

绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”^{*}

——基于碳风险下企业降杠杆的证据

王嘉鑫 孙梦娜

(中南财经政法大学会计学院,湖北 武汉 430073)



内容提要:环境规制能否发挥绿色发展的导向作用,有效引导企业治理转型升级?已有研究发现,碳排放收紧引致较高的碳风险会抑制利息税盾的使用,降低财务杠杆,这与经典的环境规制有助于引导企业向资本市场开拓,从而增加财务杠杆的观点并不一致,被称之为绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”。本文以2016年我国签署具有历史性意义的全球气候变化新协议——《巴黎协定》为背景,以2010—2020年沪深A股上市公司为样本,采用双重差分模型检验碳风险对企业财务杠杆的影响。研究发现:碳密集型企业在该协定签署后显著降低了财务杠杆,且财务困境风险是影响碳风险降杠杆效应的作用机制;进一步研究表明,对于国有企业和融资约束水平较高的公司,上述效应更加显著;同时,碳排放收紧情境下碳风险的增加会显著降低债务期限结构、企业投资,并抑制“短贷长投”现象。以上研究结论表明,为应对绿色发展带来的机遇与挑战,企业应主动寻求治理转型,通过降杠杆来保障可持续发展。本文不仅丰富了环境规制与资本结构的相关研究,还为深化双碳目标下企业绿色转型、推动高质量发展提供理论依据与政策参考。

关键词:碳风险 巴黎协定 降杠杆 财务困境风险

中图分类号:F234.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)10—0041—21

一、引言

近年来,为打好打赢大气污染防治攻坚战,中国政府精准施策,强力治污。据国家大气污染防治攻关联合中心披露的数据,2013—2019年期间,我国74个重点大气中二氧化硫(SO₂)浓度降低75%,细颗粒物(PM_{2.5})浓度降低47%,二氧化氮(NO₂)浓度降低23%。经过几年努力,我国的大气污染防治工作取得一定成效,但以二氧化碳(CO₂)为主的碳排放仍高居不下,是中国在大气污染治理领域的一块“硬骨头”。2019年我国碳排放总量占全球的28%,其中约90%是由国内消费生产所致,且主要与燃烧化石燃料有关^①。在日益严峻的气候变化形势下,我国政府积极承担大国责任。2020年9月,国家主席习近平出席第七十五届联合国大会,提出中国将“采取更加有力的政策

收稿日期:2021-06-30

*** 基金项目:**教育部人文社会科学研究青年基金项目“政府机构重组与企业产品安全信息披露——基于新设‘市监局’的准自然实验研究”(20YJC630143);国家自然科学基金青年项目“美国稳就业、理工科人才跨境迁移与中国企业创新”(72102229);湖北省高校教学研究项目“审计法制人才培养与工作底稿教学资源建设——以《审计学》为例”(YB202061)。

作者简介:王嘉鑫,男,副教授,管理学博士,研究领域是公司治理、审计与公司财务等,电子邮箱:wang_charity@163.com;孙梦娜,女,博士研究生,研究领域是财务信息披露与公司治理,电子邮箱:1032355110@qq.com。通讯作者:王嘉鑫。

^①具体参见 <https://www.in-en.com/finance/html/energy-2246075.shtml>。

和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。同年,中央经济工作会议中,“碳达峰、碳中和”也被列入八大重点任务。这是碳排放目标首次被提至此高度,标志着我国将实施更有力的环境规制政策,坚定不移地把降碳和推动绿色发展作为促进经济社会全面绿色转型的总抓手。

气候政策收紧会导致企业生产经营受到冲击,在文献中通常称为“碳风险”(Gorgen等,2020)^[1]。现有文献普遍认为,碳风险产生的原因主要包括:(1)碳密集型企业减排要求下可能面临更大的经济处罚以及碳定价风险;(2)由于碳排放与化石燃料能源的使用有关,碳密集型企业可能无法充分消化现有的燃料储备而引发能源和商品价格下跌风险;(3)依赖化石能源的企业容易受到可再生能源技术风险的影响等(Bolton和Kacperczyk,2021)^[2]。国际清算银行在《绿天鹅》一书中指出,环境与气候问题可能带来金融危机,并首次提出“绿天鹅事件”将成为下一个资本市场的风险敞口。美国白宫发布《国家气候评估报告》,称环境问题会造成重大的经济损失,对企业利润、资本市场和家庭财富产生重大影响。伴随全球变暖等气候变化极端事件发生的范围逐步扩大,气候变化对人类构成日益严峻的威胁引起了全球广泛关注,世界各国团结一致,共同寻找碳风险应对策略。2016年4月22日,为应对气候变化,全世界178个缔约方在联合国总部共同签署了《巴黎协定》,在该协定的框架下,作为碳排放大国,我国提出“30·60”双碳目标,坚决履行减排承诺。随着强化环境规制逐渐成为国际主流趋势,碳风险经济后果的相关研究受到了学术界重点关注。已有研究基于欧盟排放交易体系的制度变化研究发现,企业业绩、股票回报存在碳风险溢价现象(Weitzman,2009^[3]; Oestreich和Tsiakas,2015^[4])。而作为正致力于经济社会全面绿色转型的中国,其市场主体格局、经济制度环境与西方国家存在较大差异,在此特殊国情下碳风险对资本市场层面的影响有何特点,传递机制又是怎样的呢?

财务杠杆集中反映了企业利益相关者的权利与义务,对企业治理效率起着决定性作用。通常而言,新兴经济体在高速发展中会伴随企业负债的上升,特别是2008年金融危机后,我国非金融企业的债务占比急速上升(钟宁桦等,2016)^[5]。过高的杠杆率会造成企业破产风险增加、银行债务危机和经济产能过剩等一系列多米诺效应(王红建等,2018)^[6]。为此,党的十九大报告首次将绿色发展列入国家发展战略,试图让环境治理引导企业治理转型升级。然而,中央绿色发展理念能否切实转化为企业资本结构的优化,依赖于企业的回应策略。理论上,依据波特假说,环境规制能够激励企业主动选择与之相适配的治理模式,以实现竞争优势和获得良好的经济效益(Porter和Linde,1995)^[7]。然而,碳风险对企业财务杠杆的影响难以简单判断,可能存在降低和增加两种截然相反的效应,两种观点孰是孰非尚未达成一致,也被称为绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”。本文提出的问题是,新常态下中国经济发展迈入深水区,企业同时面临绿色发展和治理转型的双重压力,如何平衡二者关系?

基于上述分析,本文拟以2016年我国签订《巴黎协定》作为外生事件,考察碳风险对企业财务杠杆的影响,为考察绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”提供一种可能的解释。本文的贡献可能有三点:第一,过往研究主要从财务和投资业绩、资本成本等角度考察碳风险在企业层面的经济后果,但鲜有研究碳风险是否以及如何影响企业财务杠杆选择。本文采用双重差分模型检验碳风险的上升对企业财务杠杆的降低作用,丰富和拓展了碳风险经济后果的相关研究。第二,本文从环境规制视角为企业资本结构领域的研究做了有益补充。权衡理论指出,企业资本结构的调整不仅取决于公司基本面状况,还有赖于外部政策的规制力度。在我国签署《巴黎协定》后,面对更严格的碳规制政策,企业会如何调整资本结构,学术界鲜有对此进行深入探讨。第三,本文利用我国签署《巴黎协定》作为准自然实验来识别碳风险与财务杠杆之间的因果关系,有助于缓解过往有关企业环境责任与公司财务决策研究的内生性问题。

二、制度背景、文献述评与研究假设

1. 制度背景

在2016年签署《巴黎协定》以前,我国面临着更为严峻的气候变化形势。据国际能源署统计,世界电、热生产行业的CO₂排放比重为42%,工业、交通运输业的比重分别18%、25%。从我国的现实情况来看,交通运输业比重相比全球较低,达10%,而来自电、热、工业的CO₂排放比重相对更高,其中,电、热生产行业比重高达51%,工业比重高达28%。通过统计1990—2016年间中国、美国的二氧化碳(CO₂)排放量发现,中国和美国CO₂排放量总额分别为1.5(百万)万吨和1.4(百万)万吨,全球CO₂排放量总额为7.3(百万)万吨,两国各自生产了全球约20%的CO₂排放量,存在较为严重的气候污染问题^①。同时,2016年中国国民生产总值(GDP)占到了全球GDP的15%。自签署《巴黎协定》协议后,中国初步建立了多轮驱动的能源稳定供应体系。“30·60”双碳目标是中国第一次提出明确的减排目标,意味着我国低碳转型决心不变,将采取更加有力的政策和措施,继续实现经济发展与碳排放的脱钩。2020年12月,国务院新闻办公室发布《新时代的中国能源发展》白皮书,数据表明,相较于2005年,我国2019年碳排放强度下降了48%,已率先完成2015年制定的碳排放降低40%~45%的目标。“30·60”双碳目标对于企业而言是一项严峻的挑战。我国第二产业一直占GDP比重较大,是经济发展的主要驱动力,而环境规制对第二产业冲击更大,该类企业迫切需要治理转型升级以适应时代发展。

2. 文献述评

工业活动是导致环境恶化的首要因素(张琦等,2019)^[8],企业不仅是社会财富的创造者,还是绿色治理转型的重要主体(李青原和肖泽华,2020)^[9]。随着全球各国逐渐加大对气候污染的治理力度,投资者也越发关注企业应对气候变化风险的战略选择及其产生的社会效益。从现有研究来看,学术界存在两种对立观点:一种观点是基于委托代理理论下的“股东费用观”,该观点认为,环境责任履行是管理者对公司资源的消耗,导致企业价值减值(Baboukardos,2018)^[10]。高环境绩效意味着高昂的成本,会降低企业未来收益(Kitzmueller和Shimshack,2012)^[11],而管理者不惜以此为代价,通过外部责任履行活动谋求私利(DiGiuli和Kostovetsky,2014)^[12]。另一种观点是基于利益相关者理论、自然资源理论下的“利益相关者价值最大化观”,该观点指出,环境责任履行是企业为满足各方要求做出的努力,有助于提高其竞争优势,带来价值增值(Koh等,2014)^[13]。一方面,基于利益相关者理论,企业综合考虑各方需求,不仅关注财务绩效,还会通过外部责任履行提高自身的社会效益,较高的社会责任感能够增强投资者对企业的认同感(Johnson等,2020)^[14],产生道德保险效应,提高企业竞争优势,增加公司价值(Godfrey,2005)^[15];另一方面,基于自然资源理论,企业拥有的关键资源会影响其持续竞争优势(Hart,1995)^[16]。随着西方国家构建了碳定价机制,碳排放衍变为一种能够影响企业未来运营发展的战略资源,是否将其纳入企业商业决策会影响投资者的价值判断。此外,不同情境下环境规制产生的实际溢出效应不尽相同(Bartram等,2021)^[17]。

总体而言,现有关于企业不同碳风险应对策略引发市场反应的研究相对较多,但结论不一,究其原因,主要在于投资者对环境绩效带来未来经济效益和成本的预期不同。此外,已有学者展开关于政策规制对企业资本结构决策影响的研究,主要集中在货币政策、劳动保护制度等方面(何德旭等,2020^[18];黄炳艺等,2020^[19])。而随着国家对气候问题的重视及更严格碳规制政策的颁布,环

① 数据来源于世界银行,具体参见:https://data.worldbank.org.cn/indicator/EN.ATM.CO2E.KT?end=2016&locations=CN-US&name_desc=true&start=1990。

境政策收紧加重了企业的碳风险及相应管理成本(Balachandran 和 Nguyen,2018)^[20],引发资本市场关注,并直接影响企业的融资环境和融资意愿,最终影响企业的财务决策。同时,碳风险对企业财务杠杆的影响难以简单判断,可能存在降低和增加两种截然相反的效应。一种观点认为,企业会通过权衡债务融资的收益与财务困境的成本做出财务杠杆决策(Kraus 和 Litzenberger,1973)^[21]。若碳风险引发财务困境风险上升,抵消了债务的税盾收益,那么企业可能更倾向于降低债务融资,以减轻碳风险的负面后果。另一种观点则认为,碳风险的增加可能鼓励企业使用清洁能源技术,促进其进入外部资本市场,导致债务融资增加和财务杠杆提高(Sharfman 和 Fernando,2008)^[22]。对此,本文基于2016年《巴黎协定》的签署这一研究背景,考察碳风险对企业财务杠杆的影响,有助于拓宽环境规制和资本结构决策的相关研究。

3. 研究假设

环境规制下碳风险的上升可能引发更高的财务困境风险(周志方等,2017)^[23],降低税盾收益,促使企业走向治理转型升级之路。这种碳风险下企业降杠杆的“自救”行为可能受到企业主观意愿和外部资金供给方“倒逼”压力双重因素的驱动。

基于权衡理论,企业会通过权衡杠杆税盾收益与财务困境成本做出财务杠杆决策(Graham,2003)^[24]。对于碳密集型企业而言:一方面,环境规制下,碳风险的提高将带来更大的遵循成本,减排及治污成本将挤占生产性支出(徐佳和崔静波,2020)^[25],抑制企业非环境技术创新(杜龙政等,2019)^[26],导致企业绩效降低(Brunnermeier 和 Cohen,2003)^[27],加重财务困境风险;另一方面,碳密集型企业本身通常具有较高的固定成本,如与碳相关的清理成本、合规和诉讼成本以及声誉损害成本等(Clarkson 等,2015)^[28],代价高昂且不易调整,会冲抵税盾收益。此时,企业可能更倾向于降低债务融资,着力治理转型升级,以减轻碳风险的负面后果。

基于规制理论,环境规制越严格,碳密集型企业受到的监管压力越大,进一步加大了信贷风险,导致更紧缩的融资供给。对于外部资金供给方来说:一方面,较高的碳风险意味着企业可能面临更高的潜在诉讼风险,为此,企业将投入更多的合规成本,致使其盈利能力和现金流大幅下降,原来为偿债准备的资金被消耗,引发债务违约风险;另一方面,环境违规事件可能会对企业声誉产生负面效应,削弱其市场竞争力,影响企业未来的经营发展,进一步降低其偿债能力,引发债务违约风险。上述情形均加剧了债权人和企业间的代理问题,致使外部资金供给方提高贷款标准和贷款利率。此时,金融环境紧缩可能“倒逼”企业治理转型升级,驱动企业通过降低债务融资减轻碳风险的负面后果。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:碳风险的上升会导致企业降低财务杠杆。

然而,基于“波特假说”,环境规制能激发企业创新,不仅带来能源效率的提升和大量资金需求,还有助于获取外部资金供给方的信任。对于碳密集型企业来说,当面临更加严格的环境政策冲击时,其生产成本和减排费用会显著提升,可能迫使企业减少碳密集型技术的使用,同时通过生产模式转型、低碳技术创新产生补偿效应,抵消高额成本支出(Rassier 和 Earnhart,2015)^[29],避免被市场淘汰。在技术升级进程中,企业会加大研发支出(Milani,2017)^[30],并进行大范围生产模式改革,产生大量资金需求(罗知和齐博成,2021)^[31],促使企业进入外部资本市场,提高债务融资和财务杠杆(Sharfman 和 Fernando,2008)^[22],充分发挥税盾作用。对于外部资金供给方来说,碳排放信息会影响贷款人的决定(Herbohn 等,2019)^[32],企业通过创新升级提高了自身竞争优势,能够吸引更多外部投资,从而导致更高的财务杠杆。因此,本文提出如下假设:

H_{1b}:碳风险的上升会导致企业增加财务杠杆。

碳密集型企业大多为传统行业,这类企业通常对高污染、高排放的生产流程存在路径依赖性,更易受到环境政策变更的冲击。为完成减排目标,企业需要投资大量资金进行设备改造升

级,还需应对更多清理成本、合规和诉讼成本以及声誉损害成本(Clarkson 等,2015)^[28],高昂的成本支出削弱了其履行债务偿还义务的能力(Serfling,2016)^[33],导致企业财务困境风险上升。基于组织感知反馈理论模型(Weick,1979)^[34],作为一个“感知—评价—反馈”系统,企业在面临外部冲击时,并不会仅充当被动接受者,而是会做出积极的应对。已有研究发现,为规避经济政策冲击带来的风险,企业会调整债务融资规模、负债模式以及投资需求(王红建等,2014^[35];何捷等,2017^[36];宫汝凯等,2019^[37])。当外部碳风险上升,大量治污成本支出占用了企业为偿还债务准备的经济资源,这可能影响企业的偿债能力以及现金流敏感性,同时当债权人和企业间代理问题更严重的情况下,为预防企业投机性的碳相关活动,债权人可能会调整契约条款,如贷款金额、贷款期限和债务担保等(Painter,2020)^[38]。此时,企业主动调整财务杠杆策略有助于缓解现金流短缺的困境,同时避免承担因外部冲击招致的额外融资成本,降低其财务困境风险。因此,在较高的碳风险下,碳密集型企业调整杠杆决策来应对财务困境风险的动机更强。因此,本文提出如下假设:

H₂:财务困境风险是影响碳风险下企业杠杆决策的作用机制。

三、研究设计

1. 样本选择

本文以中国签署《巴黎协定》为契机,将 2010—2020 年沪深 A 股上市企业作为研究对象,并进行如下处理:剔除金融、保险业;剔除 ST、*ST;剔除财务数据缺失企业。最终得到 11 年 27576 条“企业一年度”观测值。本文使用的财务及治理数据均来源于 CSMAR 数据库。同时,为避免极值的影响,本文对连续变量上下缩尾 1%。

2. 研究设计

传统实证研究方法下,碳风险与企业财务决策存在较强的内生性问题(Levine 等,2020)^[39],导致参数估计结果有偏差。2016 年《巴黎协定》的签署为本文提供了很好的准自然实验条件,一方面,《巴黎协定》的签署对企业来说是外生事件;另一方面,本文以行业碳排放性质对企业进行分类,《巴黎协定》的实施对象是碳密集型企业,对低碳排放企业没有影响,故碳密集型和低碳排放企业是很好的实验组和控制组。在此条件下,本文利用双重差分模型(DID)来识别碳风险与企业财务杠杆之间的因果关系。DID 模型在很大程度上避免了逆向因果问题,能较好地排除政策之外其他因素对估计结果的干扰,且时间、个体固定效应缓解了遗漏变量问题。

为检验假设 H₁,本文建立如下模型:

$$Lev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Carbon_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Carbon_i \times Post_t + X_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Lev 为因变量,表示企业财务杠杆。参照林明裕和胡日东(2020)^[40]的方法,本文选取账面杠杆和市场杠杆作为财务杠杆的代理变量,账面杠杆(Lev1)是长、短期债务之和与资产账面价值的比率,市场杠杆(Lev2)是长、短期债务之和与资产市场价值的比率,其中,资产市场价值 = 资产账面价值 - 股权账面价值 + 股权市场价值。

在模型(1)自变量的设计中,本文以 2016 年我国签署《巴黎协定》作为准自然实验,构建交互项(Carbon × Post)来捕捉签署《巴黎协定》后碳风险的杠杆效应。其中,Carbon 表示企业是否为实验组,碳密集型企业(实验组)为 1,其他企业(控制组)为 0。考虑到企业层面的碳排放数据缺失导致的小样本问题和碳风险的前瞻性特征,本文依据企业所在行业的碳排放性质,即行业的碳排放和能源消耗水平,确定碳密集型企业。企业个体特征可能会对本文结论产生干扰,Kruger(2015)^[41]认为,行业分类通常独立于个体企业,能较好地缓解碳风险与企业财务杠杆互为因果及二者同与其他企业特征相关的问题。具体而言,本文将处在电、热力和燃气生产供应业,石油、天然气开采业,

非金属、有色金属矿采选业,有色金属、黑色金属冶炼及压延加工业,化学原料、化学纤维及化学制品制造业,金属、黑色金属及非金属矿物制品业,石油加工炼焦及核燃料加工业,建筑装饰业,房屋、土木工程及其他建筑业,木材加工、造纸及木、竹、藤、棕、草、纸制品业,金属制品机械和设备修理业的企业定义为碳密集型企业,其他为低碳排放企业。 $Post$ 表示中国签署《巴黎协定》的时间变量,事件发生当年及以后为 1,其他年份为 0。本文重点关注系数 β_3 ,若 β_3 显著为负,表明碳风险的上升会导致企业降低财务杠杆,研究假设 H_{1a} 得到验证,反之,研究假设 H_{1b} 得到验证。 X 为系列控制变量,借鉴 Graham 等(2015)^[42],加入企业规模、盈利能力、有形资产比率、增长机会、成长能力、资产收益率、股权集中度、现金流量、企业上市年龄、两职合一、董事会规模、独立董事比例为控制变量,且均滞后一期,以缓解与财务杠杆的内生性。 μ_i 、 λ_t 分别为个体、年份固定效应。具体定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量符号	变量定义
<i>Lev1</i>	账面杠杆,长、短期债务之和与资产账面价值的比率
<i>Lev2</i>	市场杠杆,长、短期债务之和与资产市场价值的比率
<i>Carbon</i>	实验组虚拟变量,企业是碳密集型企业(具体分类参照上文),取值为 1,否则为 0
<i>Post</i>	时间虚拟变量,2016 年以前为 0,2016 年及以后为 1
<i>Z-score</i>	Z 指数,参照 Mackie-Mason(1990) ^[44] 的 Z-score 指标计算,该数值越小,表明财务困境风险越高
<i>Roavol</i>	收益波动率,具体为五年滚动窗口期年度 $EBIT/BA$ 的标准差,该数值越大,表明财务困境风险越高
<i>Size</i>	企业规模,资产账面价值取对数
<i>EBIT</i>	盈利能力,息税前利润与账面资产的比率
<i>PPE</i>	有形资产比率,固定资产与账面资产的比率
<i>MB</i>	增长机会,资产市场价值与账面价值的比率
<i>Growth</i>	成长能力,营业收入增长率
<i>ROA</i>	资产收益率,净利润与平均总资产的比率
<i>Top3</i>	股权集中度,前 3 大股东持股比例之和
<i>Cash</i>	现金流量,经营活动产生的现金流量净额与资产账面价值的比率
<i>Age</i>	企业上市年龄,上市年度加 1 取对数
<i>Dual</i>	两职合一,董事长与总经理兼任为 1,否则为 0
<i>Board</i>	董事会规模,董事会人数取对数
<i>Db</i>	独立董事比例,独立董事与董事会人数的比率

资料来源:作者整理

为检验假设 H₂, 本文参照余明桂等(2016)^[43], 建立如下模型:

$$Lev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Carbon_i \times Post_t \times Risk_{i,t} + \beta_2 Carbon_i \times Post_t + \beta_3 Carbon_i \times Risk_{i,t} + \beta_4 Post_t \times Risk_{i,t} + \beta_5 Carbon_i + \beta_6 Post_t + \beta_7 Risk_{i,t} + X_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, *Risk* 表示财务困境风险, 包括 *Z-score* 和 *RoaVol* 两指标。借鉴 Mackie-Mason(1990)^[44], 本文采用 *Z-score* 表示财务困境风险, 数值越小, 企业陷入财务困境的概率越高。具体计算公式为: $Z-score = [(1.4 \times \text{留存收益} + 3.3 \times \text{息税前利润} + 1.2 \times \text{净营运资本} + 1.0 \times \text{销售收入}) / \text{资产总额}] / 10000$ ^①。借鉴 Serfling(2016)^[33], 本文采用 *RoaVol* 衡量财务困境风险, 该指标表示, 固定成本占比较高的公司, 收益更容易受到经济条件变化的影响, 提高财务困境风险的概率, 即 *RoaVol* 数值越大, 企业财务困境风险越高。具体计算为: 五年滚动窗口期 *EBIT/BA* 的标准差。在模型(2)中, 本文主要关注 β_1 的符号, 其衡量了相对于低碳排放企业, 碳密集型企业财务困境风险变化对企业财务杠杆影响的增量。X 所包含控制变量的定义与模型(1)相同。

四、实证结果及分析

1. 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。其中, *Lev1* 和 *Lev2* 的最小值分别为 0.005、0.001, 最大值分别为 9.841、5.303, 即有部分企业债务融资极少, 而一些企业债务融资较高, 不同企业的债务融资差异性较大。*Carbon* 均值为 0.235, 表明实验组占总样本的 23.5%。*Z-score*、*RoaVol* 最小值分别为 0.000、-11.790, 最大值分别为 0.114、0.886, 表明样本企业财务困境风险存在较大差异。控制变量中, *EBIT* 最小值、最大值、中位数分别为 -2.231、4.933、0.054, 表明样本企业有盈有亏, 且大部分是盈利的。*PPE* 最大值为 0.971, 表明部分企业固定资产占比较高, 在环境规制下, 可能面临较大的减排压力。*MB* 均值为 1.890, 表明样本企业大多发展前景较好, 具备一定的投资价值。

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Lev1</i>	0.405	0.239	0.005	0.393	9.841
<i>Lev2</i>	0.301	0.222	0.001	0.250	5.303
<i>Carbon</i>	0.235	0.424	0.000	0.000	1.000
<i>Z-score</i>	0.007	0.005	0.000	0.006	0.114
<i>RoaVol</i>	-3.839	0.985	-11.790	-3.764	0.886
<i>Size</i>	22.123	1.300	19.503	21.939	26.059
<i>EBIT</i>	0.055	0.089	-2.231	0.054	4.933
<i>PPE</i>	0.211	0.161	0.000	0.179	0.971
<i>MB</i>	1.890	1.588	-0.016	1.433	37.139
<i>Growth</i>	5.913	814.732	-1.309	0.106	134607.063

① 之所以在 *Z-score* 原有计算的基础上除以 10000, 是为了消除指标间量纲和取值范围差异的影响。通过对 *Z-score* 进行标准化处理, 将数据缩放 10000 倍, 使 *Z-score* 属性值映射到 [0,1] 内。感谢审稿专家提出的宝贵建议。

续表 2

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>ROA</i>	0.040	0.676	-29.609	0.039	108.366
<i>Top3</i>	49.296	15.633	0.570	48.990	98.292
<i>Cash</i>	0.046	0.076	-1.543	0.046	2.222
<i>Age</i>	2.023	0.940	0.000	2.197	3.434
<i>Dual</i>	0.219	0.414	0.000	0.000	1.000
<i>Board</i>	2.162	0.220	1.099	2.197	3.045
<i>Db</i>	0.344	0.104	0.000	0.333	0.800

资料来源:作者整理

2. 单变量检验

本文对碳密集型和低碳排放企业在中国签署《巴黎协定》前后的财务杠杆(账面杠杆、市场杠杆)进行单变量检验。表3的Panel A、Panel B分别列出了相关结果。结果显示,在中国签署《巴黎协定》后,碳密集型企业账面、市场杠杆均显著下降,前后均值差异分别为-0.052、-0.021,且均在1%的水平上显著。相比而言,低碳排放组企业的账面杠杆虽有所下降,但幅度小于碳密集型企业,且市场杠杆不降反升。综合来看,不管是账面杠杆还是市场杠杆,碳密集型企业签署协议后的减速均显著高于低碳排放企业在同时期的减速,两组组间均值差异分别为-0.037、-0.028,且均在1%的水平上显著。以上结果初步表明中国签署《巴黎协定》后,碳密集型企业通过降杠杆应对更高的碳风险,假设 H_{1a} 得到初步验证。

表 3 单变量检验

变量	<i>Carbon</i> (1)		<i>Carbon</i> (0)		t 检验	
	均值	标准差	均值	标准差	均值差异 (1-0)	T 值
Panel A: <i>Lev1</i>						
<i>Post</i> (0)	0.481	0.233	0.399	0.254	0.083 ***	(16.50)
<i>Post</i> (1)	0.429	0.208	0.384	0.233	0.045 ***	(10.67)
均值差异	-0.052 ***		-0.015 ***		-0.037 ***	(-5.73)
T 值	(-9.87)		(-4.55)			
Panel B: <i>Lev2</i>						
<i>Post</i> (0)	0.375	0.235	0.278	0.223	0.098 ***	(21.36)
<i>Post</i> (1)	0.354	0.227	0.284	0.210	0.069 ***	(17.36)
均值差异	-0.021 ***		0.007 **		-0.028 ***	(-4.64)
T 值	(-3.80)		(2.40)			

注:***、**、* 分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为T值,下同

资料来源:作者整理

3. 中国签署《巴黎协定》的市场反应

为进一步验证中国签署《巴黎协定》这一外部冲击设计的有效性,本文考察了事件日前后的市

场反应。短期窗口不仅能有效捕捉市场对外部冲击的即时反应,还可以将其他事件的干扰降至最低。同时,鉴于中国股市可能存在信息提前泄露和投资者反应延迟的特殊情况,本文以2016年4月22日中国签署《巴黎协定》为事件日,评估了(-1,0)、(-1,+1)、(-2,0)、(-2,+2)这四个事件窗口的市场反应。表4列出了相关结果。结果显示:四个事件窗内,样本企业CAR均值分别为-0.014、-0.013、-0.016、-0.016,均在1%的水平上显著,表明中国签署《巴黎协定》会导致企业股价负向波动,这一外部冲击有效。

表4 中国签署《巴黎协定》的市场反应

变量	事件窗口			
	(-1,0)	(-1,+1)	(-2,0)	(-2,+2)
CAR	-0.014***	-0.013***	-0.016***	-0.016***
T值	(-43.07)	(-44.55)	(-40.80)	(-35.78)

资料来源:作者整理

4. 回归分析

(1)平行趋势检验。使用DID模型,必须要满足平行趋势假设,即在签署协定前,实验组和控制组应具有相同趋势。据此,本文检验了碳密集型和低碳排放企业财务杠杆的时间趋势分布,并以图形直观呈现。图1分别为两组企业账面杠杆、市场杠杆的平行趋势图,实线为碳密集型企业(实验组)的财务杠杆,虚线为低碳排放企业(控制组)的财务杠杆。由图1可见,在签署协定前,两组企业财务杠杆都保持着相似的变化趋势,在签署协定后,相较于低碳排放企业,碳密集型企业的财务杠杆增速放缓、减速加快,两组间距离缩小。此外,还采用事件研究法,对政策在不同年份间的动态经济效应进行呈现(每条竖线中的中间点为参数估计值,两端点为95%置信度时的置信区间)。如图2所示,签署协定前,两组间不存在显著差异。在签署协定后,系数均显著为负,满足平行趋势假设。以上结果均表明,本文的碳密集型企业 and 低碳排放企业的账面杠杆、市场杠杆满足平行趋势假设。

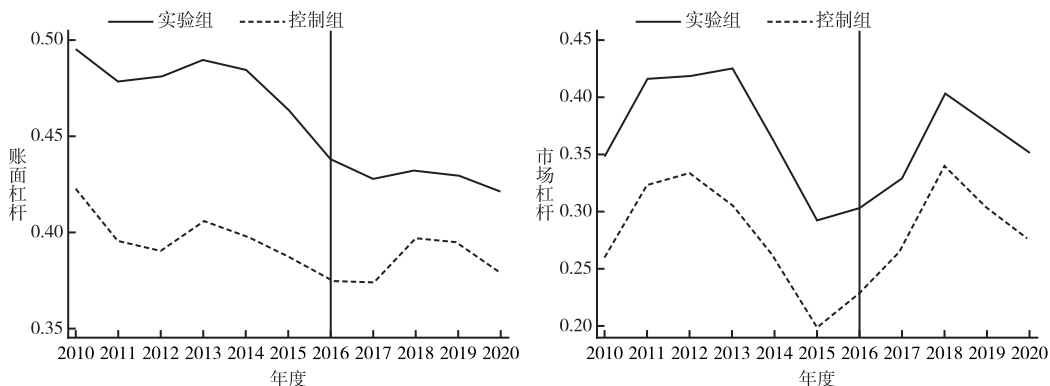


图1 碳密集型企业 and 低碳排放企业财务杠杆的时间趋势

资料来源:作者整理

(2)安慰剂检验。为排除2016年中国签署《巴黎协定》外其他政策或随机性因素对结论的影响,本文利用反事实法验证碳风险与企业财务杠杆间的因果关系(余明桂等,2021)^[45]。一方面,本文将实施时点随机分配重新回归,结果在表5的Panel A展示。结果显示:随机设定虚拟实施时点,Carbon × Post^{false}的系数不显著,表明本文研究结论确由2016年中国签署《巴黎协定》所致,而非其他政策或随机性因素驱动。

另一方面,为排除样本处理效应的干扰,本文参照Tan等(2020)^[46],打乱解释变量顺序,从中

随机选取部分样本,并人为设定“伪”实验组和“伪”控制组,从而构建一个新虚拟变量 $Carbon^{false}$ 和新的交互项 $Carbon^{false} \times Post$,代入模型(1)回归。由于“伪”实验组和“伪”控制组是通过随机生成,故预期 $Carbon^{false} \times Post$ 不会对财务杠杆产生显著负面影响,即系数不再显著,表明本文结论一定程度上稳健。按照上述方法重复进行 5000 次模拟实验,表 5 的 Panel B 列出了不同统计量下 $Carbon^{false} \times Post$ 的系数和 T 值。结果显示: $Carbon^{false} \times Post$ 的系数整体不显著或正显著,表明本文的研究结论确实由 2016 年中国签署《巴黎协定》所致,排除了其他政策或随机性因素干扰的可能性。

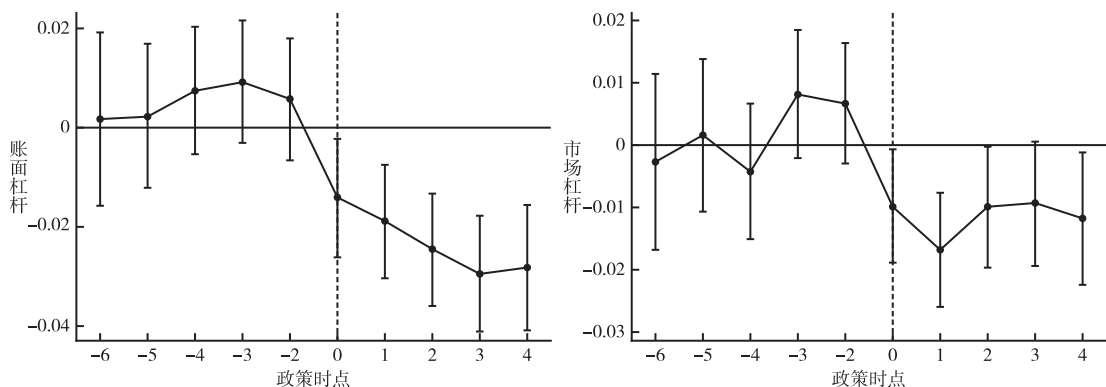


图 2 碳密集型企业 and 低碳排放企业财务杠杆的事件研究法趋势

资料来源:作者整理

(3)碳风险对企业财务杠杆影响的检验。表 6 列出了碳风险是否影响企业账面杠杆 ($Lev1$, 第 (1) ~ (4) 列) 和市场杠杆 ($Lev2$, 第 (5) ~ (8) 列) 的检验结果。结果显示:第 (1)、(5) 列为不加控制变量且不控制时间、个体固定效应的相关结果,第 (2)、(6) 列为不加控制变量但控制时间、个体固定效应的相关结果,第 (3)、(7) 列为仅加控制变量的结果,第 (4)、(8) 列为加控制变量且控制双重固定效应的相关结果。本文发现:在第 (1) ~ (8) 列中, $Carbon \times Post$ 的系数分别为 -0.037 、 -0.048 、 -0.024 、 0.024 、 -0.028 、 -0.033 、 -0.014 、 -0.018 ,且均在 1% 的水平上显著为负,表明无论加入控制变量与否、控制双重固定效应与否,碳风险均显著降低了企业的财务杠杆,支持了研究假设 H_{1a} 。

表 5 安慰剂检验

Panel A: 随机分配实施时点、随机设定实验组及控制组

变量	(1)	(2)
	$Lev1$	$Lev2$
	$Post$ 随机	$Post$ 随机
$Carbon$	-0.010 (-1.14)	0.004 (0.58)
$Post^{false}$	-0.001 (-0.29)	0.001 (0.84)
$Carbon \times Post^{false}$	0.001 (0.16)	0.002 (0.70)

续表 5

Panel A: 随机分配实施时点、随机设定实验组及控制组

变量	(1)	(2)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>
	<i>Post</i> 随机	<i>Post</i> 随机
常数项	-0.781 *** (-5.40)	-1.865 *** (-25.53)
控制变量	是	是
时间/个体固定效应	是	是
观测值	27576	27576
调整 R ²	0.640	0.804

Panel B: 随机选取部分样本重复进行 5000 次模拟实验

变量	标准差	均值	P5	P25	P50	P75	P95
<i>Carbon^{false} × Post</i>	0.005	0.004	-0.004	0.001	0.004	0.007	0.012
T 值	(1.68)	(1.418)	(-1.297)	(0.264)	(1.412)	(2.533)	(4.238)

资料来源:作者整理

表 6 碳风险与企业财务杠杆

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>
<i>Carbon</i>	0.083 *** (17.20)	0.002 (0.19)	0.039 *** (9.05)	0.001 (0.09)	0.098 *** (20.80)	0.027 *** (3.08)	0.037 *** (10.65)	0.013 * (1.94)
<i>Post</i>	-0.015 *** (-4.49)	0.052 *** (7.33)	-0.049 *** (-14.27)	-0.174 *** (-14.35)	0.007 ** (2.38)	0.070 *** (15.77)	-0.030 *** (-12.71)	-0.037 *** (-5.63)
<i>Carbon × Post</i>	-0.037 *** (-5.99)	-0.048 *** (-11.16)	-0.024 *** (-4.24)	-0.024 *** (-5.12)	-0.028 *** (-4.46)	-0.033 *** (-9.06)	-0.014 *** (-3.04)	-0.018 *** (-5.46)
<i>Size</i>			0.064 *** (43.35)	0.054 *** (9.66)			0.079 *** (56.84)	0.102 *** (33.45)
<i>EBIT</i>			-0.695 *** (-5.58)	-0.590 *** (-4.73)			-0.413 *** (-7.17)	-0.312 *** (-5.92)
<i>PPE</i>			0.038 *** (3.65)	0.100 *** (3.47)			0.045 *** (5.52)	0.081 *** (4.53)
<i>MB</i>			-0.004 *** (-3.63)	0.002 (1.55)			-0.043 *** (-23.39)	-0.019 *** (-16.25)

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>
<i>Growth</i>			0.000 *** (8.52)	0.000 ** (2.06)			0.000 *** (5.09)	0.000 *** (3.11)
<i>ROA</i>			0.016 *** (2.67)	0.009 (1.49)			0.014 *** (9.06)	0.009 *** (4.42)
<i>Top3</i>			-0.000 *** (-3.53)	-0.000 (-1.49)			0.001 *** (8.08)	0.001 *** (8.41)
<i>Cash</i>			-0.264 *** (-5.10)	-0.013 (-0.34)			-0.289 *** (-9.91)	-0.067 *** (-3.90)
<i>Age</i>			0.048 *** (20.49)	0.099 *** (16.71)			0.018 *** (9.52)	-0.021 *** (-4.94)
<i>Dual</i>			-0.000 (-0.07)	0.007 (1.28)			-0.003 (-1.47)	0.002 (0.56)
<i>Board</i>			-0.016 * (-1.79)	-0.035 * (-1.72)			-0.019 *** (-3.00)	-0.030 *** (-3.05)
<i>Db</i>			-0.042 * (-1.70)	-0.025 (-0.77)			-0.053 *** (-2.65)	-0.012 (-0.54)
常数项	0.399 *** (156.27)	0.391 *** (57.49)	-0.974 *** (-27.64)	-0.765 *** (-5.29)	0.278 *** (123.47)	0.243 *** (57.73)	-1.333 *** (-42.01)	-1.853 *** (-25.39)
时间/个体固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	29611	29611	27576	27576	29576	29576	27576	27576
调整 R ²	0.016	0.589	0.280	0.641	0.025	0.728	0.485	0.804

资料来源:作者整理

(4) 财务困境风险机制检验。表 7 列出了财务困境风险机制与企业财务杠杆的检验结果。分别使用 *Z-score* 和 *Roavol* 来衡量财务困境风险,结果显示:在第(1)~(4)列中,*Z-score* × *Carbon* × *Post* 和 *Roavol* × *Carbon* × *Post* 的回归系数均在 10% 及以上的水平上显著。以上结果表明,碳风险的上升会使得碳密集型企业对财务困境风险更加敏感,导致其选择降杠杆的治理转型方式进行应对,支持了研究假设 H₂,即财务困境风险是影响碳风险降杠杆效应的作用机制。

表 7 财务困境风险机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>
<i>Carbon</i>	0.045 *** (3.56)	0.052 *** (5.62)	0.026 (0.90)	0.005 (0.31)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>
<i>Post</i>	-0.126 *** (-13.61)	-0.059 *** (-8.65)	-0.188 *** (-5.14)	-0.058 *** (-3.91)
<i>Carbon × Post</i>	-0.053 *** (-6.31)	-0.033 *** (-5.02)	-0.116 *** (-3.01)	-0.077 *** (-4.41)
<i>Z-score × Carbon × Post</i>	3.557 *** (2.98)	1.585 * (1.95)		
<i>Z-score × Carbon</i>	-6.883 *** (-4.14)	-6.282 *** (-6.53)		
<i>Z-score × Post</i>	-2.554 *** (-3.43)	-2.296 *** (-5.04)		
<i>Z-score</i>	3.566 ** (2.37)	2.750 *** (3.95)		
<i>RoaVol × Carbon × Post</i>			-0.024 *** (-2.65)	-0.016 *** (-3.79)
<i>RoaVol × Carbon</i>			0.006 (0.90)	-0.003 (-0.79)
<i>RoaVol × Post</i>			-0.001 (-0.20)	-0.006 * (-1.91)
<i>RoaVol</i>			0.005 (1.00)	0.010 *** (4.22)
常数项	-0.907 *** (-6.02)	-1.888 *** (-23.57)	-0.763 *** (-5.20)	-1.823 *** (-24.67)
控制变量	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	26067	26067	27044	27044
调整 R ²	0.679	0.815	0.639	0.806

资料来源:作者整理

5. 稳健性检验

为确保结果有效性,本文还进行以下稳健性检验(限于篇幅,结果未列示)。

(1) PSM-DID 双重差分检验。本文中实验组和控制组企业的财务杠杆可能受其个体层面系统性差异的影响,导致样本选择偏误,而 PSM-DID 能有效缓解上述内生性问题。据此,本文采用 PSM-DID 模型进一步展开分析。首先,选取模型(1)中所有控制变量作为协变量,运用 Logit 模型对样本是否受中国签署《巴黎协定》影响进行倾向打分;其次,依据得分分别采用 1:1、1:2、1:3、1:4、1:5 的最近邻匹配原则对各年进行非重复匹配,以确保不同实验组样本不会匹配到同一个控制组样本,相同或相近的得分意味着两样本特征相似;最后,对所得样本采用模型(1)进行回归分析。结果仍然支持假设 H_{1a} 。

(2) 替换财务杠杆指标。已有研究发现,企业在进行财务杠杆决策时,不仅会改变其债务总量,还会改变其债务构成(Rauh 和 Sufi, 2010)^[47]。因此,本文还考虑了包括总负债以及短、长期负债比率在内的其他衡量标准(Titman 和 Wessels, 1988)^[48]。借鉴以往文献(Keefe 和 Yaghoubi, 2016)^[49],本文还分别将总负债与资产账面价值之比($TDebt/BA$)、总负债与资产市值之比($TDebt/MA$)、短期债务与资产账面价值之比($SDebt/BA$)、短期债务与资产账面价值之比($SDebt/MA$)、长期债务与资产市值之比($LDebt/BA$)、长期债务与资产市值之比($LDebt/MA$)代入模型(1)进行回归。结果显示,碳密集型企业不仅减少了财务杠杆中的总债务,还减少了借款和其他形式的负债。

(3) 缩尾并剔除杠杆率大于 1 的样本。为避免极值的影响,除在前文中在 1% 水平上对连续变量缩尾,本文还剔除杠杆率大于 1 样本并分别进行 2%、3%、5% 的缩尾。结果仍然支持假设 H_{1a} 。

(4) 重新定义碳密集型企业。交通运输行业与工业、建筑业并称碳排放三大重点行业,但已有研究发现,近年来交通运输业通过颁布车辆能源消费税、推广应用低碳交通运输装备等在降低碳排放方面取得显著成效(王开和傅利平, 2017)^[50],故前文未将交通运输业列为碳密集型企业。在稳健性检验中,为全面覆盖碳密集型企业样本,本文将交通运输业纳入实验组($Carbon1$),并代入模型(1)回归。结果仍然支持假设 H_{1a} 。

(5) 碳排放量。本文的研究前提是《巴黎协定》的签署能够规范碳密集型企业的碳排放行为,进而驱动企业在减排过程中通过降杠杆实现治理转型。为进一步验证这一前提,本文以企业碳排放量($Pollutant$)作为因变量,并代入模型(1)回归。结果显示,碳风险显著降低了企业碳排放量,本文的研究前提成立。

五、进一步分析

1. 异质性分析

(1) 产权性质的异质性检验。不同产权性质的企业在碳风险应对过程中具有不同的特点。第一,相比于民营企业,国有企业除经济发展外,还承担着更高的社会责任。随着我国签署《巴黎协定》,在更严格的碳规制下,作为高质量发展的领导者、产业升级的引领者,国有企业更应首当其冲承担更多的环境责任,受碳风险的冲击更大。第二,相比于民营企业,国有企业早年因政府隐性担保累积大量债务,去杠杆压力更大。已有研究发现,信贷资源的配置存在“所有制歧视”现象,所以中国的“杠杆风险”通常集中于国有企业(王红建等, 2018)^[6]。第三,相比于国有企业,民营企业市场竞争压力更大且更具有创新冒险精神(杜龙政等, 2019)^[26],应变能力更强,在碳规制压力下,能够及时根据政策要求调整研发方向,降低碳风险的影响。因此,随着我国签署《巴黎协定》,在更严格的碳规制下,国有企业受碳风险的影响更大。

为了检验产权性质对碳风险降低财务杠杆的影响,本文以是否为国有企业衡量产权性质,将样本分为国企($SOE = 1$)组和民企($SOE = 0$)组。表 8 列出了相关检验结果。结果发现:在国企组中,

Carbon × *Post* 的系数均在 1% 的水平上显著为负,而在民企组中二者关系并不显著,并通过了组间系数差异检验,表明碳风险的降杠杆效应对国有企业更明显。

表 8 产权性质的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>
	<i>SOE</i> = 1	<i>SOE</i> = 0	<i>SOE</i> = 1	<i>SOE</i> = 0
<i>Carbon</i>	-0.007 (-0.62)	0.002 (0.18)	0.005 (0.57)	0.011 (1.36)
<i>Post</i>	-0.116 *** (-8.44)	-0.174 *** (-7.02)	-0.028 *** (-3.31)	-0.057 *** (-4.86)
<i>Carbon</i> × <i>Post</i>	-0.025 *** (-5.69)	-0.007 (-1.33)	-0.015 *** (-3.85)	-0.006 (-1.38)
常数项	-1.067 *** (-5.03)	-0.601 ** (-2.44)	-2.189 *** (-23.52)	-1.418 *** (-12.82)
控制变量	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	10058	17518	10058	17518
调整 R ²	0.740	0.593	0.880	0.755
Chi-squared test	0.128 ***		0.120 ***	

资料来源:作者整理

(2) 融资约束的异质性检验。前文研究发现,随着碳风险的上升,较高的治污成本降低了碳密集型企业的偿债能力 (Serfling, 2016)^[33], 导致其财务困境风险增加,在这种情况下,企业会因税盾收益的降低而减少债务融资。相比而言,融资约束较高的企业外源融资渠道更少、融资成本更高、财务敏感性更强 (Agrawal 和 Matsa, 2013)^[51], 导致其抗风险能力更弱。当碳风险上升,融资约束较高的企业陷入财务困境的可能性更大,有更强的动机通过降杠杆进行“自救”。基于此,本文预期相对于融资约束较低的企业,碳风险在融资约束较高的企业中发挥的降杠杆效应更大。

为了检验不同融资约束对碳风险降低财务杠杆的影响,借鉴以往研究 (Hadlock 和 Pierce, 2010)^[52], 本文分别选取企业现金股利发放 (*Dividend*) 和 SA 指数 (*SA Index*) 衡量融资约束,现金股利发放越小、SA 指数越大,则意味着企业融资约束越严重。一方面,将低于同行业、同年度现金股利中位数的企业定义为融资约束高 (*FC* = 1) 组,其余为低 (*FC* = 0) 组;另一方面,将高于同行业、同年度 SA 指数中位数的企业定义为融资约束高 (*FC* = 1) 组,其余为低 (*FC* = 0) 组。表 9 为融资约束异质性的回归结果。可以看到:在融资约束高组中, *Carbon* × *Post* 的系数显著为负,而低组中不显著,并通过了组间系数差异检验,表明碳风险与财务杠杆的负向关系在融资约束较高的企业中更强。

表 9 融资约束的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev1</i>	<i>Lev1</i>	<i>Lev2</i>	<i>Lev2</i>
	<i>FC = 1</i>	<i>FC = 0</i>	<i>FC = 1</i>	<i>FC = 0</i>
Panel A: <i>Dividend</i>				
<i>Carbon</i>	0.018 (0.94)	0.002 (0.21)	0.030 ** (2.53)	0.002 (0.27)
<i>Post</i>	-0.181 *** (-5.66)	-0.168 *** (-24.84)	-0.046 *** (-2.86)	-0.050 *** (-7.09)
<i>Carbon × Post</i>	-0.049 *** (-3.35)	-0.003 (-1.06)	-0.030 *** (-3.56)	0.001 (0.29)
常数项	0.002 (0.01)	-1.465 *** (-24.61)	-1.754 *** (-9.99)	-2.102 *** (-32.52)
控制变量	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	9324	18252	9324	18252
调整 R ²	0.400	0.868	0.718	0.874
Chi-squared test	0.100 ***	0.041 ***		
Panel B: <i>SA Index</i>				
<i>Carbon</i>	0.006 (0.47)	-0.001 (-0.05)	0.022 ** (2.33)	0.014 (1.11)
<i>Post</i>	-0.185 *** (-7.59)	-0.177 *** (-7.21)	-0.071 *** (-5.53)	-0.035 ** (-2.12)
<i>Carbon × Post</i>	-0.033 *** (-4.20)	-0.001 (-0.12)	-0.022 *** (-4.89)	-0.011 (-1.64)
常数项	-0.481 (-1.54)	-1.440 *** (-10.57)	-1.971 *** (-14.35)	-2.194 *** (-16.43)
控制变量	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	14723	12808	14723	12808
调整 R ²	0.586	0.771	0.819	0.820
Chi-squared test	0.100 ***	0.044 ***		

资料来源:作者整理

2. 碳风险与债务期限结构

虽然前文研究结论从总体上表明,碳风险能降低碳密集型企业的财务杠杆,且财务困境风险是影响碳风险降杠杆效应的作用机制,但已有研究发现,当外部融资环境紧缩,企业可能通过调整债务期限结构来解决资金短缺问题(Campello 等,2011)^[53]。相对于长期贷款,短期贷款风险较小、灵活性更强。银行为控制企业违约风险,通常会选择短期信贷,而不愿发展长期信贷(Custodio 等,2013)^[54]。因此,本文预期碳风险会显著降低企业债务期限结构。借鉴王红军等(2018)^[6],以期末长期借款与长、短期借款之和的比值为债务期限结构(*Maturity*)的代理变量,并代入模型(1)进行回归。表10中第(1)列为相关检验结果。结果显示:*Carbon1* × *Post* 的系数在10%的水平上显著为负,表明碳风险显著降低了债务期限结构。

3. 碳风险与企业投资

《巴黎协定》签署后,在更严格的环境政策下,碳密集型企业迫于减排压力可能会减少对高碳排放项目的投资。因此,本文进一步研究碳风险对投资的影响。借鉴以往研究(钟凯等,2016^[55]; Peters 和 Taylor,2017^[56]),本文分别以投资水平、“短贷长投”^①衡量企业投资。一方面,本文按照以下方式计算投资水平(*Capext/BA*):资本支出与年初资产账面价值之比;另一方面,本文按照以下方式衡量“短贷长投”(*SFLI*):购建固定资产等投资活动现金支出 - (经营活动现金净流量 + 长期借款本期增加额 + 出售固定资产现金流入 + 本期权益增加额),用上期总资产剔除规模效应。碳风险与企业投资的检验结果呈现在表10第(2)列。结果显示:*Carbon1* × *Post* 的系数在10%的水平上显著为负,即碳风险显著降低了企业投资。第(3)列为碳风险与“短贷长投”的检验结果。结果表明,碳风险的增加显著抑制了“短贷长投”现象。

表 10 碳风险与债务期限结构、企业投资、“短贷长投”

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Maturity</i>	<i>Capext/BA</i>	<i>SFLI</i>
<i>Carbon</i>	-0.013 (-0.83)	0.014 *** (4.95)	0.002 (0.10)
<i>Post</i>	-0.050 *** (-3.52)	-0.013 *** (-4.93)	0.239 *** (18.16)
<i>Carbon</i> × <i>Post</i>	-0.015 * (-1.89)	-0.003 * (-1.83)	-0.037 *** (-4.67)
常数项	-1.234 *** (-9.44)	-0.090 *** (-3.27)	1.997 *** (13.65)
控制变量	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是
观测值	18380	26529	19634
调整 R ²	0.587	0.399	0.228

资料来源:作者整理

① 之所以选择“短贷长投”衡量企业投资,是因为在中国资本市场上,存在一种较为常见的“短贷长投”现象,这种现象会通过加剧经营风险、引发非效率投资、提高财务困境成本等途径对公司业绩造成严重的负面影响,值得关注。

六、结论与启示

近年来,我国将绿色发展提至国家发展战略的高度,试图以环境规制驱动企业走向绿色发展之路。那么,环境规制能否有效引导企业治理转型升级?对此,本文以我国2016年签署全球气候变化新协议——《巴黎协定》为背景,采用双重差分模型检验碳风险对企业财务杠杆的影响。研究发现:相比于低碳排放企业,碳密集型企业 在协定签署后显著降低了财务杠杆,且财务困境风险是影响碳风险降杠杆效应的作用机制;进一步检验发现,对于国有企业和融资约束水平较高的公司,上述效应更加显著;同时,碳排放收紧情境下碳风险的增加会显著降低债务期限结构、企业投资,并抑制“短贷长投”现象。以上结论表明,环境规制政策能够实现生态环境保护与治理转型的双赢。本文的研究有助于澄清绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”,并为决策制定者打赢“污染防治”这一攻坚战提供政策参考。

本文研究结论具有以下启示意义:第一,我国应坚定不移履行《巴黎协定》承诺,在全球气候问题上展现大国力量。《巴黎协定》的签署推动了全球气候治理的进程,也彰显了中国的大国担当。本文研究结论表明,虽然严格的环境规制会导致碳密集型企业碳风险的增加,但企业能够及时通过调整财务杠杆决策应对风险冲击,最终环境规制不仅不会制约企业经济发展,反而能够推动企业治理转型。因此,我国在未来实现“30·60”碳达峰碳中和目标的过程中,应继续履行《巴黎协定》承诺,采取更加有力的政策和措施,在解决全球气候问题上展现大国力量。

第二,政府作为政策供给者,在推行绿色发展理念、实现经济高质量发展的过程中,应以环境规制为重要抓手,有效引导企业治理转型升级,通过降杠杆来实现自身可持续发展。绿色发展理念是对马克思主义生态文明理论的继承和发展。生态环境部提出,牵住以降碳为源头治理举措的“牛鼻子”,坚决打好污染防治攻坚战。本文结论表明,减排降碳政策能够发挥绿色发展理念的导向作用,有效引导企业治理转型升级。因此,未来在推行绿色发展理念、实现经济高水平发展时,政府应以环境规制为抓手,建立健全经济发展体制,充分发挥其引导企业治理转型升级的作用,鼓励企业在面对碳风险时通过调节内部财务杠杆来防范外部风险冲击,将中央绿色发展理念切实转化为企业降杠杆的优化、治理结构的提升,驱动更多企业践行绿色发展之路,加快推动中国经济高质量发展。

第三,企业作为关键行动者,在应对环境规制带来的风险因素时应主动探寻治理转型升级之路,充分发挥绿色治理重要主体的主观能动性。自然环境因素变化的不确定性、复杂性可能会给企业带来较大的风险和不确定性,例如澳洲大火、非洲蝗灾以及新冠疫情等突发事件对经济发展产生了重大冲击,这就对企业抵御风险冲击并调整应对战略的能力提出了更高要求。本文研究表明,环境规制下碳风险的上升会使碳密集型企业对财务困境风险更加敏感,驱使碳密集型企业主动选择降杠杆的治理转型方式应对风险冲击。因此,企业在未来的经营发展中,一方面,应坚持绿色发展的理念,积极承担社会责任,为人民群众创建美好的生态环境,做落实《巴黎协定》的践行者和“绿水青山”的建设者;另一方面,在面对外部环境风险冲击时,应化“被动”为“主动”,灵活调整企业战略决策,加快治理转型,提高自身抗风险能力,为中国经济持续健康发展奠定基础。

参考文献

- [1] Gorgen, M., A. Jacob, M. Nerlinger, R. Riordan, M. Rohleder, and M. Wilkens. Carbon Risk[J]. SSRN Electronic Journal, 2020, DOI:10.2139/ssrn.2930897.

- [2] Bolton, P., and M. Kacperczyk. Do Investors Care About Carbon Risk? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142, (2): 517 – 549.
- [3] Weitzman, M. L. On Modeling and Interpreting the Economics of Catastrophic Climate Change [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91, (1): 1 – 19.
- [4] Oestreich, A. M., and I. Tsiakas. Carbon Emissions and Stock Returns: Evidence from the EU Emissions Trading Scheme [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, (58): 294 – 308.
- [5] 钟宇桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 苏楚林. 我国企业债务的结构性问题 [J]. *北京: 经济研究*, 2016, (7): 102 – 117.
- [6] 王红军, 杨筝, 阮刚铭, 曹瑜强. 放松利率管制、过度负债与债务期限结构 [J]. *北京: 金融研究*, 2018, (2): 100 – 117.
- [7] Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspective*, 1995, 9, (4): 97 – 118.
- [8] 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]. *北京: 经济研究*, 2019, (6): 183 – 198.
- [9] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2020, (9): 192 – 208.
- [10] Baboukardos, D. The Valuation Relevance of Environmental Performance Revisited: The Moderating Role of Environmental Provisions [J]. *The British Accounting Review*, 2018, 50, (1): 32 – 47.
- [11] Kitzmueller, M., and J. Shimshack. Economic Perspectives on Corporate Social Responsibility [J]. *Journal of Economic Literature*, 2012, 50, (1): 51 – 84.
- [12] Di Giuli, A., and L. Kostovetsky. Are Red or Blue Companies More Likely to go Green? Politics and Corporate Social Responsibility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111, (1): 158 – 180.
- [13] Koh, P., C. Qian, and H. Wang. Firm Litigation Risk and the Insurance Value of Corporate Social Performance [J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35, (10): 1464 – 1482.
- [14] Johnson, J. A., J. Theis, A. Vitalis, and D. Young. The Influence of Firms' Emissions Management Strategy Disclosures on Investors' Valuation Judgments [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37, (2): 642 – 664.
- [15] Godfrey, P. C. The Relationship between Corporate Philanthropy and Shareholder Wealth: A risk Management Perspective [J]. *Academy of Management Review*, 2005, 30, (4): 777 – 798.
- [16] Hart, S. L. A Natural-resource-based View of the Firm [J]. *The Academy of Management Review*, 1995, 20, (4): 986 – 1014.
- [17] Bartram, S., K. Hou, and S. Kim. Real Effects of Climate Policy: Financial Constraints and Spillovers [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, DOI:10.1016/j.jfineco.2021.06.015.
- [18] 何德旭, 张雪兰, 王朝阳, 包慧娜. 货币政策不确定性、银行信贷与企业资本结构动态调整 [J]. *北京: 经济管理*, 2020, (7): 5 – 22.
- [19] 黄炳艺, 陈书璜, 蔡欣妮. 劳动保护制度与公司资本结构关系研究——基于中国资本市场的经验证据 [J]. *北京: 会计研究*, 2020, (9): 71 – 84.
- [20] Balachandran, B., and J. H. Nguyen. Does Carbon Risk Matter in Firm Dividend Policy? Evidence From a Quasi-Natural Experiment in an Imputation Environment [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, (96): 249 – 267.
- [21] Kraus, A., and R. H. Litzenger. A State-preference Model of Optimal Financial Leverage [J]. *Journal of Finance*, 1973, 28, (4): 911 – 922.
- [22] Sharfman, M. P., and C. S. Fernando. Environmental Risk Management and the Cost of Capital [J]. *Strategic Management Journal*, 2008, 29, (6): 569 – 592.
- [23] 周志方, 温康, 曾辉祥. 碳风险、媒体关注度与债务融资成本——来自中国 A 股高碳行业上市企业的经验证据 [J]. *天津: 现代财经*, 2017, (8): 16 – 32.
- [24] Graham, J. R. Taxes and Corporate Finance: A Review [J]. *Review of Financial Studies*, 2003, 16, (4): 1075 – 1129.
- [25] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2020, (12): 178 – 196.
- [26] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 林伟芬. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2019, (10): 106 – 120.
- [27] Brunnermeier, S. B., and M. A. Cohen. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45, (2): 278 – 293.
- [28] Clarkson, P. M., Y. Li, M. Pinnuck, and G. D. Richardson. The Valuation Relevance of Greenhouse Gas Emissions under the European Union Carbon Emissions Trading Scheme [J]. *European Accounting Review*, 2015, 24, (3): 551 – 580.

- [29] Rassier, D. G., and D. Earnhart. Effects of Environmental Regulation on Actual and Expected Profitability [J]. *Ecological Economics*, 2015, (112): 129 – 140.
- [30] Milani, S. The Impact of Environmental Policy Stringency on Industrial R&D Conditional on Pollution Intensity and Relocation Costs [J]. *Environmental & Resource Economics*, 2017, 68, (3): 595 – 620.
- [31] 罗知, 齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2021, (2): 174 – 189.
- [32] Herbohn, K., R. Gao, and P. Clarkson. Evidence on Whether Banks Consider Carbon Risk in Their Lending Decisions [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158, (1): 155 – 175.
- [33] Serfling, M. Firing Costs and Capital Structure Decisions [J]. *Journal of Finance*, 2016, 71, (5): 2239 – 2285.
- [34] Weick, K. E. *The Social Psychology of Organizing* [M]. McGraw-Hill, Inc., 1979.
- [35] 王红建, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值 [J]. *北京: 金融研究*, 2014, (9): 53 – 68.
- [36] 何捷, 张会丽, 陆正飞. 货币政策与集团企业负债模式研究 [J]. *北京: 管理世界*, 2017, (5): 158 – 169.
- [37] 宫汝凯, 徐悦星, 王大中. 经济政策不确定性与企业杠杆率 [J]. *北京: 金融研究*, 2019, (10): 59 – 78.
- [38] Painter, M. An Inconvenient Cost: The Effects of Climate Change on Municipal Bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 135, (2): 468 – 482.
- [39] Levine, R., L. Chen, Z. Wang, and W. Xie. Bank Liquidity, Credit Supply and the Environment [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2020, DOI:10. 2139/ssrn. 3093506.
- [40] 林明裕, 胡日东. 我国非金融企业杠杆率的周期性特征分析 [J]. *武汉: 统计与决策*, 2020, (14): 128 – 132.
- [41] Kruger, P. Corporate Goodness and Shareholder Wealth [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115, (2): 304 – 329.
- [42] Graham, J. R., M. T. Leary, and M. R. Roberts. A Century of Capital Structure: The Leveraging of Corporate America [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118, (3): 658 – 683.
- [43] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2016, (12): 5 – 22.
- [44] Mackie-Mason, J. K. Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions? [J]. *The Journal of Finance*, 1990, 45, (5): 1471 – 1493.
- [45] 余明桂, 石沛宁, 钟慧洁, 张庆. 垄断与企业创新——来自《反垄断法》实施的证据 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2021, (1): 159 – 168.
- [46] Tan, Y., X. Tian, X. Zhang, and H. Zhao. The Real Effect of Partial Privatization on Corporate Innovation: Evidence from China's Split Share Structure Reform [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, (64): 1 – 23.
- [47] Rauh, J. D., and A. Sufi. Capital Structure and Debt Structure [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23, (12): 4242 – 4280.
- [48] Titman, S., and R. Wessels. The Determinants of Capital Structure Choice [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43, (1): 1 – 19.
- [49] Keefe, M. O., and M. Yaghoubi. The Influence of Cash Flow Volatility on Capital Structure and the Use of Debt of Different Maturities [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, (38): 18 – 36.
- [50] 王开, 傅利平. 京津冀产业碳排放强度变化及驱动因素研究 [J]. *济南: 中国人口·资源与环境*, 2017, (10): 115 – 121.
- [51] Agrawal, A. K., and D. A. Matsa. Labor Unemployment Risk and Corporate Financing Decisions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108, (2): 449 – 470.
- [52] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23, (5): 1909 – 1940.
- [53] Campello, M., E. Giambona, J. R. Graham, and C. R. Harvey. Liquidity Management and Corporate Investment During a Financial Crisis [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24, (6): 1944 – 1979.
- [54] Custodio, C., M. A. Ferreira, and L. Laureano. Why are US Firms Using More Short-term Debt? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108, (1): 182 – 212.
- [55] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜 [J]. *北京: 管理世界*, 2016, (3): 87 – 98.
- [56] Peters, R. H., and L. A. Taylor. Intangible Capital and the Investment-q Relation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 123, (2): 251 – 272.

The Mystery of Porter Hypothesis under Green Development and Governance Transformation: Evidence from Carbon Risk's Leverage Reduction

WANG Jia-xin, SUN Meng-na

(School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China)

Abstract: In recent years, China has achieved certain progress in pollution control, but at the same time, the control of carbon emissions, mainly based on carbon dioxide (CO₂), has become a tough nut in the field of air pollution control in China. Faced with the severe carbon emission situation, Chinese government takes the initiative to assume international responsibilities, actively responds to climate change, and promotes green low-carbon development of enterprises. At the same time, as the main source of carbon emissions, enterprises may face the risk of impact on production and operations, especially for carbon-intensive enterprises with relatively poor carbon performance, which creates greater uncertainty in their operations.

Since the 2008 financial crisis, the leverage ratio of Chinese non-financial enterprises has generally shown an upward trend. Excessive leverage will bring about a series of negative effects, such as increasing bankruptcy risk. Based on Porter Hypothesis, environmental regulations can encourage companies to actively choose a suitable governance model in order to achieve competitive advantage and obtain good economic benefits. However, the impact of carbon risk on capital structure is difficult to be simply judged. There may be two diametrically opposite effects of increase and decrease. Based on this reality, this article explores the relationship between green development and governance transformation under the dual pressures of corporate economic development and governance transformation, that is, how carbon risk affects corporate leverage.

Based on the above analysis, this article takes the signing of the Paris Agreement in 2016 as an exogenous event to examine the impact of carbon risk on corporate financial leverage, and to provide a possibility for investigating the mystery of Porter Hypothesis under green development and governance transformation. On the basis of systematically overcoming the endogenous of the policy and effectively alleviating the omissions of the biased variables, this study steadily finds that: (1) After the signing of the Paris Agreement, with the increase in carbon risk, carbon-intensive companies significantly reduces their financial leverage; (2) Carbon risk reduce the financial leverage of enterprises through the financial distress risk mechanism; (3) Further testing shows that the deleveraging effect of carbon risk is more significant for state-owned enterprises and companies with high financing constraints; (4) At the same time, the increase in carbon risk in the context of carbon emissions tightening will significantly reduce the debt maturity structure, corporate investment, and inhibit the phenomenon of "short-term loans and long-term investment".

The contribution of this paper may be as follows: (1) It helps to enrich and expand relevant research on the economic consequences of carbon risk from the perspective of capital structure. Previous studies have mainly examined the economic consequences of carbon risk at the enterprise level from the perspectives of financial and investment performance, capital cost, etc., but there are few studies on whether and how carbon risk affects the choice of corporate capital structure. This paper uses a difference-in-difference (DID) model test the effect of rising carbon risk on the reduction of corporate capital structure, which can enrich and expand relevant research on carbon risk from the perspective of capital structure. (2) It is helpful to enrich and expand relevant research on the influencing factors of corporate capital structure from the perspective of carbon risk. This study shows that companies facing high carbon risk due to carbon emissions tightening will reduce their financial leverage, enrich and expand relevant research on the factors affecting corporate capital structure from the perspective of carbon risk. (3) It is helpful to alleviate the endogenous problems of previous researches on corporate environmental responsibility and corporate financial decision-making. This article uses China's signing of the Paris Agreement as a quasi-natural experiment to identify the causal relationship between carbon risk and corporate financial decisions, which helps to make up for the lack of endogenousness in existing studies.

Key Words: carbon risk; the paris agreement; leverage reduction; financial distress risk

JEL Classification: Q52, R38, L51

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.12.003

(责任编辑: 闫梅)