

“双碳”目标下员工自我调节对其 自愿型绿色行为影响机理研究

宋国学,王嘉欣,陈慧群

(黑龙江大学经济与工商管理学院,黑龙江哈尔滨 150080)

摘要:文章基于计划行为理论和社会学习理论,构建了差错管理文化以绿色自我效能感为中介变量调节“自我调节”和自愿型绿色行为关系的模型,明确员工自愿型绿色行为的生成机制。在便利抽样基础上,运用分层回归分析法等进行数据分析和假设检验。研究发现:促进型调节焦点对员工自愿型绿色行为具有显著正向预测作用,而防御型调节焦点则相反;绿色自我效能感在上述变量关系中起部分中介作用;差错管理文化以绿色自我效能感为中介变量分别调节了促进型调节焦点—自愿型绿色行为和防御型调节焦点—自愿型绿色行为之间的关系。以此为基础提出了策略建议。

关键词:自我调节;自愿型绿色行为;绿色自我效能感;差错管理文化

中图分类号:F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2023)10-0036-12

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.10.003

Research on the Influence Mechanism of Employees' Self-regulation on Their Voluntary Green Behavior under the Dual-carbon Goal

SONG Guoxue, WANG Jiaxin, CHEN Huiqun

(School of Economics and Business Administration, Heilongjiang University, Harbin 150080, China)

Abstract: Based on the planned behavior theory and social learning theory, this study constructs a model of “Error Management Culture” for regulating the relationship between “self-regulation” and “voluntary green behavior” with “green self-efficacy” as the intermediary, then clarifies the generation mechanism of employees' voluntary green behavior. On the basis of convenient sampling, it uses hierarchical regression analysis and other methods for data analysis and hypothesis testing. The results show that the promoting regulatory focus has a positive and significant predictive effect on voluntary green behavior, while the defensive regulatory focus has the opposite effect. Green self-efficacy plays a partial mediating role in the above variable relationship. With green self-efficacy as the mediating variable, error management culture regulates the relationship between promoting regulatory focus / voluntary green behavior and defensive regulatory focus / voluntary green behavior respectively. On this basis, this article puts forward some suggestions.

Key words: self-regulation; voluntary green behavior; green self-efficacy; error management culture

一、引言

“落实双碳行动,共建美丽家园”“促进人与自然和谐共生的中国式现代化建设”需要企业绿色转型,

收稿日期:2023-05-24

基金项目:国家社会科学基金一般项目“主动行为视阈下工业企业安全生产管理模式优化策略研究”(21CGJ055)

作者简介:宋国学,男,教授,管理学博士,主要从事人力资源开发与管理研究;王嘉欣,女,博士研究生,主要从事人力资源开发与管理研究;陈慧群,女,博士研究生,主要从事人力资源开发与管理研究。

员工在企业绿色转型中发挥着基础性作用,员工“自愿型绿色行为”是绿色生产方式“自觉选择”的重要举措,是实现双碳目标的必然要求。

工作情境下员工节约资源、降低能耗等角色外行为,是“自愿型绿色行为”的具体表现^[1]。“自愿型绿色行为”即员工在工作场所中自发实施的亲环境的组织行为^[2],既利于形成环保氛围和缓解生态压力,又利于实现自我价值和树立企业绿色形象,关注员工“自愿型绿色行为”具有重要的意义。

目前“自愿型绿色行为”影响因素研究主要重视两个层面:

第一,组织层面。代表性的如 Shah 和 Soomro 发现组织绿色人力资源管理实践可有效激发员工“自愿型绿色行为”^[3]。这方面的研究并不是很多,其主要原因在于“自愿型绿色行为”更强调员工工作场所中的主动性与自发性,个人因素比组织因素更重要。

第二,个人层面。目前的研究主要集中在以下因素:(1)人口统计因素。包括性别、年龄和受教育程度等,如 Kim 等调查表明,女性员工的工作满意度更能诱发“自愿型绿色行为”^[4]。(2)认知因素。包括环境态度、内在动机和价值观等,如 Zhang 等指出组织绿色价值观的塑造可以促进员工“自愿型绿色行为”^[5]。(3)情感因素。包括激情、满意度、环保热情等,如 Bissing-Olsom 等依据积极情绪扩大理论,指出积极情绪可以促使“自愿型绿色行为”等角色外行为^[6]。(4)知觉控制因素。包括个人心智和自我效能感等,如 Faraz 等;彭清华等均发现“绿色自我效能感”可有效激发员工绿色行为,当然彭清华等主要探究的是一般绿色行为,而非“自愿型绿色行为”^[7-8]。但需要强调的是目前研究的因素在可操作性方面存在不足(比如:年龄、性别等人口统计变量是稳定因素,认知因素、情感因素和知觉控制因素等的调整或积累需要较长时间),实践价值往往会被降低。

“趋利避害”是人类行为的基本动机,驱使人审时度势调整自身行为。自我调节正是个人基于“趋利避害”动机以缩小理想与现实差距而采取的策略,是一种以适应目标为导向的行为控制^[9],从该角度,个人的自我调节特质具有较强的可操作性。Ajzen 的计划行为理论(the Theory of Planned Behavior, TPB)认为,当人们认为自己能够成功地实施某些行为时,他们更有可能实施这些行为^[10]。个人的“自我调节”特质可以激发自主性动机,本文以可操作性强的“自我调节”为预测变量,探究其对“自愿型绿色行为”的影响机理。

从个体—情境交互视角出发,组织情境因素(如组织氛围和组织结构等)会诱发员工认知和行为^[11];组织氛围与个人认知可以共同预测员工绿色行为^[12],故可以在自我调节和“自愿型绿色行为”研究中引入情境因素。此外,个人特质和组织绿色文化对绿色行为有影响,其中个人特质起根源性作用,组织绿色文化起深层影响作用^[13],目前研究更重视环保氛围对绿色行为的预测作用,较少关注文化氛围这种对绿色行为起深层影响作用的因素。针对目前研究的整体特点,本文基于自我调节个人特质,探索在不同的“差错管理文化”情境下,“自愿型绿色行为”的生成机制。

二、理论与假设

(一) 自我调节与自愿型绿色行为

个人动机是驱动行为的重要因素,绿色行为与动机关系密切,具体地,任务型绿色行为由控制型动机驱动,而“自愿型绿色行为”由自主型动机激发^[12]。个人动机取决于从认知到行为的自我调节机制,自我调节是个人对比参照目标和实际情况以修正自身行为和认知的过程^[14],是个人的内在强化过程。不同人的自我调节焦点有所差异,可划分为“促进型调节焦点”和“防御型调节焦点”^[15]。

“促进型调节焦点”的员工会采取积极方式来满足自身成长和发展需求^[16]。这类员工倾向于及时抓住机遇,率先捕捉绿色转型机会并转化成具体行为以谋发展。同时,“促进型调节焦点”的员工重视积极成果与资源收益,在工作场所中热情高,易产生积极情绪^[17],形成积极环保态度,从而提升环境责任感以激发“自愿型绿色行为”。由此,提出如下假设:

H1:“促进型调节焦点”显著正向影响员工“自愿型绿色行为”。

“防御型调节焦点”的员工拥有更强的避害动机,往往以保守方式满足自身安全和稳定需求^[18]。这类员工倾向于规避不确定性风险,积极主动的内在动机不足——内在动机是获得创造力和技能的决定性因素^[19],由此,其行为的自主性会减弱。同时,“防御型调节焦点”的员工容易滋生工作不安全感,更关注事物发展的消极方面^[20],故其难以发挥主观能动性,容易抑制“自愿型绿色行为”。由此,提出如下假设:

H2:“防御型调节焦点”显著负向影响员工“自愿型绿色行为”。

(二) 绿色自我效能感的中介作用

“绿色自我效能感”是个人实现组织环境目标的能力和信念,有助于解释个人绿色信念、绿色态度和绿色行为之间的关系^[21]。自我调节与自我效能感均是社会学习理论的重要内容,“绿色自我效能感”为解释不同的自我调节类型和“自愿型绿色行为”关系提供了机制。

“促进型调节焦点”的员工具有更强的逆境自我恢复能力^[22],善于挖掘工作中蕴含的积极要素,倾向于以系统方式收集信息和共享信息^[18];“促进型调节焦点”的员工充满活力,敢于冒险,始终相信自己具备完成任务的能力^[23]。因此,该类员工看重企业绿色发展带来的机遇,易于投入时间和精力进而树立实现绿色发展目标的信心;也即,“促进型调节焦点”有利于员工应对绿色转型的压力与挑战,提升“绿色自我效能感”。由此,提出如下假设:

H3:“促进型调节焦点”显著正向影响员工的“绿色自我效能感”。

“防御型调节焦点”的员工害怕失败,倾向于以局部视角处理信息和隐藏知识^[18],不愿意主动分享环保知识。“防御型调节焦点”的员工易于情绪耗竭,抑制创造力^[17],在面对企业的创新性绿色发展目标时,会反复斟酌,不愿意投入时间和精力。因此,“防御型调节焦点”特质使员工在衡量得失中持续内耗,对实现组织绿色目标缺乏信心。由此,提出如下假设:

H4:“防御型调节焦点”显著负向影响员工的“绿色自我效能感”。

自我效能感是行为控制感知的重要构成因素,也是行为改变的重要前提。员工“绿色自我效能感”越高,其组织承诺水平就越高^[21],环境责任感越强烈,更能主动为组织的可持续发展而付出努力。由此,提出如下假设:

H5:“绿色自我效能感”显著正向影响“自愿型绿色行为”。

“促进型调节焦点”的员工更容易获得组织奖励^[24],进而增强内部身份感知度,提升胜任绿色行为的信心,易于引发“自愿型绿色行为”;而“防御型调节焦点”的员工对资源损耗更为敏感,不愿意持续投入资源,不利于提升自我效能感,难以激发“自愿型绿色行为”。由此,提出如下假设:

H6:“绿色自我效能感”在“促进型调节焦点”与“自愿型绿色行为”关系中起中介作用。

H7:“绿色自我效能感”在“防御型调节焦点”与“自愿型绿色行为”关系中起中介作用。

(三) “差错管理文化”的调节作用

根据社会学习理论,“自我调节”为员工行为意图提供理论支撑。个人调节行为的过程主要由三个关键部分组成:自我监控、社会参照比较以及相应的认知和情绪反应,自我调节诱发的认知和情绪反应还会受到情境因素的影响^[25]。

不同环境中信息获取存在明显差异,轻松愉悦的环境利于员工收集信息以提升自我信念,紧张焦虑的环境则相反,“容错”的文化氛围可以提升员工的工作满意度^[26],诱发积极行为。“差错管理文化”指组织秉持包容差错、沟通差错并从差错中学习的管理理念或处事原则^[27],在不同水平的“差错管理文化”下,员工的态度和行为存在明显差异。

高水平“差错管理文化”强调包容。包容文化氛围下,领导与员工之间信息交换更加畅通,领导者易于将员工工作差错视为学习过程^[28],从而形成了高质量的领导—成员交换关系。高质量领导—成员交换关系可以提升员工认同感和胜任感,员工更愿意交流经验与教训^[29],利于提升实现绿色目标的信念,即易于提升“绿色自我效能感”,从而激发“自愿型绿色行为”。此外,当组织容错率高时,易于激发员工积极情绪,积极情绪的拓展—建构功能可以增强个人认知能力,提升员工的心理安全感,增强工作满意度,充裕心理

资本^[30],故员工能在宽容的组织文化中积蓄资源进而焕发创造力、接受新理念并转化为行为。综上所述,在高“差错管理文化”下,不同自我调节特质(即“促进型调节焦点”与“防御型调节焦点”)的员工均可以感知到积极氛围,强化正面价值感知以提升自我信念感,激活行为主动性。

具体而言,高“差错管理文化”对“自愿型绿色行为”过程和结果的包容性强,文化确定性程度高,“不确定性规避”在一定程度上得以削弱,对“自愿型绿色行为”有激发作用。“促进型调节焦点”的员工属于自信的乐观主义者^[31],在高“差错管理文化”下,在积极乐观的信念指引下具有更强的“绿色自我效能感”,易于引发“自愿型绿色行为”。在高“差错管理文化”下,“防御型调节焦点”的员工也容易感知到组织轻松包容的氛围,降低对负面评价的敏感度^[32],提升实现绿色目标的信心,易于弱化“防御型调节焦点”对“绿色自我效能感”的负向影响作用。由此,提出如下假设:

H8:高“差错管理文化”通过“绿色自我效能感”调节“自我调节”与“自愿型绿色行为”的关系。即高“差错管理文化”强化“促进型调节焦点”与“绿色自我效能感”的正向关系,进而强化“促进型调节焦点”与“自愿型绿色行为”的正向关系;高“差错管理文化”弱化“防御型调节焦点”与“绿色自我效能感”的负向关系,进而弱化“防御型调节焦点”与“自愿型绿色行为”的负向关系。

低水平“差错管理文化”惩罚差错和强化回避动机,其包容性低,比较保守^[33],整体氛围趋于消极,对于“自愿型绿色行为”过程和结果的包容性弱,不确定性程度高,员工易于将“自愿型绿色行为”视为风险。员工的情绪反应是基于对现实的认知和评价而非现实本身^[34],员工在不确定状态下均面临两种选择,或者中止消耗以保存资源,或者继续投入以获取更有价值的资源^[35]。但在“严禁犯错”氛围下,员工压力增大,工作不安全感上升,环境同理心下降,主动性受到抑制^[36],难以及时捕捉有效的环境信息,“绿色自我效能感”会受到削弱。

具体而言,在低水平“差错管理文化”下,“促进型调节焦点”的员工内在动机易于遭到削弱,完成绿色目标的信心降低,易滋生消极情绪(如焦虑等),进而产生压力反应^[37],此时“促进型调节焦点”与“绿色自我效能感”正向关系易于弱化。低“差错管理文化”会强化回避动机,“防御型调节焦点”的员工本就推崇安全稳定^[38],在此情境下愈加害怕外界冲击,易于诱发情绪耗竭^[39],进而降低“绿色自我效能感”,也即易于强化“防御型调节焦点”与“绿色自我效能感”负向关系。

由此,提出如下假设:

H9:低“差错管理文化”通过“绿色自我效能感”调节“自我调节”与“自愿型绿色行为”的关系。即低“差错管理文化”弱化“促进型调节焦点”与“绿色自我效能感”的正向关系,进而弱化“促进型调节焦点”与“自愿型绿色行为”的正向关系;低“差错管理文化”强化“防御型调节焦点”与“绿色自我效能感”的负向关系,进而强化“防御型调节焦点”与“自愿型绿色行为”的负向关系。

综上所述,研究假设模型如图1所示。

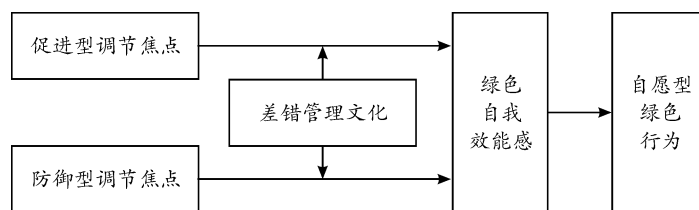


图1 研究模型

三、研究方法

(一) 研究对象

基于资料的可获得性,本文利用便利抽样法进行调查,通过问卷平台、社交软件等形式发放问卷,剔除信息严重缺失、反题项前后矛盾问卷,最终回收有效问卷1101份。样本数据中,男性占比51%,女性占比

49% ;20—29岁占比29.67% ,30—39岁占比35.39% ,40—49岁占比16.97% ,50岁以上占比17.97% ;大专及以下占比39.56% ,本科占比44.46% ,硕士占比11.71% ,博士占比4.27% ;工作年限未满1年的占比15.25% ,工作1—3年的占比30.22% ,工作3—6年的(不包括3年)占比30.4% ,工作6年以上的(不包括6年)占比24.13% ;普通员工(或初级职称)占比66.42% ,基层管理者(或中级职称)占比20.42% ,中层管理者(或副高级职称)占比7.71% ,高层管理者(或正高级职称)占比5.45% 。

(二) 测量工具

本文选择成熟且广为验证的量表,均采用 Likert-5级评分法,度量范围为1—5,代表由“非常不同意”至“非常同意”。

1. 调节焦点。参照 Byrnes 等编制的量表^[9],包含7个题项。其中“促进型调节焦点”包含4个题项,如“我会经常思考怎样取得好结果”,Cronbach's α 为0.875;“防御型调节焦点”包含3个题项,如“我总担心自己不能完成工作目标”,Cronbach's α 为0.825。

2. 绿色自我效能感。参照 Chen 等编制的量表^[21],包含5个题项,如“我抓住机会积极参与了工作中的环境保护”,Cronbach's α 为0.882。

3. 差错管理文化。参照 Van Dyck 等编制的量表^[27],只选取正向差错管理文化量表,包含16个题项,如“差错对于继续工作提供了重要信息”,Cronbach's α 为0.952。

4. 自愿型绿色行为。参照由 Bissing-Olson 等编制的量表^[6],其中3个题项测量自愿型绿色行为,如“我在工作中主动采取了环保措施”,Cronbach's α 为0.752。

根据相关研究,性别、年龄、学历、工作年限、职位级别可能影响个人绿色行为^[40-42],故设为控制变量。1为男性,2为女性;年龄划分为20—29岁、30—39岁、40—49岁和50岁以上;学历划分为大专及以下、本科、硕士和博士及以上;工作年限分为工作年限未满1年、1—3年、3—6年(不包括3年)和6年以上(不包括6年);职位级别划分为普通员工(或初级职称)、基层管理者(或中级职称)、中层管理者(或副高级职称)和高层管理者(或正高级职称)。

(三) 分析方法

本文采用员工自我报告的方式进行测量,员工最能掌握自身的心理及行为变化,但信息收集的效度会受到心理与生理等因素的干扰。单一题项很难有效反映个人真实情感反应,往往需要两个以上条目共同反映某一维度的变化情况^[43]。本文涉及的自变量、因变量、中介与调节变量题项均大于3,在一定程度弥补了自我测量方式的不足。

本文利用验证性因子分析检验模型的拟合度、区分度和结构效度等,并利用 SPSS 软件分析各变量均值、标准差和相关系数。随后采用逐步加入控制变量、自变量、中介变量、调节变量以及自变量 \times 调节变量的分层回归分析法检验中介效应和调节效应,在检验调节变量时为避免加入交互项带来的多重共线问题对其进行去中心化处理,计算交互项,同时利用 SPSS 插件的 Process 进行中介和有中介的调节效应检验,得出最终结论。

四、研究结果

(一) 验证性因子分析与共同方法偏差检验

本文借助 AMOS 进行验证性因子分析,以检验“促进型调节焦点”“防御型调节焦点”“绿色自我效能感”“自愿型绿色行为”五个变量间的区分效度。表1呈现五因子模型、四因子模型、三因子模型、二因子模型和单因子模型的拟合结果,可以看出五因子模型的拟合效果最好($\chi^2/df = 2.444$, $GFI = 0.941$, $RMSEA = 0.036$, $CFI = 0.970$, $TLI = 0.967$, $SRMR = 0.034$),且显著优于其他四个模型,说明“促进型调节焦点”“防御型调节焦点”“绿色自我效能感”“自愿型绿色行为”具有较强的区分度,结构效度较好,可以进行进一步的统计检验。

表1 验证性因子分析结果

模型	χ^2/df	GFI	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
五因子模型	2.444	0.941	0.036	0.970	0.967	0.034
四因子模型 ^a	4.407	0.879	0.056	0.928	0.922	0.050
三因子模型 ^b	7.854	0.770	0.079	0.849	0.843	0.066
二因子模型 ^c	8.713	0.755	0.084	0.836	0.823	0.078
单因子模型 ^d	19.066	0.494	0.128	0.614	0.387	0.161

注:a 将“促进型调节焦点”和“防御型调节焦点”合并为一个潜在因子;b 将自我调节和“绿色自我效能感”合并为一个潜在因子;c 将自我调节、“绿色自我效能感”和“自愿型绿色行为”合并为一个潜在因子;d 将所有变量的题项合并为同一个潜在因子。

同时,本文采用 Harman 单因子检验方法对所有问卷题项做未旋转的探索性因子分析,结果显示,未旋转的第一个因子解释了总变异量的31.716%,小于50%的临界标准,说明同源误差在可接受范围内。

(二) 描述性统计及相关分析

表2列出了所有变量的均值、标准差和相关系数,结果显示“促进型调节焦点”与“绿色自我效能感”显著正相关($r=0.430, p < 0.01$),与“自愿型绿色行为”显著正相关($r=0.450, p < 0.01$);“防御型调节焦点”与“绿色自我效能感”显著负相关($r=-0.424, p < 0.01$),与“自愿型绿色行为”显著负相关($r=-0.464, p < 0.01$);“绿色自我效能感”与“自愿型绿色行为”显著正相关($r=0.475, p < 0.01$),与研究假设基本一致。

表2 各变量描述性统计分析结果

变量	平均值	标准差	性别	年龄	学历	工作年限	职位级别	促进型调节焦点	防御型调节焦点	绿色自我效能感	自愿型绿色行为	差错管理文化
性别	1.490	0.500	—									
年龄	2.230	1.064	0.045	—								
学历	1.810	0.805	-0.039	0.059	—							
工作年限	2.640	1.011	0.079**	0.515**	-0.069*	—						
职位级别	1.520	0.861	0.037	0.190**	0.561**	0.117**	—					
促进型调节焦点	3.906	0.978	0.076*	0.020	0.065**	-0.005	-0.005	(0.875)				
防御型调节焦点	1.915	0.824	-0.057	-0.029	-0.025	-0.082**	0.022	-0.481**	(0.825)			
绿色自我效能感	3.937	0.927	0.014	0.047	0.011	0.032	-0.008	0.430**	-0.424**	(0.882)		
自愿型绿色行为	3.748	0.905	0.001	-0.124**	0.082*	-0.123**	-0.010	0.450**	-0.464**	0.475**	(0.754)	
差错管理文化	3.736	0.880	0.015	-0.082**	-0.002	-0.098**	-0.013	0.284**	-0.107**	0.165**	0.388**	(0.952)

注:*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$ 。对角线中括号内数字表示因子的内在一致性系数。

(三) 假设检验

上述分析初步验证了调查对象的年龄、学历和工作年限对“自愿型绿色行为”有影响,本文将这些作为控制变量,采用分层回归验证假设(分析结果见表3)。模型 M1是控制变量对“绿色自我效能感”的影响,模型 M2和 M3分别加入“促进型调节焦点”和“防御型调节焦点”后的回归模型。模型 M4是控制变量对“自愿型绿色行为”的影响,模型 M5和 M7是分别加入“促进型调节焦点”和“防御型调节焦点”后的回归模型;模型 M6和 M8是加入“绿色自我效能感”后的回归模型。

模型 M5的结果显示“促进型调节焦点”和“自愿型绿色行为”正相关($\beta=0.448, p < 0.01$),H1得到支持,验证了“促进型调节焦点”对员工“自愿型绿色行为”的显著正向影响作用。

模型 M7的结果显出“防御型调节焦点”和“自愿型绿色行为”负相关($\beta=-0.474, p < 0.01$),H2得到

支持,验证了“防御型调节焦点”对员工“自愿型绿色行为”的显著负向影响作用。

模型 M2的结果显示“促进型调节焦点”和“绿色自我效能感”显著正相关($\beta = 0.430, p < 0.01$),H3得到支持,验证了“促进型调节焦点”对“绿色自我效能感”的显著正向影响作用。

模型 M3的结果显示“防御型调节焦点”对“绿色自我效能感”显著负相关($\beta = -0.425, p < 0.01$),H4得到支撑,验证了“防御型调节焦点”对“绿色自我效能感”的显著负向影响作用。

模型 M6在 M5的基础上加入“绿色自我效能感”这一中介变量,预测作用显著($\beta = 0.335, p < 0.01$),H5得到支持,即“绿色自我效能感”正向预测“自愿型绿色行为”。同时,“促进型调节焦点”对“自愿型绿色行为”的回归系数仍然显著,但从0.448降至0.296($p < 0.01$),这说明“绿色自我效能感”在“促进型调节焦点”和“自愿型绿色行为”中发挥部分中介作用,H6得到部分验证。

同样地,模型 M8在模型 M7的基础上引入“绿色自我效能感”这一中介变量,“防御型调节焦点”对“自愿型绿色行为”的回归系数仍然显著,但从-0.474提升至-0.328($p < 0.01$),这说明“绿色自我效能感”在“防御型调节焦点”和“自愿型绿色行为”中发挥部分中介作用,H7得到部分验证。

表3 绿色自我效能感在自我调节与自愿型绿色行为的中介作用

变量	绿色自我效能感			自愿型绿色行为				
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
年龄	0.035 (0.040)	0.027 (0.031)	0.043 (0.05)	-0.080** (-0.093)	-0.088** (-0.104)	-0.097** (-0.115)	-0.071** (-0.083)	-0.085** (-0.100)
学历	0.011 (0.009)	-0.021 (-0.018)	-0.005 (-0.005)	0.093** (0.083)	0.061* (0.054)	0.068** (0.060)	0.073* (0.067)	0.077** (0.068)
工作年限	0.011 (0.011)	0.015 (0.016)	-0.027 (-0.029)	-0.062** (-0.069**)	-0.057 (-0.064)	-0.062* (-0.070*)	-0.102** (-0.114**)	-0.093** (-0.104**)
促进型 调节焦点		0.408** (0.430**)			0.415** (0.448**)	0.274** (0.296**)		
防御型 调节焦点			-0.478** (-0.425**)				-0.521** (-0.474**)	-0.361** (-0.328**)
绿色 自我效能感						0.346** (0.355**)		0.335** (0.343**)
F值	0.867	62.866**	60.754**	10.100**	80.479**	107.516**	91.150**	115.797**
ΔF	0.867	248.278**	239.848**	10.100**	283.807**	166.926**	325.343**	161.119**
R ²	0.002	0.187**	0.181**	0.027**	0.227**	0.329**	0.250**	0.247**
调整后的 R ²	0.000	0.184**	0.179**	0.024**	0.224**	0.324**	0.246**	0.343**

注:*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$, 括号内为 β 值, 表示标准化回归系数。

本文利用 Hayes 编制的 Process 插件 model 4 进一步检验中介效应^[44], 构建95%的无偏差校正区间。结果显示(见表4), 间接效应值为0.142, 置信区间为[0.110, 0.177], 未过零点, 故“绿色自我效能感”在“促进型调节焦点”和“自愿型绿色行为”之间具有中介效应。同时, 直接效应置信区间为[0.220, 0.329], 不包含0, 故为部分中介作用。

同样, “绿色自我效能感”在“防御型调节焦点”和“自愿型绿色行为”之间的中介关系成立, 因为间接效应值为-0.160, 置信区间为[-0.198, -0.124], 未过零点, 故具有中介效应。直接效应置信区间为[-0.427, -0.294], 不包含0, 故为部分中介作用。

关于调节效应的检验, 本文为避免加入交互项带来的多重共线问题对其进行去中心化处理, 然后计算交互项以客观检验调节效应。结果如表5所示, 模型 M10中, 交互项“促进型调节焦点” \times “差错管理文化”对“绿色自我效能感”的正向影响显著($\beta = 0.165, p < 0.05$), 这表明, 当员工感受到企业容错率较高时, 利于“促进型调节焦点”的员工“绿色自我效能感”的提升。

表4 绿色自我效能感在自我调节与自愿型绿色行为的中介作用

变量	效应	效应值	BootSE	95% 置信区间	p
促进型调节焦点	整体效应	0.416	0.029	[0.360,0.472]	0.000
	直接效应	0.275	0.028	[0.220,0.329]	0.000
	间接效应	0.142	0.017	[0.110,0.177]	0.000
防御型调节焦点	整体效应	-0.521	0.033	[-0.586,-0.455]	0.000
	直接效应	-0.361	0.034	[-0.427,-0.294]	0.000
	间接效应	-0.160	0.019	[-0.198,-0.124]	0.000

模型 M12中,交互项“防御型调节焦点”×“差错管理文化”正向影响“绿色自我效能感”(β=0.183, p<0.01)。这表明,当员工感受到企业容错率较高时,更有利于“防御型调节焦点”的员工“绿色自我效能感”的提升。

表5 差错管理文化的调节作用回归分析结果

变量	绿色自我效能感			
	M9	M10	M11	M12
性别	-0.041 (-0.022)	-0.032 (-0.017)	-0.023 (-0.013)	-0.029 (-0.015)
年龄	0.030 (0.034)	0.033 (0.038)	0.048 (0.055)	0.045 (0.052)
学历	-0.017 (-0.015)	-0.020 (-0.018)	-0.001 (-0.001)	0.006 (0.005)
工作年限	0.021 (0.022)	0.020 (0.021)	-0.015 (-0.017)	-0.022 (-0.024)
职位级别	-0.005 (-0.005)	-0.008 (-0.007)	-0.006 (-0.005)	-0.005 (-0.005)
促进型调节焦点	0.395** (0.417**)	0.409** (0.431**)		
防御型调节焦点			-0.462** (-0.411**)	-0.419** (-0.373**)
差错管理文化	0.055 (0.052)	0.172* (0.168**)	0.115** (0.124**)	0.124** (0.125**)
促进型调节焦点× 差错管理文化		0.158* (0.165*)		
防御型调节焦点× 差错管理文化				0.182** (0.183**)
F 值	36.530**	32.679**	38.234**	34.521**
ΔF	36.530**	4.083*	38.234**	7.046**
R ²	0.190**	0.193*	0.197**	0.202**
调整后的 R ²	0.184**	0.188*	0.192**	0.196**

注: *表示 p<0.05, **表示 p<0.01, 括号内为 β 值, 表示标准化回归系数。

本文参照 Hayes 的观点,即在 Process 中利用 Bootstrap 进行有中介的调节的检验^[44],样本量选择 5000,置信区间为95%(结果如表6所示)。先观察“促进型调节焦点”的直接效应,可以发现其 p<0.01;同时条件间接效应中的置信区间为[0.108,0.170],不含0,故“差错管理文化”在“促进型调节焦点”通过“绿色自我效能感”影响“自愿型绿色行为”中具有调节作用,故调节中介成立,即 H8 成立。

同理,“防御型调节焦点”变量路径的直接效应得到 p<0.01;同时条件间接效应中的置信区间为[-0.173,-0.108],不含0,故“差错管理文化”在“防御型调节焦点”通过“绿色自我效能感”影响“自愿型绿色行为”的路径中具有调节作用,即调节中介成立,即 H9 成立。

表6 有中介的调节检验结果

变量	效应	水平	水平值	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI	
促进型 调节焦点	直接效应	低水平(-1SD)	2.856	0.233	0.028	8.237	0.000	0.178	0.289	
		平均值	3.736	0.203	0.026	7.894	0.000	0.153	0.254	
		高水平(+1SD)	4.616	0.173	0.036	4.869	0.000	0.104	0.243	
	条件 间接效应	项		Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI			
		Total	0.137	0.016	0.108	0.170				
		C	0.137	0.016	0.108	0.170				
防御型 调节焦点	直接效应	低水平(-1SD)	2.856	-0.355	0.030	-11.972	0.000	-0.413	-0.297	
		平均值	3.736	-0.330	0.031	-10.774	0.000	-0.390	-0.270	
		高水平(+1SD)	4.616	-0.304	0.045	-6.779	0.000	-0.393	-0.216	
	条件 间接效应	项		Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI			
		Total	-0.139	0.017	-0.173	-0.108				
		C	-0.139	0.017	-0.173	-0.108				

为了直观显示“差错管理文化”的调节效应,本文参考绘制不同“差错管理文化”水平下“促进型调节焦点”——“绿色自我效能感”和“防御型调节焦点”——“绿色自我效能感”的关系图。将低于平均值1个标准差即2.856的归为低分组,高于平均值1个标准差即4.616的为高分组(具体见图2和图3),通过回归法对变量关系进行分析。

在“差错管理文化”高分组中,“促进型调节焦点”对“绿色自我效能感”的回归系数为0.459($p < 0.01$);在“差错管理文化”低分组中,“促进型调节焦点”对“绿色自我效能感”的回归系数为0.357($p < 0.01$)。这说明“高差错管理文化”状态下,“促进型调节焦点”与“绿色自我效能感”的正相关性比“低差错管理文化”状态下更强(见图2)。

在“差错管理文化”高分组中,“防御型调节焦点”对“绿色自我效能感”的回归系数为-0.147($p < 0.01$);在“差错管理文化”低分组中,“防御型调节焦点”对“绿色自我效能感”的回归系数为-0.491($p < 0.01$)。这说明“低差错管理文化”状态下,“防御型调节焦点”与“绿色自我效能感”的负相关性比“高差错管理文化”状态下更强(见图3)。

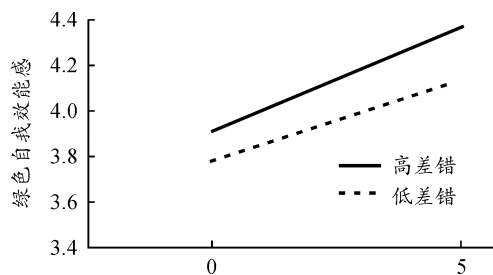


图2 差错管理文化的调节作用回归分析图
(促进型调节焦点)

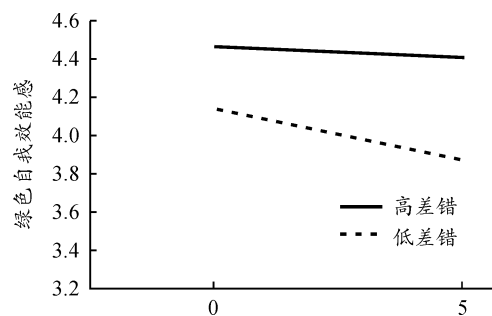


图3 差错管理文化的调节作用回归分析图
(防御型调节焦点)

五、结论与讨论

(一) 结论

本文验证了自我调节显著影响员工“自愿型绿色行为”。其中“促进型调节焦点”正向影响员工“自愿型绿色行为”,“防御型调节焦点”负向影响员工“自愿型绿色行为”。

“绿色自我效能感”在自我调节与“自愿型绿色行为”之间发挥部分中介作用,“促进型调节焦点”通过“绿色自我效能感”正向影响“自愿型绿色行为”,而“防御型调节焦点”通过“绿色自我效能感”负向影

响“自愿型绿色行为”。“绿色自我效能感”部分中介作用的发挥是由于个人在自我调节的作用下,引起绿色行为信念和态度变化,由此影响了“自愿型绿色行为”。

“差错管理文化”通过“绿色自我效能感”调节了“自我调节”与“自愿型绿色行为”之间关系。这与中国文化中“不确定规避”程度也是有关系的,高“差错管理文化”对“自愿型绿色行为”过程和结果的包容性强,确定性程度高,易于强化“自愿型绿色行为”;低“差错管理文化”对“自愿型绿色行为”过程和结果的包容性弱,不确定性程度高,易于弱化“自愿型绿色行为”。

(二) 理论与实践启示

1. 理论贡献。第一,本文拓展了“自愿型绿色行为”的生成机制研究,构建并验证了“差错管理文化”通过“绿色自我效能感”影响“自我调节”和“自愿型绿色行为”关系的机理。本文结果明确员工“自愿型绿色行为”的生成需要从组织层面考虑“差错管理文化”氛围的营造,从个人层面考虑“自我调节”和“绿色自我效能感”等特质的修炼。

本文从个体—情境交互视角出发,探究了组织“差错管理文化”在“自愿型绿色行为”生成中的作用。既有研究更重视环保氛围的作用,较少关注文化氛围这种对绿色行为有深层影响作用的因素。本文结合中国文化中“不确定性规避”特点,以“差错管理文化”为着眼点,从个人特质和组织文化层面关注“自愿型绿色行为”生成机制,补充既有研究的不足;为绿色生产生活方式从十四五的“普遍推行”发展至十五五的“自觉选择”,为实现“双碳”目标进行理论探索。

第二,揭示了“促进型调节焦点”和“防御型调节焦点”对“自愿型绿色行为”的差异性影响机理。基于计划行为理论观点,以趋利避害动机驱动下的自我调节为着眼点,明确了不同的“自我调节”特质对于“自愿型绿色行为”的作用差异及其机制。

本文基于自我调节这种可操作性较强的因素,从理论上补充了既有研究重视的人口统计因素、认知因素、情感因素和知觉控制因素等可操作性不足问题,揭示不同调节焦点与“绿色自我效能感”之间的关系黑箱,为后续研究拓展思路。

2. 管理启示。第一,员工自我调节类型的精准识别和科学管理。企业可以经常对员工自我调节状况进行科学测量(自行开展或者聘请专家指导),以让企业和员工精准识别自我调节类型,从而有针对性地予以管理。如给予更多平台和机会让“促进型调节焦点”的员工在实施“自愿型绿色行为”过程中发挥优势;针对“防御型调节焦点”的员工,一方面提供培训和指导以便引导其调节焦点类型的转变,另一方面通过透明化升职加薪制度、科学化绩效考核方式和及时性信息反馈机制,以减少不确定性风险感知,增强员工角色外行为的主动性。

第二,“包容、开放、多样、合理、有序”组织文化的塑造。高水平“差错管理文化”下,员工更愿意实施“自愿型绿色行为”。企业鼓励员工从错误中学习与成长,给员工更多独立思考和创新创造的空间,以“兼容并包、开放有序”的管理文化,激发员工“自愿型绿色行为”,为“双碳”目标实现提供基础。

第三,重视员工“绿色自我效能感”的激发。企业可以定期开展绿色行为培训和交流会,宣传“绿色低碳”的重要性,鼓励员工主动分享经验,加深员工对于环保的认识和理解,树立绿色理念和意识,提升环保热情和信心,削弱员工行为表达的自利性动机和担忧,鼓励员工从小事做起积极实施“自愿型绿色行为”。

(三) 研究不足与展望

第一,由于条件的限制,本文通过问卷平台、社交软件等形式进行便利抽样,尽管样本容量也达到了1101份,但非随机抽样的局限性使得样本代表性和结论的推广性受到限制。在未来研究中可以考虑多时段的纵向研究,提高样本代表性同时减少同源方法偏差。

第二,本文对变量的测量采取自我报告方式,缺乏了多角资料的互证,在未来研究中需要考虑与他评相结合。同时,在未来研究中可以选择3—5家企业,通过设计高一低“差错管理文化”的情境,进行相关实验研究,以弥补单一自我报告测量的不足。

第三,“自愿型绿色行为”还存在其他干扰变量,如主动型人格、自控型动机等;同时,作为组织氛围的

“差错管理文化”在团队层面也具有重要影响作用。因此,在未来研究中需要继续探究中介变量;并且将研究对象拓展至团队,进一步关注在“差错管理文化”调节作用下团队“自愿型绿色行为”的生成机制。

参考文献:

- [1] ONES D S, DILCHERT S. Employee green behaviors [C]//JACKSON S E, ONES D S, DILCHERT S. *Managing Human Resources for Environmental Sustainability*. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2012: 85-116.
- [2] KIM A, KIM Y, HAN K, et al. Multilevel influences on voluntary workplace green behavior: individual differences, leader behavior and coworker advocacy [J]. *Journal of Management*, 2017, 43(5): 1335-1358.
- [3] SHAH N, SOOMRO B A. Effects of green human resource management practices on green innovation and behavior [J]. *Management Decision*, 2023, 61(1): 290-312.
- [4] KIM A, KIM Y, HAN K. A cross level investigation on the linkage between job satisfaction and voluntary workplace green behavior [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 159(4): 1199-1214.
- [5] ZHANG J, UL-DURAR S, AKHTAR M N, et al. How does responsible leadership affect employees' voluntary workplace green behaviors? A multilevel dual process model of voluntary workplace green behaviors [J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 296(7): 25-41.
- [6] BISSING-OLSON M J, IYER A, FIELDING K S, et al. Relationships between daily affect and pro-environmental behavior at work: the moderating role of pro-environmental attitude [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2013, 34(2): 156-175.
- [7] FARAZ N A, AHMED F, YING M, et al. The interplay of green servant leadership, self-efficacy, and intrinsic motivation in predicting employees' pro-environmental behavior [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2021, 28(4): 1171-1184.
- [8] 彭清华, 聂巧媛, 陈应龙. 亲环境组织氛围对员工绿色行为的影响及多步多重中介效应模型 [J]. *河南理工大学学报(自然科学版)*, 2022(1): 81-90.
- [9] 沈莉, 葛玉辉. 正念领导力: 作用机制与动态发展模型 [J]. *商业经济与管理*, 2021(8): 16-28.
- [10] AJZEN I. Theory of planned behavior [J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, 50(2): 179-211.
- [11] CUMMING S P, SMOLL F L, SMITH R E, et al. Is winning everything? The relative contributions of motivational climate and won-lost percentage in youth sports [J]. *Journal of Applied Sport Psychology*, 2007, 19(3): 322-336.
- [12] AFSAR B, BADIR Y, KIANI U S. Linking spiritual leadership and employee pro-environmental behavior: the influence of workplace spirituality, intrinsic motivation, and environmental passion [J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2016, 45(11): 79-88.
- [13] 赵希男, 肖彤. 基于模糊 DEMATEL-ISM 方法的员工绿色行为影响因素研究 [J]. *科技管理研究*, 2021(5): 195-204.
- [14] DAHM P C. Work-family conflict and self-discrepant time allocation and work [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2015, 100(3): 767-792.
- [15] HIGGINS E T, PINELLI F. Regulatory focus and fit effects in organizations [J]. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2020, 7(7): 25-48.
- [16] DU Y, LI P, ZHANG L. Linking job control to employee creativity: the roles of creative self-efficacy and regulatory focus [J]. *Asian Journal of Social Psychology*, 2018, 21(3): 187-197.
- [17] FAN X L, WANG Q Q, LIU J, et al. Why do supervisors abuse subordinates? Effects of team performance, regulatory focus, and emotional exhaustion [J]. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 2020, 93(3): 605-628.
- [18] ČERNE M, NERSTAD C G L, DYSVIK A, et al. What goes around comes around: knowledge hiding, perceived motivational climate, and creativity [J]. *Academy of Management Journal*, 2014, 57(1): 172-192.
- [19] 邓志华, 陈维政. 中国文化情景下组织内创造力的多层面精神性动力机制研究 [J]. *商业经济与管理*, 2020(7): 38-48.
- [20] ZHANG Y, ZHANG Y, NG T W H, et al. Promotion-and prevention-focused coping: a meta-analytic examination of regulatory strategies in the work stress process [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2019, 104(10): 72-96.
- [21] CHEN Y S, CHANG C H, LIN Y H. Green transformational leadership and green performance: the mediation effects of green mindfulness and green self-efficacy [J]. *Sustainability*, 2014, 6(10): 6604-6621.
- [22] LEWIS B A, WILLIAMS D M, FRAYETH A L, et al. Self-efficacy versus perceived enjoyment as predictors of physical activity behaviour [J]. *Psychology & Health*, 2016, 31(4): 456-469.

- [23] JASON V, SN G. Regulatory focus and innovative work behavior: the role of work engagement[J]. *Current Psychology*, 2021, 40(6): 2791-2803.
- [24] AHMADI S, KHANAGHA S, BERCHICCI L, et al. Are managers motivated to explore in the face of a new technological change? The role of regulatory focus, fit, and complexity of decision-making[J]. *Journal of Management Studies*, 2017, 54(2): 209-237.
- [25] BANDURA A. Social cognitive theory of self-regulation[J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, 52(2): 248-287.
- [26] JANSEN S, VOS M W, OTTEN S, et al. Colorblind or colorful? How diversity approaches affect cultural majority and minority employees[J]. *Journal of Applied Social Psychology*, 2016, 46(2): 81-93.
- [27] VAN DYCK C, FRESE M, BAER M, et al. Organizational error management culture and its impact on performance: a two-study replication[J]. *Journal of Applied Psychology*, 2005, 90(6): 1228-1240.
- [28] 邓传军, 刘智强, 王凤娟. 非正式地位、错误管理文化与员工创新行为选择[J]. *管理评论*, 2017(4): 154-162, 195.
- [29] RUPERT J, HOMAN A C, JEHN K A, et al. Diversity composition and team learning: the moderating role of error culture[J]. *Group Decision and Negotiation*, 2019, 28(4): 695-722.
- [30] GENG Z, XIAO M, TANG H, et al. Tolerate to innovate: an expectancy-value model on error management culture and radical creativity[J]. *Management Decision*, 2022, 60(7): 2042-2059.
- [31] 谷晨, 张玉利, 崔连广, 等. 调节焦点对创业决策的影响研究——基于认知视角[J]. *管理评论*, 2021(6): 122-133.
- [32] 蒋兵, 王文竹, 王心娟. 平台型领导对员工越轨创新的影响——一个有调节的链式中介模型[J]. *科技进步与对策*, 2023(6): 140-150.
- [33] 刘柳, 王长峰. 弹性工作制对员工越轨创新行为的影响——一个被调节的中介模型[J]. *财经论丛*, 2022(10): 81-91.
- [34] GREENHAUS J H, CALLANAN G A, GODSHALK V M. *Carrer Management*[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2003: 63.
- [35] WEI W, HUA N, FU X, et al. The impacts of hotels' error management culture on customer engagement behaviors[J]. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 2017, 29(12): 3119-3137.
- [36] ZHANG C, MAYER D M, HWABG E. More is less: learning but not relaxing buffers deviance under job stressors[J]. *The Journal of Applied Psychology*, 2018, 103(2): 123-136.
- [37] KUYKENDALL L, CRAIG L, TAY L. Work-contingent self-esteem: a boon or bane for worker well-being? [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2020, 41(1): 1-16.
- [38] LIBERMAN N, IDSON L C, CAMMACHO C J, et al. Promotion and prevention choices between stability and change[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1999, 77(6): 1135-1145.
- [39] 刘长在, 吕贺港, 孟慧. 社会自我效能感与工作幸福感和工作绩效的关系: 职场排斥的中介作用[J]. *心理科学*, 2020(1): 172-179.
- [40] SHIRI N, JAFARI-SADEGHI V. Corporate social responsibility and green behaviour: towards sustainable food-business development[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2022, 30(2): 605-620.
- [41] GOK S, KARATUNA I, KARACA P O. The role of perceived supervisor support and organizational identification in job satisfaction[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2015, 177(10): 38-42.
- [42] XING Y, STARIK M. Taoist leadership and employee green behavior: a cultural and philosophical microfoundation of sustainability[J]. *Journal of Organization Behavior*, 2017, 38(9): 1302-1319.
- [43] CHURCHILL JR G A. A paradigm for developing better measures of marketing constructs[J]. *Journal of Marketing Research*, 1979, 16(1): 64-73.
- [44] HAYES A F. Introduction to mediation and conditional process analysis: a regression-based approach[J]. *Journal of Educational Measurement*, 2013, 51(3): 225-337.

