

冗余资源对环保投资的影响

——基于高水敏感性行业A股上市公司的实证研究

聂志萍,陈秋宇

(河海大学商学院,江苏南京 211100)

摘要:高水敏感性行业不仅导致水污染严重,而且对水资源的依赖超过其他行业。以2015—2020年高水敏感性行业的A股上市公司为样本,实证分析冗余资源与环保投资的内在关系,结果表明:冗余资源与企业环保投资之间存在显著的倒“U”型关系,适度冗余资源提升企业环保投资水平,过多冗余资源则降低企业环保投资水平。此外,管理层过度自信会弱化冗余资源与企业环保投资之间的倒“U”型关系。

关键词:冗余资源;环保投资;高水敏感性行业;管理层过度自信

中图分类号:C93

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2023)03-0058-11

高水敏感性行业包括水资源密集型行业和高水风险型行业,它们既是淡水的主要使用者,也是水污染的罪魁祸首。在可持续发展的时代,它们力求在提高自身竞争力的同时创造社会价值^[1],而环保投资是传递企业主动承担环境治理主体责任的有效信号^[2]。

环保投资支出是一项成本高昂的活动,涉及改扩建或新建环保设备的费用、生态修复费、排污费、环保培训费等费用。高水敏感性行业之所以不愿加大环保投资力度,是因为环保投资不同于企业用来“粉饰门面”的慈善捐赠,需要实际支出,并且短时间内不会实现快速的回报^[3]。研究表明,对于这种实质性的环境责任履行行为,企业治理结构、企业声誉、企业所拥有的资源和能力等内在驱动力才是关键性因素^[4]。冗余资源作为内部驱动力的来源,学者对其是否能够促进环保投资的观点并不一致。以Graves等^[5]为代表的学者基于资源基础理论认为冗余资源与企业环保投资正相关,然而以Yang等^[6]为代表的学者则从代理理论视角出发强调冗余资源对企业环保投资的抑制作用。此外,更多学者关注的是冗余资源作为一种企业异质性特征的边界作用,研究其对其他关系的调节作用^[7-8]。关注冗余资源直接效应的研究又主要集中在企业绩效和企业创新活动上,很少有文献研究冗余资源对企业社会

(环境)责任履行的直接影响。因此,本文重点分析冗余资源对环保投资决策活动的具体影响。

在研究冗余资源与环保投资关系的文献中,学者大多将环境管理体系^[6]、财政压力^[9]、环境规制^[10]作为调节变量,而管理者因素较少被考虑。管理层作为企业经营方向和发展前景的掌舵者,其作用不可忽视。高阶理论认为,管理层的性格特质将影响其对公司所处营商环境的理解,从而影响企业的决策活动。张琳等^[11]认为,管理者的个人特征在企业获取组织资源的决策活动中扮演着十分重要的角色。许多学者研究发现,大量管理者都具有过度自信的性格特质^[12],这种特质使得管理层自视过高,产生认知偏差,从而做出偏离实际的决策。管理层过度自信这一性格特征可能影响企业利用冗余资源推动环境领域的有效投资,因此本文还将探究管理层过度自信对冗余资源与环保投资关系的影响。

1 文献综述

Cakir等^[13]将冗余资源定义为企业拥有的超出其日常业务活动所需资源的过剩资源。有关冗余资源的作用,学术界存在着两极分化的评价。

一方面,组织理论认为,管理层在冗余资源的支持下跳出“舒适圈”进行战略变革^[14],使得企业敢于

基金项目:江苏高校哲学社会科学研究一般项目(2021SJA0037);中央高校基本科研业务费专项(B210207111)

作者简介:聂志萍(1979—),女,讲师,博士,主要从事环境会计研究。E-mail:nzp3@hhu.edu.cn

通信作者:陈秋宇(1998—),女,硕士研究生,主要从事环境会计研究。E-mail:18951907426@163.com

探索风险更高、更新颖的项目^[15],减轻外部环境变化对企业的直接冲击。第一,冗余资源不仅使得企业拥有丰富的资源储备,也使得企业敢于探索高投入、低回报的长期投资活动。陈文强^[16]指出企业环保投资等长期活动需要大量资金投入,资源不足的企业只能维持简单再生产,无力进行环保投资活动。Graves等^[5]研究发现,冗余资源使得企业更易解决环保投资中遇到的问题。Huang等^[17]指出,环保投资活动有着较大的不确定性和可变性,冗余资源的支撑使得项目团队成员敢于冒险,也更能容忍冲突。第二,当项目成员获得的新知识和习得的新技能用于环保投资项目时,他们可能需要冗余资源来调节内部调整压力,避免技术核心受到外部环境的影响。付龔钰等^[18]认为,冗余资源可以被用于企业为了适应外部环境冲击而做出的内部调整环节。Geiger等^[19]认为,冗余资源为企业应对外部环境变化提供了良好的缓冲,使得企业的核心技术免受环境影响。Tan等^[20]指出冗余资源的支持能够为技术人员创造一个较为宽松的研发环境,使得管理层不会因为业绩压力而过于担忧,提高了管理层的风险承受能力,从而促进投资活动。

另一方面,代理理论认为冗余资源使得管理层审慎决策和规避风险,加剧了代理冲突。第一,冗余资源越是充足的企业,越安于现状,对外部冲击的应对能力越不足^[21]。金昕等^[22]认为,过多的冗余资源助长了企业的惰性,使得企业固步自封于熟悉的领域,使得企业危机意识淡薄。Liu等^[23]提出,冗余资源过于充足的企业往往对于高投入、高风险的项目怀有顾虑并持观望态度。肖红军等^[24]认为,较多冗余资源使得管理层更倾向于保护自身的商业利益,较少关注社会问题,抑制企业的社会责任行为。第二,过多冗余资源更是为管理层谋取私利创造了空间,反而阻碍了企业的环保投资。Tan等^[20]认为,管理层利用冗余资源实施自利行为,加剧了代理问题,导致企业效率降低和绩效下降。Yang等^[6]认为,资源冗余程度越高,越容易造成管理层投资目标的分散,降低环保投资水平。特别是当管理人员缺乏有效的监督时,冗余资源更有可能被用于投资私人项目。

上述学者的分析是基于线性假设的,然而冗余资源对企业环保投资的影响可能存在非线性关系,使得企业环保投资水平并不始终随着冗余资源的增加而同步增加或减少。胡丹等^[9]实证检验发现,沉淀性冗余资源对国有企业环境和社会责任表现的影响呈倒“U”型,即存在一个最优区间,一旦超出,环境和社会责任表现将下降。整体而言,这种非线性

关系还未得到充分证实,因此本文从新的视角研究发现冗余资源对企业环保投资的影响是一把双刃剑,丰富了冗余资源的经济后果及其理论研究。

2 理论分析与研究假设

2.1 冗余资源与环保投资

适量的冗余资源无疑为高水敏感性行业提供了更多的环保投资项目选择权。其一,冗余资源作为企业的内生动力,可以为环保投资提供稳定的资金。环保投资具有高投入、高风险的特点,这意味着相较于外部环境规制,企业的内生动力才是推动企业进行环保投资的关键性因素^[4]。充足的冗余资源和有效的资源配置能够为企业的环保投资项目提供必要的支持。当面对不确定性较强、不会带来直接经济利益的环保投资活动时,适量的冗余资源消除管理层对环保投资高投入、高风险的顾虑,赋予企业自由开展实验的空间,从而高质量地完成环保投资项目。其二,企业利用冗余资源进行环保投资可以形成良性循环机制。企业进行环保投资后,向外界传递了稳健经营的信号,从而获取更多资源支持。一方面,企业利用冗余资源研制出兼具实用与绿色功能的差异化产品或服务时,迎合了当下低碳消费行为的趋势,有利于企业获得绿色供应商、银行绿色信贷等资源支持^[25]。另一方面,企业在环保投资活动中逐一排查生产经营环节中的污染问题并积极应对,在产品设计与生产流程改进等活动中积累相关经验并建立良好声誉。根据资源基础理论,这些举措有利于企业获得不可替代的资源,进而给企业带来持续竞争优势。其三,从管理者角度来看,适量冗余资源提高了管理层在环保投资决策过程的风险防范能力。资源优势使得管理层产生了过度自信的乐观情绪,有利于企业对不同的环保要求做出快速反应,提升了管理层承担风险的能力与意愿,使得企业更愿意寻求相应的环保投资项目。

然而,若冗余资源过多,则会阻碍高水敏感性行业进行环保投资。根据环保投资能否真正影响企业的生产流程和工艺设计,将环保投资分为两类:一是从源头进行环境治理,调整生产结构,进行绿色转型投资;二是在生产末端进行环境治理,对已经产生的污染物进行治理^[26]。首先,过多的冗余资源可能导致管理层投资目标分散,并降低绿色转型投资水平。过多的冗余资源会分散高水敏感性行业的精力,不利于其集中资源在绿色转型投资领域深耕,耽误行业吸收、消化和整合新技术领域知识的进程。其次,过多冗余资源的积累导致企业效率低下,从而减少了探索活动。资源冗余程度越高,管理层越倾向于

规避风险,进行战略调整的意愿越低,从而减少了组织的探索性行为。环保投资作为企业的探索性活动,增加了企业的额外成本,管理层不愿调整战略来开发环保投资的潜在收益。没有收益的支撑,管理层进行环保投资的动机不足。最后,拥有过多的冗余资源意味着公司能够塑造公众舆论,有效避免负面新闻和各种制裁。冗余资源过多的公司在应对因环境污染事故而引起的潜在诉讼时,能够聘请更专业的律师,获得更充分的法律支持,消除与环境污染事故相关的负面结果。因此,当冗余资源过多时,公司更倾向于保护自身的商业利益^[27],进行环保投资违背了企业经营发展这一重要目标。

基于上述分析,本文提出假设1:冗余资源对企业环保投资的影响呈倒“U”型,适度冗余资源提升企业环保投资水平,过多冗余资源降低企业环保投资水平。

2.2 管理层过度自信的调节作用

高阶理论认为,管理层的性格和心理特征会影响企业的战略选择^[28]。环保投资作为企业的战略活动,会受到管理层的价值体系和人格特征的影响。过度自信被认为是一项重要的领导特质,影响领导者的行为以及他们如何在组织中表现自己。管理层过度自信会削弱冗余资源与企业环保投资之间的倒“U”型关系,即管理层过度自信会削弱冗余资源对环保投资的促进和阻碍作用。

当冗余资源处于较低水平时,过度自信的管理层更倾向于运用冗余资源提升经济绩效和自身知名度,规避履行环保责任。一方面,业绩是评价企业经营能力的常用指标,这一指标与管理层的晋升与薪酬待遇息息相关。在冗余资源不足的情况下,企业更在意生存问题,尤为关注短期绩效^[29]。若企业当期绩效低下,极易加大管理层面临的业绩压力,这种压力会对管理层的心理和行为造成不良后果^[30]。所以相较于高风险、低回报的环保投资活动,业绩不达标带来的离职压力使得过度自信的管理层更倾向于投资周期短、安全性较高、回报可预测的项目来保住自己的高薪职位,赢得股东的信任,牢牢掌握企业决策权。另一方面,过度自信的管理层喜欢在社交中被奉承,会主动寻求媒体的关注和赞扬。在冗余资源不够充足的情况下,为了获得更多关注,他们更愿意运用冗余资源从事慈善捐赠等利于快速提升知名度的活动^[31],这意味着他们会尽可能缩减污染治理支出和环保设施的改进成本。

而当冗余资源处于较高水平时,过度自信的管理层更倾向于运用冗余资源履行环保责任。一方面,由于环保投资回报期较长且不确定性较高,非过

度自信的管理层担忧沉没成本过高而规避环保投资,过度自信的管理层则对环保投资项目持乐观态度。依据资源基础理论,管理层过度自信是难以模仿和超越的人力资源^[32],这些资源能够转化为企业独特的竞争优势,有助于从心理层面激发研发人员的积极性和创造性^[33]。充足冗余资源和人力资源的加持,使得企业将重心放在高风险、高不确定性的业务上,企业进行环保投资的意愿更为强烈。另一方面,过度自信使得管理层更具雄心抱负。过度自信的管理层通常认为自己比其他管理层更具优势,这种认知赋予他们不断提升自我的内在驱动力,努力成为一名优秀的企业家。如今,是否承担社会责任已经成为评判企业家优秀与否的重要标准^[34]。过度自信的管理层更是努力进行自我激励,积极履行社会责任,而环保投资作为企业社会责任的重要组成部分,消耗的正是企业的冗余资源,管理层必然会将充足的冗余资源投入到环保领域以达到优秀企业家的标准。

基于上述分析,本文提出假设2:管理层过度自信会削弱冗余资源与环保投资之间的倒“U”型关系。

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

本文选取我国2015—2020年度高水敏感性行业的A股上市公司为样本。曾辉祥等^[35]将高水敏感性行业分为:农林牧副渔业,采矿业,制造业,电力、热力、燃气及水生产和供应业及水利、环境和公共设施管理业五大行业。本文对样本进行如下处理:①剔除ST类的公司样本;②剔除数据不全的公司样本;③为消除极端值影响,本文对所有连续变量按1%和99%水平上进行了缩尾处理,最终获得了2893个公司年度观测值。环保投资的数据主要通过手工整理企业年报、社会责任报告、可持续发展报告和环境报告得出,媒体报道数据来自CNRDS数据库,其余数据均来源于CSMAR数据库。数据处理和回归分析均采用Stata17.0软件。

3.2 变量定义

3.2.1 被解释变量

被解释变量为环保投资(E)。Nakamura^[36]将环保投资定义为企业为履行环境责任付出的所有努力。相较于其他项目,环保投资的经济效益较弱,企业对环保的重视体现在将自身资源投入到环境保护方面,因此本文不再区分环保投资的资产类支出和费用类支出。环保投资主要包括:节能环保设备的购建与改造、与环保有关的生产线技术改造等支出、

环保技术研发投资、绿化费、排污费、ISO14001 认证费用、环境保护费等支出。唐国平等^[37]以期初资产总额和期末资产总额的算术平均数为基础对环保投资进行标准化处理,张琦等^[38]进一步借鉴唐国平的做法,以资产总额为基础对环保投资进行标准化处理,再乘以 100,增强了系数的可靠性。谢东明^[39]在综合上述做法的基础上做出了一些改变,将企业实际环保投资金额除以权益总额进行标准化处理再乘以 100。他指出,选用股东权益总额进行标准化处理既包含了资产要素,又包含了负债要素,并且股东权益可能会对环保投资造成更大影响,因此本文借鉴谢东明^[39]的做法,将企业实际环保投资金额除以权益总额进行标准化处理再乘以 100。

3.2.2 解释变量

解释变量为冗余资源(S)。Bourgeois^[40]指出,可以采用企业财务数据来衡量冗余资源。本文借鉴 Gomes 等^[41]、蒋春燕等^[42]和柏群等^[43]的方法:选择流动比率、权益负债比、销售期间费用率 3 个指标的平均数来衡量冗余资源。流动比率采用流动资产与流动负债的占比,该指标越大,说明企业短期内可利用的资源越多;权益负债比采用权益总额与负债总额的占比,该指标越大,说明企业潜在偿债能力越强;销售期间费用率采用销售费用、管理费用与财务费用之和与营业收入的占比,该指标越大,说明已经融入企业经营运作过程中的冗余资源越多。Gomes 等^[41]对这 3 个指标做因子分析时,发现这些指标都归于单一的因子,且特征向量相似,可以直接使用 3 个指标的算术平均值。

3.2.3 调节变量

解释变量为管理层过度自信(O)。管理层过度自信是一种心理特征,只能通过间接指标进行衡量。孙子凡等^[44]将这些间接指标划分为前因型指标和反映性指标,其中反映性指标用途更广,种类更多。反映性指标进一步分为:心理层面指标、行为层面指标、组织层面指标和外部环境层面指标。行为类指标可控性较高,不易受干扰,因此本文选取行为类指标。过度自信的管理者对企业的预期绩效持乐观态度,所以本文借鉴姜付秀等^[45]的做法,选取企业的盈利预测偏差来衡量管理层过度自信。若公司当年发布的季报中,至少有一次预告的盈利水平高于实际盈利水平(包括预增、略增、续盈、扭亏),则管理层过度自信取值为 1,否则取 0。在稳健性检验中,使用前因型指标,即管理层的个人背景特征作为管理层过度自信的代理变量^[46]。

3.2.4 控制变量

参照以往关于环保投资的研究^[47-49],选择以下

控制变量:资产负债率(L)、公司规模(Z)、总资产净利率(A)、营运能力(C)、资本支出(V)、发展能力(G)、独立董事占比(I)、产权性质(T)、公司成立年限(D)、环境规制(R)和媒体关注(M)。控制变量定义见表 1。

表 1 控制变量定义

变量名称	变量符号	测度说明
资产负债率	L	总负债与总资产的比值
公司规模	Z	总资产的自然对数
总资产净利率	A	净利润与总资产的比值
营运能力	C	以总资产周转率(营业收入与平均资产总额的比值)测度
资本支出	V	经营租赁所支付的现购建固定资产与无形资产和其他长期资产所支付的现金之和扣除处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额的总支出与总资产的比值
发展能力	G	营业收入增长率
独立董事占比	I	独立董事人数在全部董事人数中占的比例
产权性质	T	国有企业为 1;否则为 0
公司成立年限	D	公司成立年限的自然对数
环境规划	R	政府工作报告中环境相关词频占比
媒体关注	M	企业被媒体负面报道的数量加 1 取自然对数

3.3 模型构建

为了检验假设 1,构建 OLS 回归模型如下:

$$E = \alpha_0 + \alpha_1 S_{i,t} + \alpha_2 S_{i,t}^2 + \alpha_3 L_{i,t} + \alpha_4 Z_{i,t} + \alpha_5 A_{i,t} + \alpha_6 C_{i,t} + \alpha_7 V_{i,t} + \alpha_8 G_{i,t} + \alpha_9 I_{i,t} + \alpha_{10} T_{i,t} + \alpha_{11} D_{i,t} + \alpha_{12} R_{i,t} + \alpha_{13} M_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为了进一步检验假设 2,在模型(1)的基础上,加入管理层过度自信与冗余资源的交乘项,建立了如下模型:

$$E = \beta_0 + \beta_1 S_{i,t} + \beta_2 S_{i,t}^2 + \beta_3 S_{i,t}^2 O_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} O_{i,t} + \beta_5 O_{i,t} + \beta_6 L_{i,t} + \beta_7 Z_{i,t} + \beta_8 A_{i,t} + \beta_9 C_{i,t} + \beta_{10} V_{i,t} + \beta_{11} G_{i,t} + \beta_{12} I_{i,t} + \beta_{13} T_{i,t} + \beta_{14} D_{i,t} + \beta_{15} R_{i,t} + \beta_{16} M_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中: $S_{i,t}^2$ 为冗余资源的平方项; $S_{i,t}^2 O_{i,t}$ 为冗余资源平方项和管理层过度自信的交互项; $S_{i,t} O_{i,t}$ 为冗余资源和管理层过度自信的交互项; $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项; i 为企业; t 为年份。

4 实证检验与结果分析

4.1 描述性统计

表 2 是主要变量的描述性统计分析结果。环保投资的中位数 0.003 小于平均值 0.022,说明高水敏感性行业中有一半企业的环保投资低于均值。最小值为 0,最大值为 0.337,表明企业环保投资水平不一。冗余资源的最大值 8.032 和最小值 0.263 相差很大,说明既有冗余资源充足的水敏感企业,也有冗余资源匮乏的水敏感企业。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	最大值	最小值	中位数	标准差
E	2893	0.022	0.337	0.000	0.003	0.052
S	2893	1.419	8.032	0.263	0.971	1.303
O	2893	0.534	1.000	0.000	1.000	0.499
L	2893	0.432	0.904	0.071	0.429	0.188
Z	2893	22.390	26.100	20.340	22.210	1.194
A	2893	0.038	0.226	-0.217	0.036	0.064
C	2893	0.192	1.078	0.000	0.128	0.201
V	2893	0.054	0.215	0.001	0.042	0.045
G	2893	0.174	2.475	-0.454	0.107	0.391
I	2893	0.372	0.571	0.333	0.333	0.050
T	2893	0.334	1.000	0.000	0.000	0.472
D	2893	2.172	3.296	0.000	2.303	0.816
R	2893	0.003	0.007	0.001	0.003	0.001
M	2893	3.965	6.727	1.946	3.932	0.940

4.2 相关性分析

表3列示了主要变量两两之间的 Pearson 相关性检验结果。由表3可知:冗余资源与企业环保投资的相关系数为-0.158,在1%的水平上显著负相关。资产负债率、公司规模、资本支出与环保投资显著正相关,总资产净利率、营运能力、环境规制与环保投资显著负相关。回归时 VIF 检验结果显示 VIF 值远小于 10,因此可以认为变量间不存在多重共线性问题。

表3 相关性分析结果

变量	E	S	L	Z	A	C	V	G	I	T	D	R	M
E	1												
S	-0.158***	1											
L	0.235***	-0.775***	1										
Z	0.106***	-0.408***	0.488***	1									
A	-0.048***	0.248***	-0.348***	-0.021	1								
C	-0.053***	-0.053***	0.028	0.005	0.056***	1							
V	0.337***	-0.081***	0.012	0.023	0.201***	0.028	1						
G	0.030	-0.025	0.007	0.039**	0.320***	-0.058***	0.098***	1					
I	-0.014	-0.022	-0.016	-0.030	-0.008	-0.010	0.083***	0.021	1				
T	0.030	-0.175***	0.266***	0.367***	-0.135***	0.062***	-0.162***	-0.076***	-0.078***	1			
D	0.006	-0.302***	0.327***	0.457***	-0.231***	0.000	-0.253***	-0.068***	-0.055***	0.438***	1		
R	-0.049***	0.033*	-0.049***	0.043**	0.038**	0.092***	-0.037**	0.050***	-0.042**	0.038**	0.005	1	
M	0.020	-0.122***	0.209***	0.372***	-0.006	0.254***	0.015	-0.042**	-0.013	0.133***	0.087***	0.108***	1

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著相关,下同。

表4 冗余资源、管理层过度自信与环保投资回归结果

变量	E		变量	E	
	模型(1)	模型(2)		模型(1)	模型(2)
S	0.0155*** (4.78)	0.0208*** (5.37)	I	-0.0398** (-2.30)	-0.0384** (-2.22)
S ²	-0.0012*** (-4.02)	-0.0018*** (-4.72)	T	0.0017 (0.87)	0.0020 (1.05)
SO		-0.0080** (-2.43)	D	0.0034** (2.36)	0.0035** (2.41)
S ² O		0.0009** (2.15)	R	-1.3856** (-2.10)	-1.4270** (-2.16)
O		0.0115** (2.52)	M	-0.0002 (-0.15)	-0.0001 (-0.09)
L	0.0946*** (7.34)	0.0985*** (7.53)	常数项	-0.0305 (-1.26)	-0.0362 (-1.48)
Z	-0.0013 (-1.16)	-0.0014 (-1.32)	年度	控制	控制
A	-0.0256 (-1.63)	-0.0341** (-2.10)	行业	控制	控制
C	-0.0171** (-2.58)	-0.0174*** (-2.62)	观测值	2893	2893
V	0.4343*** (10.86)	0.4320*** (10.86)	R ²	0.2739	0.2762
G	0.0014 (0.61)	0.0011 (0.46)			

注:括号内为 T 值,下同。

5%的水平上显著,说明管理层过度自信对冗余资源与水敏感企业环保投资的倒“U”型关系起到了削弱的作用,本文的假设2得到验证。

4.4 稳健性检验

4.4.1 使用Tobit回归

在本文的研究样本中,并非高水敏感性行业中的所有企业都进行了环保投资,部分样本因变量值为0,因此本文使用Tobit回归对模型进行稳健性检验,回归结果如表5第(1)(2)列所示,主效应仍然呈现倒“U”型关系,验证了假设1。管理者过度自信与冗余资源二次项交互的系数为0.0009,在5%的水平上显著,说明在加入管理层过度自信这一调节变量后,原有倒“U”型曲线趋于平缓,验证了假设2。

4.4.2 环保投资度量的敏感性测试

借鉴谢东明^[39]的研究,使用企业实际环保投资金额与净利润的比值来计量环保投资,重新检验本文假设。净利润是企业经营状况的动态指标,与股东权益总额形成对比和互补。由表5第(3)列可知,二次项系数为-0.0110,在10%的水平上显著为负,一次项系数为0.1373,在5%的水平上显著为正,表明冗余资源对企业环保投资的影响呈倒“U”型,与假设1一致。由列(4)可以看到, S^2O 的系数为0.0183,说明管理层过度自信水平的提高有助于平滑冗余资源对企业环保投资的倒“U”型关系,假设2得到验证。

4.4.3 管理层过度自信度量的敏感性测试

借鉴魏哲海^[46]的研究,使用管理层个人特征来重新计算管理层过度自信指标。管理层个人特征包括:年龄、性别、教育背景以及两职合一情况。对4项个人特征进行赋值打分,最后取算术平均数作为最终得分。由表5第(5)列可知交互项 S^2O 和 S^2 的系数符号相反,且 S^2O 的系数在5%的水平上显著,说明在加入管理层过度自信这一调节变量,倒“U”型曲线更趋于平缓,假设2的结论是稳健的。

4.5 内生性检验

4.5.1 使用固定效应回归

为控制潜在与模型设定相关的问题,本研究使用固定效应回归,控制公司层面的特征,回归结果如表6列(1)和列(2)所示,冗余资源平方项的系数为-0.0015,在5%的水平上显著为负,冗余资源平方项与管理层过度自信交乘项的系数为0.0008,在5%的水平上显著为正,说明管理层过度自信会弱化冗余资源与水敏感企业环保投资之间的倒“U”型关系,进一步证明了本文结论的稳健性。

4.5.2 工具变量法

冗余资源对环保投资有显著影响,但是公司环保投资的提升也可能扩大冗余资源。如果冗余资源是内生变量,那么本文的结论会因反向因果问题产生偏差。因此我们借鉴邬雪等^[51]的做法,使用滞后一期的冗余资源($L.S$)作为工具变量,统计检验的结果不存在工具变量弱识别或过度识别的问题。回

表5 稳健性检验

变量	Tobit 回归		替换被解释变量		替换调节变量
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(2)
S	0.0155*** (4.84)	0.0208*** (5.43)	0.1373** (2.03)	0.2155** (2.49)	0.0331*** (4.23)
S^2	-0.0012*** (-4.06)	-0.0018*** (-4.78)	-0.0110* (-1.72)	-0.0209** (-2.39)	-0.0033*** (-3.45)
SO		-0.0080** (-2.46)		-0.1395* (-1.82)	-0.0270*** (-2.65)
S^2O		0.0009** (2.18)		0.0183** (1.99)	0.0031** (2.42)
O		0.0115** (2.55)		0.0856 (0.77)	0.0438*** (3.10)
L	0.0946*** (7.43)	0.0985*** (7.62)	1.0299*** (3.75)	1.0617*** (3.83)	0.0956*** (7.44)
Z	-0.0013 (-1.17)	-0.0014 (-1.34)	0.0060 (0.24)	0.0060 (0.24)	-0.0013 (-1.18)
A	-0.0256* (-1.65)	-0.0341** (-2.12)	-0.4441 (-1.63)	-0.3243 (-1.22)	-0.0254 (-1.62)
C	-0.0171*** (-2.61)	-0.0174*** (-2.65)	-0.3427** (-2.12)	-0.3446** (-2.13)	-0.0165** (-2.46)
V	0.4343*** (10.99)	0.4320*** (10.99)	6.4750*** (7.70)	6.4801*** (7.71)	0.4333*** (10.86)
G	0.0014 (0.61)	0.0011 (0.47)	-0.0394 (-0.94)	-0.0307 (-0.73)	0.0013 (0.56)
I	-0.0398** (-2.33)	-0.0384** (-2.25)	-0.2909 (-0.70)	-0.2736 (-0.65)	-0.0402** (-2.34)
T	0.0017 (0.88)	0.0020 (1.06)	0.1385*** (2.82)	0.1357*** (2.74)	0.0024 (1.22)
D	0.0034** (2.38)	0.0035** (2.44)	0.0409 (1.30)	0.0437 (1.38)	0.0032** (2.21)
R	-1.3856** (-2.12)	-1.4270** (-2.19)	-10.7345 (-0.63)	-10.1100 (-0.59)	-1.2789* (-1.93)
M	-0.0002 (-0.15)	-0.0001 (-0.09)	-0.0113 (-0.43)	-0.0132 (-0.50)	-0.0002 (-0.18)
常数	-0.0305 (-1.27)	-0.0362 (-1.50)	-0.7605 (-1.37)	-0.8466 (-1.53)	-0.0594** (-2.24)
var($e.E$)	0.0020*** (14.93)	0.0020*** (14.96)			
年度	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2893	2893	2893	2893	2893
R^2			0.1353	0.1364	0.2769

表6 内生性检验

变量	固定效应回归		工具变量第一阶段回归		工具变量第二阶段回归
	模型(1)	模型(2)	S	S ²	
S	0.0158*** (2.67)	0.0198*** (3.23)			0.0231** (2.55)
S ²	-0.0015** (-2.51)	-0.0020*** (-3.24)			-0.0019* (-1.90)
L.S			0.2138** (2.36)	-1.5970* (-1.92)	
L.S ²			0.0433*** (3.02)	0.7838*** (5.26)	
SO		-0.0064** (-2.21)			
S ² O		0.0008** (2.20)			
O		0.0096** (2.48)			
L	0.1172*** (4.07)	0.1193*** (4.11)	-2.9447*** (-12.43)	-12.5744*** (-7.42)	0.1144*** (4.44)
Z	-0.0018(-0.28)	-0.0014(-0.22)	0.0030(0.16)	-0.0282(-0.22)	-0.0017(-1.22)
A	-0.0003(-0.01)	-0.0117(-0.53)	0.5016*(1.74)	3.4737(1.43)	-0.0439** (-2.15)
C	-0.0120(-1.15)	-0.0121(-1.17)	-0.3062(-1.25)	-2.7891(-1.41)	-0.0126(-1.05)
V	0.4539*** (7.58)	0.4517*** (7.55)	-1.6519*** (-4.68)	-9.1326*** (-3.17)	0.4510*** (8.76)
G	-0.0002(-0.06)	-0.0007(-0.27)	-0.0978(-1.52)	-0.6621(-1.17)	-0.0003(-0.10)
I	0.0213(0.70)	0.0242(0.80)	-0.1624(-0.60)	-1.1866(-0.58)	-0.0695*** (-3.14)
T	0.0111(1.29)	0.0116(1.35)	0.0231(0.64)	0.0582(0.21)	0.0010(0.43)
D	0.0103(1.35)	0.0100(1.31)	-0.0340(-1.03)	-0.2031(-0.77)	0.0030(1.17)
R	1.1459(1.36)	1.1536(1.38)	-15.4660(-1.24)	-110.9116(-1.15)	-1.7453** (-2.02)
M	-0.0011(-0.75)	-0.0011(-0.71)	0.0487*** (2.67)	0.3416** (2.32)	-0.0001(-0.06)
常数	-0.0526(-0.37)	-0.0674(-0.47)	2.6234*** (5.83)	10.8653*** (3.16)	-0.0300(-0.85)
年度	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2893	2893	1692	1692	1692
R ²	0.1651	0.1680	0.7990	0.6440	0.2950

归结果显示,二次项系数在10%的水平上显著为负,表明冗余资源与环保投资之间存在显著的倒“U”型曲线关系。

5 异质性分析

5.1 按企业是否进行ISO14001体系认证分组回归

水敏感企业要获得ISO14001认证,必须确保公司原材料、生产流程符合环境法规的要求,持续履行改善环境的承诺。我国ISO14001认证主体是独立第三方,若企业要更新认证,仍需要每三年进行一次全面的再认证审核。ISO14001体系在强化管理层环保意识的同时,约束管理层的机会主义行为,使得管理者规范利用冗余资源履行环境责任。由于政府会重点关注进行ISO14001认证的水敏感企业,管理层会充分利用冗余资源提升环保投资水平。因此,进行ISO14001认证的企业,冗余资源和环保投资的倒“U”型关系会被削弱,线性正向关系将会显现。而未进行ISO14001认证的企业的冗余资源与环保投资之间的倒“U”型关系依然成立。

本文根据水敏感企业是否进行ISO14001认证分组,借鉴张兆国等^[52]的做法,当且仅当一年中企业ISO14001认证的有效时间大于等于6月时,取值为1,否则为0,分组回归的结果如表7中的列(1)和列(3)所示。未进行ISO14001认证的企业组别中,S²的系数为-0.0011,在1%的水平上显著为负,而

进行ISO14001认证的企业组别中S²的系数未通过检验,倒“U”型关系不成立。S的系数为0.0102,在10%的水平上显著。说明在这些企业样本中冗余资源与环保投资之间存在线性关系:环保投资随着冗余资源的增加而增加,表明ISO14001认证督促企业规范使用冗余资源来提升环境绩效。表7列(2)和列(4)报告了管理层过度自信对主关系的调节效应。由列(2)可以看到,在进行环境管理体系认证的企业中,SO的系数为-0.0001,但不显著,即管理层过度自信在冗余资源与环保投资的线性关系中的调节作用并不显著,可能因为环境管理体系加大了企业面临的外部制度压力^[52],使其更易受到政府和外部利益相关者的关注,从而督促企业履行环境责任。相较于政府监管等外部因素,管理层个人特质发挥的作用较小。由列(4)可以看到,在未进行环境管理体系认证的企业中,S²O的系数为0.0008,在10%的水平上显著,管理层过度自信削弱了冗余资源与环保投资之间的倒“U”型关系,可能因为没有外部监管压力的加持,管理层过度自信的调节效应较为显著。

5.2 按企业产权性质分组回归

相较于非国有企业,国有水敏感企业受政府干预较多,会承担更多的环境社会责任。在拥有适当冗余资源的情况下,国有水敏感企业在监管压力下加大环保投资力度,而非国有企业则将重心放在提

表7 异质性分析

变量	进行 ISO14001 认证		未进行 ISO14001 认证		国有企业		非国有企业	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
S	0.0102 [*] (1.65)	0.0094 (1.25)	0.0145 ^{***} (3.50)	0.0197 ^{***} (4.03)	0.0282 ^{***} (4.62)	0.0313 ^{***} (4.30)	0.0107 ^{***} (2.66)	0.0166 ^{***} (3.43)
S^2	-0.0007 (-1.21)	-0.0007 (-0.95)	-0.0011 ^{***} (-2.81)	-0.0016 ^{***} (-3.44)	-0.0024 ^{***} (-3.98)	-0.0027 ^{***} (-3.60)	-0.0007 [*] (-1.92)	-0.0014 ^{***} (-2.97)
SO		-0.0001 (-0.02)		-0.0074 [*] (-1.81)		-0.0047 (-0.77)		-0.0092 ^{**} (-2.22)
S^2O		0.0003 (0.33)		0.0008 [*] (1.76)		0.0004 (0.50)		0.0011 ^{**} (2.18)
O		-0.0015 (-0.18)		0.0103 [*] (1.84)		0.0072 (1.00)		0.0124 ^{**} (2.05)
L	0.0813 ^{***} (3.25)	0.0798 ^{***} (3.16)	0.0860 ^{***} (5.56)	0.0899 ^{***} (5.69)	0.1199 ^{***} (5.80)	0.1220 ^{***} (5.79)	0.0878 ^{***} (4.99)	0.0910 ^{***} (5.11)
Z	-0.0062 ^{***} (-2.60)	-0.0062 ^{**} (-2.58)	0.0003 (0.22)	0.0001 (0.07)	-0.0022 (-1.26)	-0.0022 (-1.28)	-0.0010 (-0.67)	-0.0012 (-0.82)
A	0.0124 (0.42)	0.0157 (0.50)	-0.0342 [*] (-1.75)	-0.0401 ^{**} (-2.01)	-0.0485 (-1.32)	-0.0576 (-1.45)	-0.0241 (-1.37)	-0.0306 [*] (-1.72)
C	-0.0437 ^{***} (-3.30)	-0.0439 ^{***} (-3.34)	-0.0090 (-1.05)	-0.0098 (-1.13)	-0.0245 ^{**} (-2.15)	-0.0244 ^{**} (-2.13)	-0.0107 (-1.24)	-0.0114 (-1.31)
V	0.4763 ^{***} (5.84)	0.4771 ^{***} (5.90)	0.4030 ^{***} (8.31)	0.4026 ^{***} (8.29)	0.6638 ^{***} (7.77)	0.6595 ^{***} (7.76)	0.3615 ^{***} (8.22)	0.3603 ^{***} (8.23)
G	0.0000 (0.01)	0.0000 (0.01)	0.0002 (0.08)	0.0001 (0.02)	-0.0011 (-0.28)	-0.0011 (-0.29)	0.0024 (0.77)	0.0020 (0.62)
I	-0.0483 (-1.45)	-0.0477 (-1.44)	-0.0569 ^{***} (-2.64)	-0.0532 ^{**} (-2.48)	-0.0787 ^{**} (-2.35)	-0.0781 ^{**} (-2.33)	-0.0279 (-1.33)	-0.0264 (-1.26)
T	-0.0039 (-1.12)	-0.0041 (-1.17)	0.0033 (1.35)	0.0038 (1.55)				
D	0.0092 ^{***} (3.08)	0.0091 ^{***} (3.05)	0.0022 (1.23)	0.0023 (1.30)	0.0069 ^{**} (2.04)	0.0069 ^{**} (2.04)	0.0020 (1.18)	0.0022 (1.30)
R	0.3146 (0.26)	0.3002 (0.25)	-2.1697 ^{***} (-2.67)	-2.1781 ^{***} (-2.67)	0.3097 (0.27)	0.2656 (0.23)	-2.0721 ^{**} (-2.40)	-2.0926 ^{**} (-2.43)
M	0.0002 (0.11)	0.0002 (0.13)	-0.0002 (-0.14)	-0.0001 (-0.10)	0.0021 (1.16)	0.0021 (1.15)	-0.0009 (-0.71)	-0.0008 (-0.61)
常数	0.0943 ^{**} (2.11)	0.0957 ^{**} (2.12)	-0.0530 [*] (-1.65)	-0.0593 [*] (-1.84)	-0.0501 (-1.38)	-0.0528 (-1.46)	-0.0177 (-0.51)	-0.0244 (-0.70)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	773	773	1772	1772	966	966	1927	1927
R^2	0.3251	0.3256	0.2833	0.2853	0.3769	0.3781	0.2633	0.2656

升经济效益上。然而,当冗余资源过剩时,非国有企业为了获取利于自身发展的政府资源和树良好的公众形象,会进行环保方面的投资,积极履行社会责任,而国有企业则更多地将冗余资源投放到带动当地经济发展的项目投资和促进高管政治晋升的“面子工程”上,较少进行成本较高的环保投资。因此,冗余资源较多时,国有水敏感企业能够显著促进环保投资,然而过度冗余资源对环保投资的挤出效应也在国有企业中更加明显。

本文根据产权性质进行分组回归,结果如表7中的列(5)和列(7)所示, S 的系数均为正,且在1%的水平下显著。 S^2 的系数均为负,且在1%或10%的水平下显著。国有企业组冗余资源的系数为

0.0282(t 值为4.62),非国有企业组冗余资源的系数为0.0107(t 值为2.66),冗余资源对国有企业环保投资的提升幅度为2.82%,非国有企业为1.07%,前者大于后者。国有企业组冗余资源二次项的系数为-0.0024(t 值为-3.98),非国有企业组冗余资源二次项的系数为-0.0007(t 值为-1.92),冗余资源对国有企业环保投资的抑制幅度为0.24%,非国有企业为0.07%,前者大于后者。总而言之,在国有水敏感企业中,适度冗余资源对环保投资水平的激励效应更大,过量冗余资源对环保投资水平的抑制效应更大。这可能是因为拥有适度冗余资源的情况下,国有水敏感企业迫于政府环境规制压力扩大环保投资规模,但当冗余资源过量时,

国有企业则成为了达成政治经济目标的铺路石,进行环保投资的意愿不强。

表7列(6)和列(8)报告了管理层过度自信对主关系的调节效应。在国有企业中, S^2O 的系数为 -0.0004 ,但并不显著,说明冗余资源与国有企业环保投资之间的关系很少受到管理层过度自信的影响。可能的原因在于,国有水敏感企业受政府干预较多,承担的政策性负担较重。相较于监管制度等外部因素,管理层过度自信等内部因素发挥调节效应的空间有限。在非国有企业中, S^2O 的系数为 0.0011 大于全样本的系数 0.0009 ,在5%的水平上显著,调节效应得到了加强,可能因为非国有企业在环境保护中受到的监管压力较小,主要由管理层进行环保投资的决策活动,使其更多出于自身利益考量来履行环保责任。

6 结论与讨论

本文以2015—2020年沪深A股高水敏感性行业的上市公司为样本,运用OLS混合回归方法,研究冗余资源对企业环保投资的影响,实证结果显示:①冗余资源与水敏感企业环保投资之间存在倒“U”型关系:适量的冗余资源促进企业环保投资,但是当冗余资源超过某一界限时,则会阻碍企业环保投资。这意味着适量冗余资源为环保投资提供了稳定的资金,提升了管理层承担风险的意愿,使得企业更愿意探索相应的环保投资项目。但过多的冗余资源导致管理层投资目标的分散,增长了企业的惰性,从而使得企业减少环保投资这一探索性活动。本文进一步验证了胡丹等^[9]学者的倒“U”型曲线关系,反驳了Graves等^[5]的完全正向关系和Yang等^[6]的完全负向关系。②管理层过度自信会削弱冗余资源与水敏感企业环保投资之间的倒“U”型关系。当冗余资源处于较低水平时,过度自信的管理层倾向于运用冗余资源提升经济绩效,规避履行环保责任。而当冗余资源处于较高水平时,过度自信的管理层对环保投资项目持乐观态度,积极履行环境社会责任以达到优秀企业家的标准。③在进行环境管理体系认证的水敏感企业中,冗余资源与环保投资之间存在正向线性关系,管理层过度自信在冗余资源与环保投资的线性关系中的调节效应并不显著;未进行环境管理体系认证的水敏感企业中,冗余资源与环保投资之间的倒“U”型关系显著成立,管理层过度自信削弱了冗余资源与环保投资之间的倒“U”型关系。④相比于非国有企业,在国有水敏感企业中,冗余资源与环保投资之间存在更显著的倒“U”型关系。因为在拥有适度冗余资源的前提下,国有水敏感企业

迫于政府监管压力扩大环保投资规模,但当冗余资源过量时,国有企业则成为了高管政治晋升的工具,进行环保投资的意愿不强。管理层过度自信的调节效应在国有企业中并不显著,而在非国有企业中发挥了显著的负向调节作用,这是因为国有企业作为绿色发展的排头兵,承受的环境监管压力较大。相较于环境规制等外部因素,管理层过度自信的性格特征能够发挥的调节作用有限。

为此,提出以下政策建议:①冗余资源的增加对企业环保投资虽然具有显著的促进作用,但并非越多越好,过多的冗余资源对环保投资会产生抑制作用。因此,水敏感企业只有将冗余资源设定在合理的区间范围内,才能实现环保投资水平的提升。企业应加强对管理者的监督和激励,控制或发挥管理层过度自信的影响,充分发挥管理层过度自信对环保投资的积极作用,降低管理层过度自信对企业履行环境责任造成的危害。另外,企业也应主动进行环境管理体系认证,最大限度提高环境管理能力来降低环境风险。非国有水敏感企业也应当积极申请并取得环境管理体系认证,履行环境责任。②政府应正确引导水敏感企业积极开展环境实践,可以通过制定政府环保补贴、环保税等优惠政策推动落实ISO14001认证制度,加强政府对企业环境管理的支持。政府要定期组织培训,助推企业吸收和借鉴先进环境管理经验,激励企业在进行生产性投资的同时不忘引入先进的环保设备,开发新的绿色产品来增加经济效益。

本文虽然已经验证了冗余资源对企业环保投资的影响和边界条件,但仍有一些不足。首先,本文直接以总环保投资额来衡量企业的环保投资活动,而环保投资活动具有多种类型,本文并未涉及冗余资源是如何影响不同类型的环保投资。其次,本文尚未引入中介变量探索冗余资源对环保投资的作用机理,对于冗余资源具体通过何种路径推进企业的环保投资活动值得探索。最后,本文从高阶理论视角探讨了管理层过度自信在冗余资源与环保投资之间的调节作用,但还有其他因素影响二者之间的关系。根据以上不足,今后的研究可从以下一些方面展开:①可以将不同类型的环保投资活动进行分类,探讨冗余资源如何影响不同类型的环保投资,提高研究结论的精确性;②寻找对应的中介变量并理解其作用机理,深入挖掘冗余资源与环保投资之间的关系;③可结合烙印理论等经典理论,探讨管理层海外经历等因素在冗余资源与企业环保投资之间起何种作用,深入探索冗余资源影响环保投资的边界条件。

参考文献:

- [1] 肖红军. 共享价值式企业社会责任范式的反思与超越 [J]. 管理世界, 2020, 36(5): 87-115.
- [2] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注, 环境规制与企业环保投资 [J]. 南开管理评论, 2017(6): 83-94.
- [3] BHUIYAN M, HUANG H J, VILLIERS C D. Determinants of environmental investment: evidence from Europe [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 292: 125990.
- [4] 肖黎明, 李秀清. 绿色证券对企业绿色投资效率的影响: 基于六大高耗能行业上市企业的检验 [J]. 金融监管研究, 2020(12): 78-97.
- [5] GRAVES S B, WADDOCK S A. Institutional owners and corporate social performance [J]. *Academy of Management Review*, 1994, 37(4): 1034-1046.
- [6] YANG L, QIN H, LI L, et al. Resource slack, environmental management maturity and enterprise environmental protection investment: an enterprise life cycle adjustment perspective [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 309(1): 127339.
- [7] 王超发, 郭宏, 杨德林. 创新方式会影响企业投资价值吗: 基于冗余资源的调节效应验证 [J]. 统计研究, 2020, 37(7): 3-14.
- [8] 陈静, 曾德明, 欧阳晓平. 知识重组能力与高新技术企业绩效: 冗余资源与创新开放度的调节效应分析 [J]. 管理工程学报, 2021, 35(3): 23-33.
- [9] 胡丹, 胡祎蝶, 梁樑. 冗余资源、财政压力与企业社会责任表现 [J]. 华东经济管理, 2019, 33(6): 147-154.
- [10] CHENG Z, LI L, LIU J. The emissions reduction effect and technical progress effect of environmental regulation policy tools [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 149(4): 191-205.
- [11] 张琳, 张晓军, 席西民. 资源基础观的微观基础探寻: 领导者对组织资源获取的影响 [J]. 科技进步与对策, 2016, 33(8): 128-132.
- [12] ROLL R. The hubris hypothesis of corporate takeovers [J]. *Journal of Business*, 1986, 59(2): 197-216.
- [13] CAKIR S, HODGKINSON G P, GLAISTER K. Measuring attitudes towards slack resources: construct development and empirical validation [J]. *Academy of Management Annual Meeting Proceedings*, 2019(1): 15931.
- [14] 潘蓉蓉, 罗建强, 杨子超. 冗余资源与吸收能力调节作用下的制造企业服务化与企业价值研究 [J]. 管理学报, 2021, 18(12): 1772-1779.
- [15] LEYVA H, FERRON V, ARAGON J A. Do firms' slack resources influence the relationship between focused environmental innovations and financial performance? More is not always better [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 159(4): 1215-1227.
- [16] 陈文强. 组织冗余、股权激励与企业研发投入 [J]. 广东财经大学学报, 2018, 33(4): 51-61.
- [17] HUANG J W, LI Y H. Slack resources in team learning and project performance [J]. *Journal of Business Research*, 2012, 65(3): 381-388.
- [18] 付龔钰, 彭正银. 冗余资源、联盟组合资源多样性与企业创新绩效的作用机制 [J]. 中国科技论坛, 2022(1): 45-54.
- [19] GEIGER S W, MAKRI M. Exploration and exploitation innovation processes: the role of organizational slack in R&D intensive firms [J]. *Journal of High Technology Management Research*, 2006, 17(1): 97-108.
- [20] TAN J, PENG M W. Organizational slack and firm performance during economic transitions: two studies from an emerging economy [J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 24(13): 1249-1263.
- [21] NOHRIA L N. Reducing slack: the performance consequences of downsizing by large industrial firms [J]. *Strategic Management Journal*, 2005, 26(12): 1087-1108.
- [22] 金昕, 郭芮, 陈博玮, 邵俊岗. 绿色工艺创新如何提升企业绩效: 基于智力资本的多重中介和组织冗余的调节效应 [J]. 科技管理研究, 2022, 42(6): 221-228.
- [23] LIU H, DING X, GUO H, et al. How does slack affect product innovation in high-tech Chinese firms: the contingent value of entrepreneurial orientation [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2014, 31(1): 47-68.
- [24] 肖红军, 李井林. 责任铁律的动态检验: 来自中国上市公司并购样本的经验证据 [J]. 管理世界, 2018, 34(7): 114-135.
- [25] 周虹. 前瞻性环保、技术创新与企业绩效 [J]. 当代经济管理, 2020, 42(4): 12-18.
- [26] 舒利敏, 廖菁华. 末端治理还是绿色转型: 绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究 [J]. 国际金融研究, 2022(4): 12-22.
- [27] GUARIGLIA A, LIU P. To what extent do financing constraints affect Chinese firms' innovation activities? [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2014, (36): 223-240.
- [28] HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons: the organization as a reflection of its top managers [J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9(2): 193-206.
- [29] 苏昕, 刘昊龙. 多元化经营对研发投入的影响机制研究: 基于组织冗余的中介作用 [J]. 科研管理, 2018, 39(1): 126-134.
- [30] MILLER K D, LEIBLEIN M J. Corporate risk-return relations: returns variability versus downside risk [J]. *Academy of Management Journal*, 1996, 39(1): 91-122.
- [31] SCHEIDLER S, EDINGER L M, SPANJOL J, et al. Scrooge posing as Mother Teresa: how hypocritical social responsibility strategies hurt employees and firms [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 157(2): 339-358.
- [32] CUI Y, ZHANG Y, GUO J, et al. Top management team knowledge heterogeneity, ownership structure and financial performance: evidence from Chinese IT listed companies [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 140(1): 14-21.
- [33] 许秀梅, 党晓虹. CEO 技术专长与企业技术资本积累:

- CEO 过度自信的调节效应[J]. 科技进步与对策, 2022,39(22):140-150.
- [34] 李思飞,侯梦虹,王迪. 管理层过度自信与企业社会责任履行[J]. 金融评论,2015,7(5):58-69.
- [35] 曾辉祥,李世辉,周志方,等. 水资源信息披露、媒体报道与企业风险[J]. 会计研究,2018(4):89-96.
- [36] NAKAMURA E. Does environmental investment really contribute to firm performance? An empirical analysis using Japanese firms [J]. Eurasian Business Review, 2011,1(2):91-111.
- [37] 唐国平,李龙会,吴德军. 环境规制、行业属性与企业环保投资[J]. 会计研究,2013(6):83-89.
- [38] 张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资:一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究,2019,54(6):183-198.
- [39] 谢东明. 地方监管、垂直监管与企业环保投资:基于上市 A 股重污染企业的实证研究[J]. 会计研究,2020(11):170-186.
- [40] BOURGEOIS J. On the measurement of organizational slack[J]. Academy of Management Review,1981,6(1):29-39.
- [41] GOMES L K, RAMASWAMY K. An empirical examination of the form of the relationship between multinationality and performance [J]. Journal of International Business Studies,30:173-188.
- [42] 蒋春燕,赵曙明. 组织冗余与绩效的关系:中国上市公司的时间序列实证研究[J]. 管理世界,2004(5):108-115.
- [43] 柏群,杨云. 组织冗余资源对绿色创新绩效的影响:基于社会责任的中介作用[J]. 财经科学,2020(12):96-106.
- [44] 孙子凡,殷华方. CEO 过度自信研究述评与展望[J]. 华东经济管理,2020,34(3):119-128.
- [45] 姜付秀,张敏,陆正飞,陈才东. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境[J]. 经济研究,2009,44(1):131-143.
- [46] 魏哲海. 管理者过度自信、资本结构与公司绩效[J]. 工业技术经济,2018,37(6):3-12.
- [47] 刘媛媛,黄正源,刘晓璇. 环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资:来自 2015 年《环境保护法》实施的证据[J]. 会计研究,2021(5):175-192.
- [48] 邓博夫,王泰玮,吉利. 地区经济增长压力下的政府环境规制与企业环保投资:政府双重目标协调视角[J]. 财务研究,2021(3):70-81.
- [49] 杜建军,刘洪儒,吴浩源. 环保督察制度对企业环境保护投资的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(11):151-159.
- [50] HAANS R, PIETERS C, HEZ L. Thinking about U: theorizing and testing U- and inverted U-shaped relationships in strategy research [J]. Strategic Management Journal,2016,37(7):1177-1195.
- [51] 郭雪,杨勇. 组织冗余对企业绩效的影响:企业风险和经营效率的双重中介作用[J]. 商业研究,2022(4):97-107.
- [52] 张兆国,张弛,裴潇. 环境管理体系认证与企业环境绩效研究[J]. 管理学报,2020,17(7):1043-1051.

(收稿日期:2022-12-02 编辑:陈玉国)

· 简讯 ·

第 18 届世界水资源大会将在北京召开

经国务院批准,第 18 届世界水资源大会将于 2023 年 9 月 11—15 日在北京举办。大会由中华人民共和国水利部和国际水资源学会主办,水利水电规划设计总院和国际水资源学会中国委员会承办。李国英部长担任大会组委会名誉主席,王道席副部长担任大会组委会主席。

世界水资源大会是国际水资源学会组织的世界性学术会议,是国际水资源领域参加人员范围最广、影响范围最大、专业水平最高的学术会议之一,是世界水议程、水政策和水科学知识分享的重要国际交流平台。

大会主题:“水与万物:人与自然和谐共生”。下设 6 个分主题,分别是:变化环境下的“水资源—人口—经济—生态”纽带关系、提高用水效率效益和完善水公共服务、建设防灾减灾体系、提升水生态系统质量和稳定性、推进可持续的水利基础设施建设、水治理与管理创新。

大会宗旨:大会旨在提供一个重要的国际交流平台,重点解决全球水科学和水管理问题,同时彰显中国治水理念与成就,深化国际交流与合作。

大会活动形式:大会主要活动包括开幕式和闭幕式、高级别全体大会、专题会议、专场会议、边会、展会、文化参观、技术考察等。

大会官方网站:

中文网站:www.worldwatercongress.cn

英文网站:www.worldwatercongress.com

大会秘书处:

电话:010-63206657,010-63206656

邮箱:WWC18th@163.com;contact@worldwatercongress.cn

(摘自水利部网站,http://www.mwr.gov.cn/ztpd/2023ztbd/dsbjsjszydh/)