2.90 ± 2.20 | 3.53 ± 1.73 |
| 恐惧 | 52.55 | < 0.001 | 0.330 | 0.767 | 0.14 | < 0.001 | 1.32 | < 0.001 | 1.52 | 2.03 ± 1.29 | 4.44 ± 1.84 | 2.23 ± 1.49 |
| 焦虑 | 25.34 | < 0.001 | 0.192 | 0.999 | 0.04 | < 0.001 | 1.01 | < 0.001 | 1.01 | 2.41 ± 1.67 | 4.16 ± 1.78 | 2.47 ± 1.54 |

注：*F* 检验，*df* = (2, 213)

$SD = 0.87$, $p = 0.009$, $\Delta M = 0.50$, $\Delta M95\% CI = [0.12, 0.85]$), 并且积极敬畏组与基于威胁的敬畏组共同内群体认同的得分差异不显著($p = 0.083$)。感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 206) = 8.30$, $p = 0.004$, $\eta^2 = 0.039$, 相较于低感知资源稀缺性组, 高感知资源稀缺性组的共同内群体认同得分更低($M_{高感知资源稀缺性} = 5.69$, $SD = 1.08$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.07$, $SD = 0.96$, $\Delta M = 0.38$, $\Delta M95\% CI = [0.12, 0.64]$)。

重要的是敬畏与感知资源稀缺性的交互效应显著, $F(2, 206) = 4.91$, $p = 0.008$, $\eta^2 = 0.045$ 。简单效应分析表明, 在积极敬畏组, 感知资源稀缺性在共同内群体认同上差异不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 6.20$, $SD = 0.80$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.40$, $SD = 0.57$), $F(1, 206) = 0.50$, $p = 0.479$ 。在控制组, 差异仍不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 5.41$, $SD = 1.42$; $M_{低感知资源稀缺性} = 5.46$, $SD = 1.14$), $F(1, 206) = 0.020$, $p = 0.889$ 。而在基于威胁的敬畏组, 高感知资源稀缺性组的共同内群体认同得分显著低于低感知资源稀缺性($M_{高感知资源稀缺性} = 5.47$, $SD = 0.74$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.41$, $SD = 0.72$), $F(1, 206) = 17.48$, $p < 0.001$, $\Delta M = 0.94$, $\Delta M95\% CI = [0.51, 1.41]$, $\eta^2 = 0.078$ 。见图 2。

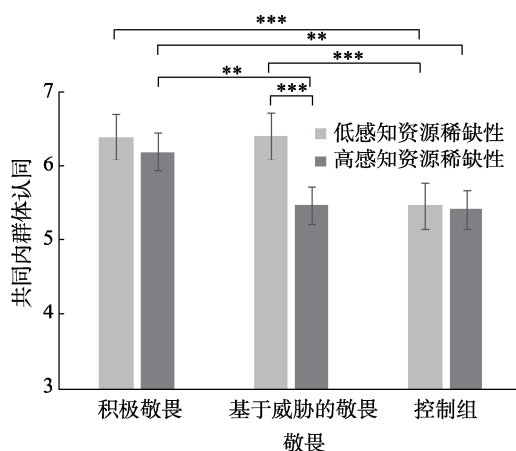


图 2 基于变式的敬畏与感知资源稀缺性对共同内群体认同的影响

注：** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, 下同

由于已有研究认为基于威胁的敬畏并不是敬畏的消极变式, 而是包含恐惧和敬畏的复合情绪 (Chaudhury et al., 2022), 如果将基于威胁的敬畏作为复合情绪, 敬畏如何影响共同内群体认同呢? 以敬畏和感知资源稀缺性为自变量, 共同内群体认同为因变量, 快乐、幸福、和焦虑为控制变量, 进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性) 的被试间方差分析。结果发现, 敬畏的主效应显著, $F(2, 207) = 13.57$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.116$, 积极敬畏组和基于威胁的敬畏组的共同内群体认同得分显著高于控制组($M_{控制组} = 5.44$, $SD = 1.27$, $M_{积极敬畏} = 6.30$, $SD = 0.69$, $p < 0.001$, $\Delta M = 0.86$, $\Delta M95\% CI = [0.51, 1.15]$; $M_{基于威胁的敬畏} = 5.94$, $SD = 0.87$, $p = 0.005$, $\Delta M = 0.50$, $\Delta M95\% CI = [0.15, 0.83]$), 并且积极敬畏组与基于威胁的敬畏组共同内群体认同的得分差异不显著($p = 0.062$)。感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 207) = 8.66$, $p = 0.004$, $\eta^2 = 0.040$, 相较于低感知资源稀缺性组, 高感知资源稀缺性组的共同内群体认同得分更低($M_{高感知资源稀缺性} = 5.69$, $SD = 1.08$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.07$, $SD = 0.96$, $\Delta M = 0.38$, $\Delta M95\% CI = [0.13, 0.64]$)。

重要的是敬畏与感知资源稀缺性的交互效应显著, $F(2, 207) = 4.94$, $p = 0.008$, $\eta^2 = 0.046$ 。简单效应分析表明, 在积极敬畏组, 感知资源稀缺性在共同内群体认同上差异不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 6.20$, $SD = 0.80$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.40$, $SD = 0.57$), $F(1, 207) = 0.51$, $p = 0.476$ 。在控制组, 差异仍不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 5.41$, $SD = 1.42$; $M_{低感知资源稀缺性} = 5.46$, $SD = 1.14$), $F(1, 207) = 0.011$, $p = 0.915$ 。而在基于威胁的敬畏组, 高感知资源稀缺性组的共同内群体认同得分显著低于低感知资源稀缺性($M_{高感知资源稀缺性} = 5.47$, $SD = 0.74$; $M_{低感知资源稀缺性} = 6.41$, $SD = 0.72$), $F(1, 207) = 17.93$, $p < 0.001$, $\Delta M = 0.94$, $\Delta M95\% CI = [0.51, 1.41]$, $\eta^2 = 0.080$ 。见图 3。

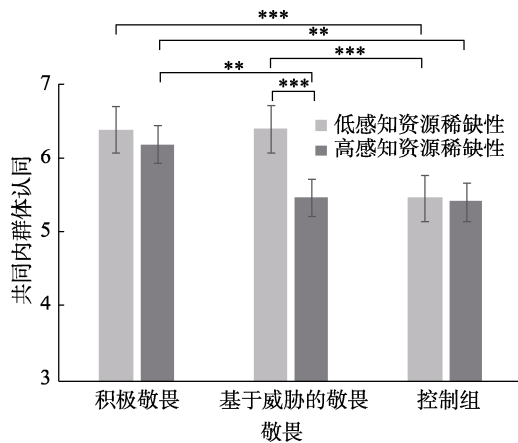


图3 基于复合情绪的敬畏与感知资源稀缺性对共同内群体认同的影响

3.4 讨论

研究2结果表明无论将基于威胁的敬畏看作敬畏的变式还是复合情绪,积极敬畏和基于威胁的敬畏都能够促进共同内群体认同,并且高感知资源稀缺性抑制了基于威胁的敬畏对共同内群体认同的促进效应,支持了假设1和假设2。然而,在研究1和研究2中仅通过学生身份一个指标测量共同内群体认同太单一,并且测量题目混淆了民族身份和学生身份。因此,在研究3中修正测量题目,通过分别测量学生和中华民族成员身份认同考察共同内群体认同。

4 研究3: 状态敬畏对共同内群体认同的影响: 基于学生和中华民族成员的身份认同

研究3将学生身份和中华民族成员身份的认同程度作为共同内群体认同指标,再次验证感知资源稀缺性对敬畏和共同内群体认同的调节作用,目的使研究结果更为可靠。

4.1 样本和设计

本研究采用两因素被试间设计:3(积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组)×2(高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)。因变量测量指标为共同内群体认同量表的得分。

本研究采用G*Power 3.1(Faul et al., 2009)预估样本量,参照Preston和Shin(2017)敬畏相关的研究,在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 且中等效应($f = 0.25$)时,预测达到80%的统计力水平,需要至少158人。实际被试为250名大学生,删除未完成、作答时长过短、规律作答等无效数据,最终有效数据220份(男97人、女123人;汉族203人,少数民族17人),

实际统计检验力水平91.97%。被试年龄 20.65 ± 3.04 岁。敏感性分析结果显示,该样本量在5%的假阳性率下,提供了80%的效力来检测 $f = 0.22$ 或更大的效应量。其中,积极敬畏-高感知资源稀缺性组36人,积极敬畏-低感知资源稀缺性组36人;基于威胁的敬畏-高感知资源稀缺性组39人,基于威胁的敬畏-低感知资源稀缺性组37人;控制组-高感知资源稀缺性组36人,控制组-低感知资源稀缺性组36人。所有被试均自愿参与实验,视力或矫正视力正常,无认知障碍。实验前填写知情同意书,实验结束后获得一定报酬。

4.2 实验材料和流程

首先,进行敬畏操纵(同研究2),观看完视频后,被试填写情绪自评量表(同研究2),相关系数分别为0.64, 0.88, 0.68。其次,操纵感知资源稀缺性(同研究2),操纵完毕后,进行感知资源稀缺性的操纵检验(同研究2),内部一致性系数为0.86。再次,被试完成共同内群体认同量表(周天爽等, 2018),将共同内群体表述为“学校”或“中华民族的一员”,例如,“在我们学校,无论是本班还是其他班的同学都是本校的学生,作为这个学校的学生,我感到非常高兴”,“在我们学校,无论是本班还是其他班的同学都是本校的学生,这一身份对我来说非常重要”,“无论本民族还是其他民族的同学都是中华民族的一员,作为中华民族的一员,我感到非常高兴”,“无论本民族还是其他民族的同学都是中华民族的一员,这一身份对我来说非常重要”。该量表包含4个项目,采用7点计分(“1 = 非常不同意”,“7 = 非常同意”),在本研究中基于学生身份的共同内群体认同量表的相关系数为0.66,基于中华民族成员身份的共同内群体认同量表的相关系数为0.78。最后,填写年龄、性别等人口学信息。

4.3 结果

操纵检验。以情绪启动为自变量,被试的敬畏、积极情绪和消极情绪为因变量进行单因素方差分析。结果发现积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在敬畏上差异显著, $F(2, 217) = 25.69, p < 0.001, \eta^2 = 0.191$ 。事后多重比较发现,积极敬畏组敬畏体验得分($M = 4.69, SD = 1.35$)显著高于控制组($M = 3.14, SD = 1.59, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 1.05$),基于威胁的敬畏组的得分($M = 4.62, SD = 1.46$)也显著高于控制组($p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.97$),但积极敬畏组和基于威胁的敬畏组间无显著差异($p_{Bonferroni} = 0.999$)。积极敬畏组、基于威胁

的敬畏组和控制组在积极情绪上差异显著, $F(2, 217) = 27.23, p < 0.001, \eta^2 = 0.201$ 。积极敬畏组的积极情绪体验得分($M = 4.03, SD = 1.52$)显著高于基于威胁的敬畏组($M = 2.14, SD = 1.68, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 1.18$)和控制组($M = 3.27, SD = 1.50, p_{Bonferroni} = 0.012, Cohen's d = 0.51$)。积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在消极情绪上差异显著, $F(2, 217) = 71.54, p < 0.001, \eta^2 = 0.397$ 。基于威胁的敬畏组的消极情绪体验得分($M = 4.35, SD = 1.53$)显著高于积极敬畏组($M = 2.08, SD = 1.09, p_{Tamhane'T2} < 0.001, Cohen's d = 1.69$)和控制组($M = 2.10, SD = 1.32, p_{Tamhane'T2} < 0.001, Cohen's d = 1.57$)。这说明积极敬畏和基于威胁的敬畏的操纵是成功的。

以感知资源稀缺性操纵检验为因变量进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现, 敬畏的主效应不显著, $F(2, 214) = 1.84, p = 0.162$, 感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 214) = 45.35, p < 0.001, \eta^2 = 0.175$, 高感知资源稀缺性组($M = 3.19, SD = 0.81$)比低感知资源稀缺性组感知到的资源更稀缺($M = 2.49, SD = 0.73, \Delta M = 0.7, \Delta M95\% CI = [0.49, 0.90]$)。敬畏与感知资源稀缺性的交互作用不显著, $F(2, 214) = 1.83, p = 0.162$ 。这表明, 感知资源稀缺性的操纵是成功的。

不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验。以敬畏为自变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪为因变量进行单因素方差分析, 结果发现积极敬畏、基于威胁的敬畏和控制组的快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪存在显著差异(见表 4), 因此, 在后续分析中需控制快乐、幸福、恐惧和焦虑等情绪。

在学生身份认同上, 敬畏与感知资源稀缺性的交互作用。以敬畏和感知资源稀缺性为自变量, 学生身份认同为因变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑为

控制变量, 进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现敬畏的主效应显著, $F(2, 210) = 17.73, p < 0.001, \eta^2 = 0.144$, 积极敬畏和基于威胁的敬畏组的学生身份认同得分显著高于控制组($M_{积极敬畏} = 6.27, SD = 0.69, M_{控制组} = 5.36, SD = 1.05, p < 0.001, \Delta M = 0.91, \Delta M95\% CI = [0.57, 1.15]$; $M_{基于威胁的敬畏} = 5.79, SD = 0.90, p = 0.003, \Delta M = 0.43, \Delta M95\% CI = [0.18, 0.91]$), 并且积极敬畏组与基于威胁的敬畏组的差异不显著($p = 0.099$)。感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 210) = 10.13, p = 0.002, \eta^2 = 0.046$, 相较于低感知资源稀缺性组, 高感知资源稀缺性组的学生身份认同得分更低($M_{高感知资源稀缺性} = 5.60, SD = 1.01, M_{低感知资源稀缺性} = 6.01, SD = 0.86, \Delta M = 0.41, \Delta M95\% CI = [0.14, 0.61]$)。

重要的是敬畏与感知资源稀缺性的交互效应显著, $F(2, 210) = 3.68, p = 0.027, \eta^2 = 0.034$ 。简单效应分析表明, 在积极敬畏组, 感知资源稀缺性在学生身份认同上差异不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 6.19, SD = 0.76; M_{低感知资源稀缺性} = 6.35, SD = 0.61, F(1, 210) = 0.26, p = 0.608$)。在控制组, 差异仍不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 5.25, SD = 1.07; M_{低感知资源稀缺性} = 5.47, SD = 1.03, F(1, 210) = 0.97, p = 0.327$)。而在基于威胁的敬畏组, 高感知资源稀缺性组的学生身份认同得分显著低于低感知资源稀缺性($M_{高感知资源稀缺性} = 5.38, SD = 0.93; M_{低感知资源稀缺性} = 6.22, SD = 0.63, F(1, 210) = 16.80, p < 0.001, \Delta M = 0.84, \Delta M95\% CI = [0.43, 1.21], \eta^2 = 0.074$)。见图 4。

在中华民族成员身份认同上, 敬畏与感知资源稀缺性的交互作用。以敬畏和感知资源稀缺性为自变量, 基于中华民族成员身份的共同内群体认同为因变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪作为控制变量进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)

表 4 研究 3 中不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验

| 情绪 | F | p | η^2 | 积极敬畏 vs 控制组 | | 基于威胁的敬畏 vs 控制组 | | 积极敬畏 vs 基于威胁的敬畏 | | 积极敬畏 $M \pm SD$ | 基于威胁的 敬畏 $M \pm SD$ | 控制组 $M \pm SD$ |
|----|-------|---------|----------|-------------|------|----------------|------|-----------------|------|--------------------|---------------------------|-------------------|
| | | | | p | d | p | d | p | d | | | |
| 快乐 | 32.71 | < 0.001 | 0.232 | 0.012 | 0.49 | < 0.001 | 0.81 | < 0.001 | 1.33 | 4.17 \pm 1.55 | 2.07 \pm 1.62 | 3.39 \pm 1.63 |
| 幸福 | 19.06 | < 0.001 | 0.149 | 0.013 | 0.48 | 0.003 | 0.55 | < 0.001 | 0.97 | 3.90 \pm 1.60 | 2.22 \pm 1.85 | 3.15 \pm 1.50 |
| 恐惧 | 88.75 | < 0.001 | 0.450 | 0.996 | 0.04 | < 0.001 | 1.75 | < 0.001 | 1.81 | 1.99 \pm 1.14 | 4.71 \pm 1.79 | 1.94 \pm 1.33 |
| 焦虑 | 31.81 | < 0.001 | 0.227 | 0.999 | 0.05 | < 0.001 | 1.05 | < 0.001 | 1.16 | 2.18 \pm 1.39 | 3.99 \pm 1.71 | 2.25 \pm 1.58 |

注: F 检验, $df = (2, 217)$

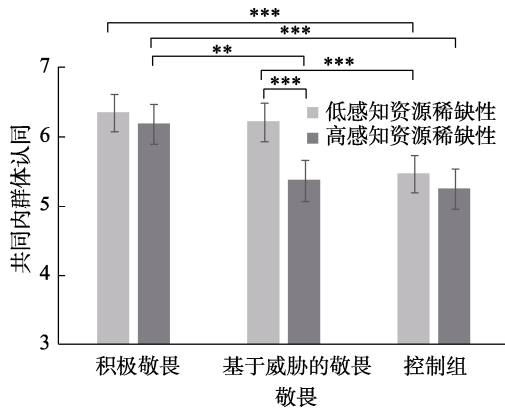


图 4 敬畏与感知资源稀缺性对学生身份认同的影响

的方差分析。结果发现, 敬畏的主效应显著, $F(2, 210) = 18.36, p < 0.001, \eta^2 = 0.149$, 积极敬畏组和基于威胁的敬畏组的共同内群体认同得分显著高于控制组($M_{积极敬畏} = 6.57, SD = 0.57, M_{控制组} = 5.74, SD = 0.91, p < 0.001, \Delta M = 0.83, \Delta M95\% CI = [0.56, 1.11]$; $M_{基于威胁的敬畏} = 6.22, SD = 0.97, p = 0.039, \Delta M = 0.48, \Delta M95\% CI = [0.02, 0.70]$), 并且积极敬畏组的得分显著高于基于威胁的敬畏组($p = 0.008, \Delta M = 0.35, \Delta M95\% CI = [0.12, 0.83]$)。感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 210) = 6.87, p = 0.009, \eta^2 = 0.032$, 相较于低感知资源稀缺性组, 高感知资源稀缺性组的得分更低($M_{高感知资源稀缺性} = 6.02, SD = 0.97, M_{低感知资源稀缺性} = 6.33, SD = 0.79, \Delta M = 0.31, \Delta M95\% CI = [0.07, 0.51]$)。

重要的是敬畏与感知资源稀缺性的交互效应显著, $F(2, 210) = 5.33, p = 0.006, \eta^2 = 0.048$ 。简单效应分析表明, 在积极敬畏组, 感知资源稀缺性在中华民族成员身份认同上差异不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 6.54, SD = 0.63; M_{低感知资源稀缺性} = 6.60, SD = 0.52$), $F(1, 210) = 0.04, p = 0.839$ 。在控制组, 高、低感知资源稀缺性的差异也不显著($M_{高感知资源稀缺性} = 5.72, SD = 0.87; M_{低感知资源稀缺性} = 5.76, SD = 0.96$), $F(1, 210) = 0.03, p = 0.854$ 。而在基于威胁的敬畏组, 高感知资源稀缺性组的得分显著低于低感知资源稀缺性 ($M_{高感知资源稀缺性} = 5.82, SD = 1.13; M_{低感知资源稀缺性} = 6.64, SD = 0.50$), $F(1, 210) = 17.97, p < 0.001, \Delta M = 0.82, \Delta M95\% CI = [0.42, 1.17], \eta^2 = 0.079$ 。见图 5。

4.4 讨论

研究 3 结果与研究 2 一致, 敬畏能够促进共同内群体认同, 并且与低感知资源稀缺性相比, 高感知资源稀缺性条件下基于威胁的敬畏个体对学生和中华民族成员身份认同较低, 即高感知资源稀缺性抑制了基于威胁的敬畏对共同内群体认同的促

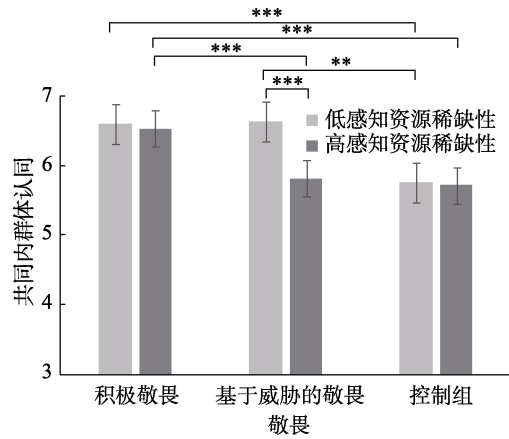


图 5 敬畏与感知资源稀缺性对中华民族成员身份认同的影响

进作用。进一步支持了假设 1 和假设 2。然而, 研究 2 和研究 3 的敬畏操纵方式和共同内群体认同的测量本质上一致, 由此得到的稳定结果可能是因为方法一致。为了进一步验证结果的可靠性, 研究 4 改变了敬畏的操纵方式, 并采用中华民族认同量表的得分作为共同内群体认同的测量指标, 进一步考察敬畏对共同内群体认同的影响。

5 研究 4: 状态敬畏对共同内群体认同的影响: 基于中华民族认同的测量

研究 4 采用回忆书写任务操纵敬畏, 并通过中华民族认同量表考察共同内群体认同, 目的是再次验证感知资源稀缺性对敬畏和共同内群体认同的调节作用。

5.1 样本和设计

本研究采用两因素被试间设计: 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)。因变量测量指标为中华民族认同量表的得分。

本研究采用 G*Power 3.1 (Faul et al., 2009) 预估样本量, 参照 Preston 和 Shin (2017) 敬畏相关的研究, 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 且中等效应 ($f = 0.25$) 时, 预测达到 80% 的统计力水平, 需要至少 158 人。实际被试为 255 名大学生, 删除未完成、作答时长过短、规律作答等无效数据, 最终有效数据 220 份 (男 72 人、女 148 人; 汉族 175 人, 少数民族 45 人), 实际统计检验力水平 91.97%。被试年龄 19.46 ± 4.75 岁。敏感性分析结果显示, 该样本量在 5% 的假阳性率下, 提供了 80% 的效力来检测 $f = 0.21$ 或更大的效应量。其中, 积极敬畏-高感知资源稀缺

性组 39 人, 积极敬畏-低感知资源稀缺性组 36 人; 基于威胁的敬畏-高感知资源稀缺性组 36 人, 基于威胁的敬畏-低感知资源稀缺性组 35 人; 控制组-高感知资源稀缺性组 36 人, 控制组-低感知资源稀缺性组 38 人。所有被试均自愿参与实验, 视力或矫正视力正常, 无认知障碍。实验前填写知情同意书, 实验结束后获得一定报酬。

5.2 实验材料和流程

首先, 采用回忆书写范式操纵敬畏(Gordon et al., 2017)。将被试分配到积极敬畏、基于威胁的敬畏和控制组, 阅读以下内容。积极敬畏操纵材料: “敬畏是一种强烈的、让人既敬重又害怕的感觉。通常, 我们会对广袤美丽的风景和自然奇观产生敬畏之情, 比如高耸的山脉、辽阔的景观或壮观的瀑布。我们也会因为那些带来重大变革的人而感到敬畏, 比如纳尔逊·曼德拉及其在结束南非种族分裂中所起的作用。”基于威胁的敬畏操纵材料: “敬畏是一种强烈的、让人既敬重又害怕的感觉。通常, 我们会对自然灾害如地震、飓风或火山喷发感到敬畏。我们也会对那些造成大规模破坏的人感到敬畏, 比如希特勒及其在第二次世界大战中起到的巨大恐怖的作用。”控制组被试阅读与日常生活相关的材料, 阅读完毕后, 要求积极敬畏和基于威胁的敬畏组被试回忆以往经历中遇到的与指导语类似的敬畏体验, 控制组被试则回忆今天从早到晚发生的事情, 并用至少 5 句话进行描述。回忆书写任务完成后, 被试填写情绪自评量表(同研究 2), 相关系数分别为 0.57, 0.67, 0.50。

其次, 操纵感知资源稀缺性并进行操纵检验(同研究 2), 感知资源稀缺性问卷内部一致性系数为 0.81。

再次, 被试完成中华民族认同量表(Phinney & Ong, 2007), 将其中“民族”的表述改为“中华民族”, 如“我对中华民族有很强的归属感”等。量表包含探索和承诺两个维度 6 个项目, 采用 6 点计分(1 = 完全不同意, 6 = 完全同意), 得分越高说明中华民族认同程度越深, 在本研究中问卷内部一致性系数为 0.73。最后, 填写年龄、性别、民族等人口学信息。

5.3 结果

操纵检验。以情绪启动为自变量, 被试的敬畏、积极情绪和消极情绪为因变量进行单因素方差分析。结果发现积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在敬畏上差异显著, $F(2, 217) = 18.27, p < 0.001, \eta^2 = 0.144$ 。事后多重比较发现, 积极敬畏组

敬畏体验得分($M = 4.09, SD = 1.33$)显著高于控制组($M = 3.11, SD = 1.10, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.80$), 基于威胁的敬畏组的得分($M = 4.22, SD = 1.21$)也显著高于控制组($p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.96$), 但积极敬畏组和基于威胁的敬畏组间无显著差异($p_{Bonferroni} = 0.999$)。积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在积极情绪上差异显著, $F(2, 217) = 7.38, p < 0.001, \eta^2 = 0.064$, 积极敬畏组的积极情绪体验得分($M = 4.39, SD = 1.34$)显著高于基于威胁的敬畏组($M = 3.61, SD = 1.58, p_{Tamhane'T2} = 0.005, Cohen's d = 0.56$)和控制组($M = 3.68, SD = 1.16, p_{Tamhane'T2} = 0.002, Cohen's d = 0.57$)。积极敬畏组、基于威胁的敬畏组和控制组在消极情绪上差异显著, $F(2, 217) = 16.82, p < 0.001, \eta^2 = 0.134$, 基于威胁的敬畏组的消极情绪体验得分($M = 4.02, SD = 1.11$)显著高于积极敬畏组($M = 3.21, SD = 1.22, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.69$)和控制组($M = 2.97, SD = 1.09, p_{Bonferroni} < 0.001, Cohen's d = 0.95$)。这说明积极敬畏和基于威胁的敬畏的操纵是成功的。

以感知资源稀缺性操纵检验为因变量进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现, 敬畏的主效应不显著, $F(2, 214) = 0.72, p = 0.488$, 感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 214) = 42.39, p < 0.001, \eta^2 = 0.165$, 高感知资源稀缺性组($M = 3.33, SD = 0.71$)比低感知资源稀缺性组感知到的资源更稀缺($M = 2.71, SD = 0.72, \Delta M = 0.62, \Delta M95\% CI = [0.44, 0.82]$)。敬畏与感知资源稀缺性的交互作用不显著, $F(2, 214) = 2.09, p = 0.127$ 。这表明, 感知资源稀缺性的操纵是成功的。

不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验。以敬畏为自变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪为因变量进行单因素方差分析, 结果发现积极敬畏、基于威胁的敬畏和控制组的快乐、幸福、恐惧和焦虑情绪存在显著差异(见表 5), 因此, 在后续分析中需控制快乐、幸福、恐惧和焦虑等情绪。

敬畏与感知资源稀缺性的交互作用。以敬畏和感知资源稀缺性为自变量, 中华民族认同为因变量, 快乐、幸福、恐惧和焦虑为控制变量, 进行 3 (积极敬畏 vs. 基于威胁的敬畏 vs. 控制组) \times 2 (高感知资源稀缺性 vs. 低感知资源稀缺性)的被试间方差分析。结果发现敬畏的主效应显著, $F(2, 210) = 5.76, p = 0.004, \eta^2 = 0.052$, 积极敬畏和基于威胁的敬畏组的中华民族认同得分显著高于控制组($M_{积极敬畏} =$

表 5 研究 4 中不同敬畏条件诱发不同情绪的差异检验结果

| 情绪 | F | p | η^2 | 积极敬畏 vs 控制组 | | 基于威胁的敬畏 vs 控制组 | | 积极敬畏 vs 基于威胁的敬畏 | | 积极敬畏 M ± SD | 基于威胁的 敬畏 M ± SD | 控制组 M ± SD |
|----|-------|---------|----------|-------------|------|----------------|------|-----------------|------|----------------|-----------------------|---------------|
| | | | | p | d | p | d | p | d | | | |
| 快乐 | 7.64 | < 0.001 | 0.066 | 0.001 | 0.60 | 0.989 | 0.05 | 0.005 | 0.54 | 4.41 ± 1.38 | 3.55 ± 1.80 | 3.62 ± 1.26 |
| 幸福 | 4.74 | 0.010 | 0.042 | 0.019 | 0.46 | 0.991 | 0.05 | 0.034 | 0.43 | 4.36 ± 1.51 | 3.66 ± 1.76 | 3.73 ± 1.25 |
| 恐惧 | 23.25 | < 0.001 | 0.176 | 0.186 | 0.32 | < 0.001 | 1.09 | < 0.001 | 0.77 | 2.89 ± 1.21 | 3.87 ± 1.33 | 2.51 ± 1.16 |
| 焦虑 | 5.53 | 0.005 | 0.048 | 0.999 | 0.07 | 0.007 | 0.53 | 0.025 | 0.45 | 3.52 ± 1.56 | 4.17 ± 1.33 | 3.42 ± 1.50 |

注: F 检验, $df = (2, 217)$

4.79, $SD = 0.58$, $M_{\text{控制组}} = 4.46$, $SD = 0.45$, $p < 0.001$, $\Delta M = 0.33$, $\Delta M_{95\% \text{ CI}} = [0.12, 0.47]$), 基于威胁的敬畏组的中华民族认同得分与控制组无显著差异, $M_{\text{基于威胁的敬畏}} = 4.56$, $SD = 0.65$, $p = 0.243$, 并且积极敬畏组与基于威胁的敬畏组的中华民族认同得分边缘显著($p = 0.051$)。感知资源稀缺性的主效应显著, $F(1, 210) = 20.97$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.091$, 相较于低感知资源稀缺性组, 高感知资源稀缺性组的中华民族认同得分更低($M_{\text{高感知资源稀缺性}} = 4.46$, $SD = 0.55$, $M_{\text{低感知资源稀缺性}} = 4.75$, $SD = 0.57$, $\Delta M = 0.29$, $\Delta M_{95\% \text{ CI}} = [0.19, 0.47]$)。

重要的是敬畏与感知资源稀缺性的交互效应显著, $F(2, 210) = 10.30$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.089$ 。简单效应分析表明, 在积极敬畏组, 感知资源稀缺性在中华民族认同上差异不显著($M_{\text{高感知资源稀缺性}} = 4.71$, $SD = 0.55$; $M_{\text{低感知资源稀缺性}} = 4.88$, $SD = 0.61$), $F(1, 210) = 1.78$, $p = 0.183$ 。在控制组, 差异仍然不显著($M_{\text{高感知资源稀缺性}} = 4.45$, $SD = 0.36$; $M_{\text{低感知资源稀缺性}} = 4.47$, $SD = 0.52$), $F(1, 210) = 0.08$, $p = 0.780$ 。而在基于威胁的敬畏组, 高感知资源稀缺性组的中华民族认同得分显著低于低感知资源稀缺性($M_{\text{高感知资源稀缺性}} = 4.20$, $SD = 0.60$; $M_{\text{低感知资源稀缺性}} = 4.93$, $SD = 0.48$), $F(1, 210) = 37.10$, $p < 0.001$, $\Delta M = 0.73$, $\Delta M_{95\% \text{ CI}} = [0.53, 1.04]$, $\eta^2 = 0.150$ 。见图 6。

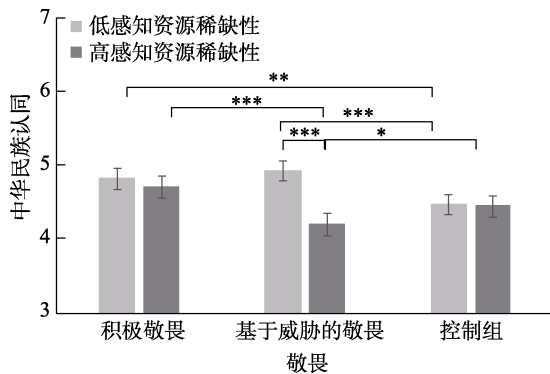


图 6 敬畏与感知资源稀缺性对中华民族认同的影响
注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

5.4 讨论

研究 4 更换了敬畏的操纵方式, 并采用中华民族认同量表考察了共同内群体认同, 结果与研究 2 和研究 3 一致。

6 总讨论

本文通过 4 个研究揭示了敬畏、感知资源稀缺性对共同内群体认同的影响, 研究 1 通过问卷考察了特质敬畏、感知资源稀缺性和共同内群体认同的关系, 研究 2~4 通过操纵敬畏和感知资源稀缺性, 采用不同共同内群体认同的测量方式, 进一步考察了状态敬畏、感知资源稀缺性对共同内群体认同的影响。对于特质敬畏, 结果发现敬畏能正向预测共同内群体认同, 并且感知资源稀缺性在其中起调节作用, 即高感知资源稀缺性削弱了特质敬畏对共同内群体认同的促进作用。对于状态敬畏, 在高感知资源稀缺性条件下, 只有积极敬畏能够促进共同内群体认同, 而在低感知资源稀缺性条件下, 积极敬畏和基于威胁的敬畏均能促进共同内群体认同。

6.1 理论与实践启示

第一, 本研究揭示了敬畏对共同内群体认同的促进作用, 支持了共同内群体认同模型。共同内群体认同模型认为群际依存性、群体差异性、环境和预接触经验会影响个体对成员身份的认知表征(Gaertner et al., 1993)。在预接触经验中, 情绪启动影响再分类(Gaertner et al., 1993)。比如, 对共同事件相似的情绪反应会增强把自我作为某一成员的分类(van Kleef & Fischer, 2016)。这一结果也得到了以往研究的支持(Seo et al., 2023)。

研究 3 发现在中华民族和学生身份认同上, 无论是积极敬畏还是基于威胁的敬畏, 都能够促进共同内群体认同, 这支持了假设 1。此外, 在中华民族和学生身份认同上, 积极敬畏与基于威胁的敬畏不一致, 即在中华民族认同上, 积极敬畏要高于基于威胁的敬畏, 而在学生身份上, 二者差异并不显著。这可能是因为在面对洪水、地震、飓风等基于

威胁的敬畏时,个体会通过与更强大的群体建立联结来获得归属感和安全感。

敬畏有利于共同内群体认同这一结果能够更直接、有效地说明敬畏促进群际关系。以往关于敬畏对群际关系的影响主要集中在敬畏通过增强联结感降低刻板印象(Luo et al., 2022)或增加亲社会行为上(Vingerhoets et al., 2016),鲜有研究关注通过改变群体身份表征促进群际关系,而本研究探讨了敬畏对共同内群体认同的促进作用,共同内群体认同通过建构上位身份认同,将原外群体成员变为内群体成员,不仅降低了外群体偏见,还能够增强内群体偏爱,更直接、有效地促进群际关系。

第三,本研究回答了在什么情况下敬畏更有利于共同内群体认同,这有助于更好地理解敬畏对群际关系的促进作用,同时为应对危机积累经验。研究 1 发现高感知资源稀缺性缓冲了特质敬畏对共同内群体认同的影响。研究 2~4 进一步发现在积极敬畏条件下,共同内群体认同在高、低感知资源稀缺性上没有差异,而高感知资源稀缺性抑制了基于威胁的敬畏对共同内群体认同的促进效应。这也得到了以往研究的支持(Miao et al., 2023)。比如, Miao 等人(2023)研究发现在低共同威胁情境下,高、低感知资源稀缺性组在群际合作上没有差异,而高感知资源稀缺性削弱了共同威胁对群际合作的促进作用。依据共同内群体认同模型,群际合作促进共同内群体认同(Gaertner et al., 1993)。这也与疫情中民众态度变化的经验一致,在疫情初期,民众都很配合居家隔离政策,而在隔离一段时间后,大家感知到生活不便利和资源稀缺,隔离态度相对消极。

感知资源稀缺性仅调节了基于威胁的敬畏与共同内群体认同的关系,这可能是因为感知资源稀缺性的操纵材料与积极敬畏的启动材料无关。在研究 2~4 中,通过在疫情背景下感知到生存资源的匮乏来操纵感知资源稀缺性,研究 2 和研究 3 通过让被试观看壮观的自然风景视频启动积极敬畏,研究 4 通过回忆壮阔的自然景观操纵积极敬畏,而自然风景和感知到生存资源的匮乏无关。因此,在积极敬畏条件下,高感知资源稀缺性组被试的共同内群体认同得分低于低感知资源稀缺性,但差异不显著。然而,感知到生存资源的匮乏与基于地震、洪水、飓风的威胁相关,因此,在高感知资源稀缺性条件下,尤其是刚经历过新冠疫情,基于威胁的敬畏启动让被试的体验更为真切,更容易聚焦当下稀缺资源,关注个人利益,进而降低了由敬畏引发的

渺小感和自我超越,阻碍了敬畏对共同内群体认同的促进作用。

第四,尽管某些引发感知资源稀缺的情景,比如,疫情也有可能引发基于威胁的敬畏,但是感知资源稀缺性和基于威胁的敬畏有本质区别。基于威胁的敬畏强调的是个体面对威胁时产生的一种强烈的恐惧和惊奇的情绪体验(Gordon et al., 2017; 李晓明 等, 2024; 赵越 等, 2023),而感知资源稀缺性强调的是现有资源不能满足所需资源的主观感受(Mullainathan & Shafir, 2013)。当观看洪水、地震和飓风的视频时,可能会感知到威胁,产生恐惧、敬畏情绪,但并没有感到资源的供不应求,因此并不一定会感知到资源稀缺。已有研究发现,感知资源稀缺性能够调节基于地震的共同威胁与群际合作的关系(Miao et al., 2023),也可以间接说明感知资源稀缺性与基于威胁的敬畏是两个独立概念。此外,在研究 2~4 感知资源稀缺性的操纵检验中,以感知资源稀缺性为因变量,敬畏的主效应不显著,敬畏与感知资源稀缺性的交互作用也不显著,这也进一步说明在本研究中基于威胁的敬畏没有导致感知资源稀缺。

第五,关于基于威胁的敬畏的概念包括敬畏变式和复合情绪(Chaudhury et al., 2022; Gordon et al., 2017; Keltner & Haidt, 2003)。Keltner 和 Haidt (2003)提出引发敬畏对象的特征可能会导致不同类型的敬畏变式。例如,对展现出卓越能力个体的敬畏包含钦佩,属于积极敬畏,而由飓风、地震、洪水等引发的敬畏包含恐惧,属于消极敬畏。最新研究认为基于威胁的敬畏是一种既包括积极,也包括消极的复合情绪(Chaudhury et al., 2022)。Chaudhury 等人(2022)的研究发现基于威胁的敬畏在某种程度上被感知为敬畏与恐惧的结合。本研究发现基于威胁的敬畏无论是作为敬畏的消极变式还是复合情绪,都能够促进共同内群体认同,并且感知资源稀缺性起调节作用。

这可能是因为恐惧能够带来宏大感,进而让自身更渺小(Vasey et al., 2012),这与敬畏的自我消解假说一致(Jiang et al., 2024; Seo et al., 2023)。“小我感”促使个体融入社会集体(Chen & Boucher, 2008)、增强与他人的统一感来满足归属(Waugh & Fredrickson, 2006),减轻内心的孤独无助(Stellar et al., 2017)。此外,在高感知资源稀缺性条件下,恐惧会促使个体发展出一系列以自身生存为目的的行为以应对威胁(Öhman, 2008),使其更关注自身需求,

进而降低渺小感。

第六, 本研究发现敬畏促进共同内群体认同。这启示我们在教育实践中, 教育者应激发学生对中华民族的文化、自然奇观、历史事件和民族精神的敬畏, 让学生充分体会到中华民族辽阔的疆域、包容含蓄、胸怀天下的文化和坚韧不拔的民族精神、增强文化自信, 从而提升对共同内群体——中华民族的认同。同时, 也应通过呈现浩瀚宏大的自然景观、不同国家和民族的文化等激发对人类命运共同体的认同, 以增强学生的世界责任感和亲社会行为, 加强合作, 提升应对风险的能力。

此外, 研究发现高感知资源稀缺性抑制了敬畏对共同内群体认同的促进作用, 尤其作用于基于威胁的敬畏。这启示组织管理者在资源紧张的社会环境中, 尤其面临洪水、海啸和疫情时, 要注意资源分配公平性, 避免因资源占有不均而导致的群体竞争和低共同内群体认同。

6.2 不足与研究展望

第一, 本研究仅用“学生”和“中华民族认同”这两个共同内群体身份测量了外显层面的共同内群体认同, 这样的测量方式较为单一, 并且很难从行为层面考察共同内群体认同, 同时考察的“学生”身份与敬畏启动关联较弱。此外, 外显的中华民族认同测量可能也具有社会赞许效应。未来研究一方面可以采用更多元的方法测量共同内群体认同, 比如社会距离、关系亲密度和感觉温度等(祝婷等, 2024), 也可以考察不同的共同内群体身份, 比如, 公民身份认同、国家认同、省份和城市认同等; 另一方面, 可以通过 IAT 测验、GNAT 测验, 测量内隐共同内群体认同, 也可以采用资源分配等亲社会行为的测量方式, 从行为层面考察共同内群体认同。

第二, 本研究的被试群体为大学生, 并没有探讨青少年的敬畏和共同内群体认同的关系。李晓明等人(2024)认为青少年具有较高的自我中心性, 较多关注自己而少关注外界, 那么在青少年群体中, 敬畏是否也有利于共同内群体认同? 未来研究可以以青少年为被试, 进一步考察敬畏与共同内群体认同的关系。

第三, 敬畏与共同内群体认同间的关系可能受除感知资源稀缺性外的其他变量的调节。比如文化。集体主义文化强调群体和谐, 而个人主义文化注重个体体验, 这可能会影响敬畏与共同内群体认同的关系。未来的研究可以进一步探讨调节作用, 更为全面地理解敬畏对共同内群体认同的影响。

第四, 本研究采用在疫情背景下, 感知到生存资源的匮乏来操纵感知资源稀缺性, 通过自然景观视频操纵积极敬畏, 然而, 疫情背景下医疗资源的稀缺与自然景观联系并不紧密, 这可能导致在积极敬畏中, 感知资源稀缺性没有起到调节作用。此外, 采用疫情背景下医疗资源缺乏操纵感知资源稀缺性可能会引发基于威胁的敬畏。因此, 未来研究可以将感知资源稀缺性操纵材料换为自然资源的匮乏, 比如全球变暖导致自然景观消失等, 进一步探讨感知资源稀缺性的调节作用。

7 结论

本研究主要得出以下结论: 第一, 敬畏能促进共同内群体认同。第二, 感知资源稀缺性调节了敬畏对共同内群体认同的促进作用, 即高感知资源稀缺性削弱了特质敬畏对共同内群体认同的促进作用, 并且抑制了基于威胁的敬畏对共同内群体认同的促进效应。

参 考 文 献

- Adachi, P. J., Hodson, G., Willoughby, T., Blank, C., & Ha, A. (2016). From outgroups to allied forces: Effect of intergroup cooperation in violent and nonviolent video games on boosting favorable outgroup attitudes. *Journal of Experimental Psychology: General*, 145(3), 259–265.
- Brannon, T. N., & Walton, G. M. (2013). Enacting cultural interests: How intergroup contact reduces prejudice by sparking interest in an out-group's culture. *Psychological Science*, 24(10), 1947–1957.
- Cakal, H., Eller, A., Sirlopú, D., & Pérez, A. (2016). Intergroup relations in Latin America: Intergroup contact, common ingroup identity, and activism among indigenous groups in Mexico and Chile. *Journal of Social Issues*, 72(2), 355–375.
- Chaudhury, S. H., Garg, N., & Jiang, Z. (2022). The curious case of threat-awe: A theoretical and empirical reconceptualization. *Emotion*, 22(7), 1653–1669.
- Chen, S., & Boucher, H. C. (2008). Relational selves as self-affirmational resources. *Journal of Research in Personality*, 42(3), 716–733.
- Cui, F., Huang, X., Jing, Y., Luo, Y. -J., Liu, J., & Gu, R. (2022). How resource sharing resists scarcity: The role of cognitive empathy and its neurobiological mechanisms. *Cerebral Cortex*, 32(23), 5330–5342.
- DeSousa, M., & Rego, K. (2022). Perceived scarcity across sociodemographic backgrounds predicts self-reported health. *European Journal of Health Psychology*, 30(2), 74–86.
- Dovidio, J. F., Gaertner, S. L., Isen, A. M., & Lowrance, R. (1995). Group representations and intergroup bias: Positive affect, similarity, and group size. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(8), 856–865.
- Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A. -G. (2009). Statistical power analyses using G* Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research*

- Methods*, 41(4), 1149–1160.
- Gaertner, S. L., Dovidio, J. F., Anastasio, P. A., Bachman, B. A., & Rust, M. C. (1993). The common ingroup identity model: Recategorization and the reduction of intergroup bias. *European Review of Social Psychology*, 4(1), 1–26.
- Gamez-Djokic, M., & Waytz, A. (2020). Concerns about automation and negative sentiment toward immigration. *Psychological Science*, 31(8), 987–1000.
- Gordon, A. M., Stellar, J. E., Anderson, C. L., McNeil, G. D., Loew, D., & Keltner, D. (2017). The dark side of the sublime: Distinguishing a threat-based variant of awe. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113(2), 310–328.
- Gross, J. J., & Levenson, R. W. (1995). Emotion elicitation using films. *Cognition & Emotion*, 9(1), 87–108.
- Guan, J., & Rong, Y. (2020). The common in-group identity: Constructing a more inclusive superordinate identity. *Journal of Northwest Normal University (Social Sciences)*, 57(1), 39–49.
- [管健, 荣杨. (2020). 共同内群体认同: 建构拍摄水平更高的上位认同. *西北师大学报(社会科学版)*, 57(1), 39–49.]
- Jiang, T., Hicks, J. A., Yuan, W., Yin, Y., Needy, L., & Vess, M. (2024). The unique nature and psychosocial implications of awe. *Nature Reviews Psychology*, 3(7), 475–488.
- Jiang, T., & Sedikides, C. (2022). Awe motivates authentic self pursuit via self-transcendence: Implications for prosociality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 123(3), 576–596.
- Keltner, D., & Haidt, J. (2003). Approaching awe, a moral, spiritual, and aesthetic emotion. *Cognition and Emotion*, 17(2), 297–314.
- Leung, X. Y., Kim, J., & Heitman, S. (2022). Rethinking common ingroup identity model in minority restaurant messages: The moderating role of moral identity. *International Journal of Hospitality Management*, 107(1), 103352.
- Levine, M., Prosser, A., Evans, D., & Reicher, S. (2005). Identity and emergency intervention: How social group membership and inclusiveness of group boundaries shape helping behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31(4), 443–453.
- Li, X. M., Meng, Y., Yang, Z. Q., & Liu, X. D. (2024). The influence of awe on aggressive behavior among adolescents: Peer relationship as a moderator. *Psychological Development and Education*, 41(1), 117–125.
- [李晓明, 孟员, 阳芷晴, 刘小丹. (2024). 敬畏对青少年攻击行为的影响: 同伴关系的调节作用. *心理发展与教育*, 41(1), 117–125.]
- Liang, F. M., Xiao, Z. L., Bao, Y., & Zhao, Y. F. (2020). The promotion effect and mechanism of common ingroup identity on psychological compatibility. *Journal of Psychological Science*, 43(5), 1147–1153.
- [梁芳美, 肖子伦, 包燕, 赵玉芳. (2020). 共同内群体认同对心理融合的促进效应及其机制. *心理科学*, 43(5), 1147–1153.]
- Lin, R., Yu, Q., Hu, T., Zhang, J., Ye, Y., & Lian, R. (2025). The relationship between awe and prosocial behavior: Three-level meta-analysis and meta-analytic structural equation modeling. *Acta Psychologica Sinica*, 57(4), 631–651.
- [林荣茂, 余巧华, 胡添祥, 张九妹, 叶玉珊, 连榕. (2025). 敬畏感与亲社会行为关系的三水平和结构方程模型元分析. *心理学报*, 57(4), 631–651.]
- Liu, Z. H., Chen, Y. M., Li, X., Jin T. L., & Wu, Y. T. N. (2022). The influence of awe on intertemporal choice: The role of time perspective and temporal distance sensitivity. *Journal of Psychological Science*, 45(4), 833–840.
- [刘振会, 陈奕妙, 李鑫, 金童林, 乌云特娜. (2022). 敬畏对跨期选择的影响: 时间洞察力和时距敏感度的作用. *心理科学*, 45(4), 833–840.]
- Luo, L., Yang, D., Tian, Y., Gao, W., Yang, J., & Yuan, J. (2022). Awe weakens the AIDS-related stigma: The mediation effects of connectedness and empathy. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 1043101.
- Luo, L., Zou, R., Yang, D., & Yuan, J. (2023). Awe experience triggered by fighting against COVID-19 promotes prosociality through increased feeling of connectedness and empathy. *The Journal of Positive Psychology*, 18(6), 866–882.
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Poverty impedes cognitive function. *Science*, 341(6149), 976–980.
- Miao, X., Liu, L., Dang, J., Wei, C., Huang, L., & Liu, Z. (2023). Unity or estrangement under crises? Perceived resource scarcity moderates the effect of a common threat on intergroup cooperation. *Social Psychological and Personality Science*, 15(6), 659–669.
- Mullainathan, S., & Shafir, E. (2013). *Scarcity: Why having too little means so much*. Penguin.
- Öhman, A. (2008). Fear and anxiety: Overlaps and dissociations. In Lewis, M., Haviland-Jones, J. M., & Barrett L. F. (Eds.), *Handbook of emotions* (3rd ed., pp. 709–728). New York: Guilford Press.
- Pereira, B., Fehl, A. G., Finkelstein, S. R., Jiga - Boy, G. M., & Caserotti, M. (2022). Scarcity in COVID-19 vaccine supplies reduces perceived vaccination priority and increases vaccine hesitancy. *Psychology & Marketing*, 39(5), 921–936.
- Phinney, J. S., & Ong, A. D. (2007). Conceptualization and measurement of ethnic identity: Current status and future directions. *Journal of Counseling Psychology*, 54(3), 271–281.
- Piff, P. K., Dietze, P., Feinberg, M., Stancato, D. M., & Keltner, D. (2015). Awe, the small self, and prosocial behavior. *Journal of Personality & Social Psychology*, 108(6), 883–899.
- Pitesa, M., & Thau, S. (2018). Resource scarcity, effort, and performance in physically demanding jobs: An evolutionary explanation. *Journal of Applied Psychology*, 103(3), 237–248.
- Preston, J. L., & Shin, F. (2017). Spiritual experiences evoke awe through the small self in both religious and non-religious individuals. *Journal of Experimental Social Psychology*, 70, 212–221.
- Roux, C., Goldsmith, K., & Bonezzi, A. (2015). On the psychology of scarcity: When reminders of resource scarcity promote selfish (and generous) behavior. *Journal of Consumer Research*, 42(4), 615–631.
- Seo, M., Yang, S., & Laurent, S. M. (2023). No one is an island: Awe encourages global citizenship identification. *Emotion*, 23(3), 601–612.
- Shah, J. C., Mullainathan, S., & Shafir, E. (2012). Some consequences of having too little. *Science*, 338(6107), 682–685.
- Shiota, M. N., Keltner, D., & John, O. P. (2006). Positive emotion dispositions differentially associated with Big Five personality and attachment style. *The Journal of Positive Psychology*, 1(2), 61–71.
- Stellar, J. E., Gordon, A. M., Piff, P. K., Cordaro, D., Anderson, C. L., Bai, Y., Maruskin, L. A., & Keltner, D. (2017). Self-transcendent emotions and their social functions: Compassion, gratitude, and awe bind us to others through prosociality. *Emotion Review*, 9(3), 200–207.
- Ufkes, E. G., Calcagno, J., Glasford, D. E., & Dovidio, J. F.

- (2016). Understanding how common ingroup identity undermines collective action among disadvantaged-group members. *Journal of Experimental Social Psychology*, 63(5), 26–35.
- Ufkes, E. G., Dovidio, J. F., & Tel, G. (2015). Identity and collective action among European Kurds. *British Journal of Social Psychology*, 54(1), 176–186.
- Van Kleef, G. A., & Fischer, A. H. (2016). Emotional collectives: How groups shape emotions and emotions shape groups. *Cognition and Emotion*, 30(1), 3–19.
- Vasey, M. W., Vilensky, M. R., Heath, J. H., Harbaugh, C. N., Buffington, A. G., & Fazio, R. H. (2012). It was as big as my head, I swear! Biased spider size estimation in spider phobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 26(1), 20–24.
- Vingerhoets, A. J. J. M., van de Ven, N., & van der Velden, Y. (2016). The social impact of emotional tears. *Motivation and Emotion*, 40(3), 455–463.
- Wang, G. F., Tian, S. P., Xu, Z. J., Chen, J. Y., & Yang, M. Q. (2024). The relationship between awe and helping: The mediating role of self-other overlap. *Psychological Development and Education*, 40(4), 499–509.
- [王国芳, 田淑萍, 胥子健, 陈嘉晔, 杨敏齐. (2024). 敬畏与助人的关系: 自我-他人重叠的中介作用. *心理发展与教育*, 40(4), 499–509.]
- Waugh, C. E., & Fredrickson, B. L. (2006). Nice to know you: Positive emotions, self-other overlap, and complex understanding in the formation of a new relationship. *Journal of Positive Psychology*, 1(2), 93–106.
- Xin, Z. Y., Du, X. P., & Li, B. Y. (2021). The influence of awe on conspicuous consumption: The mediating role of small self. *Journal of Psychological Science*, 44(3), 642–650.
- [辛志勇, 杜晓鹏, 李冰月. (2021). 敬则不逐物——敬畏对炫耀性消费倾向的抑制: 小我的中介作用. *心理科学*, 44(3), 642–650.]
- Yaden, D. B., Kaufman, S. B., Hyde, E., Chirico, A., Gaggioli, A., Zhang, J. W., & Keltner, D. (2019). The development of the Awe Experience Scale (AWE-S): A multifactorial measure for a complex emotion. *Journal of Positive Psychology*, 14(4), 474–488.
- Zhao, Y., Hu, X. Y., & Ma, J. X. (2023). Awe's prosocial effect: The mediating role of the small self and the authentic self. *Advances in Psychological Science*, 31(11), 2171–2182.
- [赵越, 胡小勇, 马佳馨. (2023). 敬畏的亲社会效应: 小我与真我的作用. *心理科学进展*, 31(11), 2171–2182.]
- Zhou, T. F., Hu, Q., & Cui, L. J. (2018). Common ingroup identity and intergroup helping: The mediating effect of intergroup threat. *Psychological Research*, 11(4), 333–342.
- [周天爽, 胡琴, 崔丽娟. (2018). 共同内群体认同与群际帮助意愿: 群际威胁的中介作用. *心理研究*, 11(4), 333–342.]
- Zhu, T., Li, L. Z., Wen, F. F., Zuo, B., Ju, Y. Y., & Long J. H. (2024). The psychological effects and influencing factors of common ingroup identity. *Journal of Psychological Science*, 47(2), 440–449.
- [祝婷, 李凌智, 温芳芳, 佐斌, 鞠一琰, 龙佳慧. (2024). 共同内群体认同的心理效应及其影响因素. *心理科学*, 47(2), 440–449.]

The impact of awe on common ingroup identity: The moderating role of perceived resource scarcity

YANG Yang^{1,2}, CAO Jun^{1,2}, LI Xiaolin^{1,2}, E Yiran^{1,2}, TAN Yuquan^{1,2}, JIA Yixin³

⁽¹⁾ Department of Psychology, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China

⁽²⁾ Northwest Normal University Center for Education Development in Northwest Ethnic Minority Areas, Lanzhou 730070, China

⁽³⁾ Lanzhou Dongfang School, Lanzhou 730070, China

Abstract

China is a multi-ethnic nation with rapid economic development and an increasingly diverse social structure. The impact of Western mainstream culture on traditional culture has led to confusion and conflict among individuals resulting from the collision of different values and subcultures of various ethnic groups. In addition, the international situation is complex and volatile, with increasingly fierce competition among nations and frequent global crises such as epidemics, earthquakes, climate change, terrorism, and nuclear threat. In such times, unity plays a crucial force for national development and ethnic revival. For different ethnic groups, forming a common ingroup identity can enhance social cohesion and improve intergroup relations. Common ingroup identity refers to assigning a superordinate identity to two originally independent groups, transforming the cognitive representation of group members from two subgroups to one common ingroup, and extending positive feelings from ingroup members toward former outgroup members. Previous research on the factors influencing common ingroup identity has focused on cognitive and behavioral perspectives, such as how intergroup cooperation and perceived similarity can promote common ingroup identity. However, few studies have focused on the impact of awe on common ingroup identity and its boundary conditions.

This study examined the impact of awe on common ingroup identity and its boundary conditions through four experiments. Study 1 utilized a questionnaire to measure the relationships between trait awe, common

ingroup identity, and perceived resource scarcity. Study 2 manipulated awe and perceived resource scarcity to explore the role of perceived resource scarcity in the relationship between awe and common ingroup identity. Study 3 adjusted the measurement method of common ingroup identity and investigated the influence of awe and perceived resource scarcity on common ingroup identity. Study 4 employed a modified awe induction paradigm and measured common ingroup identity using Chinese national identity scales, while adopting a multitrait-multimethod approach to enhance the reliability of the findings.

The findings revealed that participants in the awe group exhibited higher common ingroup identity than those in the control group, indicating that awe can promote common ingroup identity. Studies 1-4 identified perceived resource scarcity as a moderating factor between awe and common ingroup identity. Specifically, high perceived resource scarcity weakened the promoting effect of awe on common ingroup identity, compared to low perceived resource scarcity. Moreover, under conditions of high perceived resource scarcity, individuals in the negative awe group showed lower common ingroup identity than those in the positive awe and control groups. These findings not only expand the research perspective on ingroup identity but also help strengthen group cohesion.

Keywords positive awe, threat-based awe, perceived resource scarcity, common ingroup identity