

碳市场对审计定价的溢出效应研究

高 斌,张金龙

(广西民族大学 经济学院,广西 南宁 530006)

[摘 要]基于渐进推进的碳市场试点作为外生事件,使用多期三重差分模型探讨碳市场对高碳企业审计定价的影响。研究发现:碳市场的建立会对审计定价产生积极的溢出效应,从审计定价的视角支持了波特假说;政策动态效应表明在排除政策预期效应后,碳市场当期就对审计定价产生影响且呈强化趋势。机制检验发现碳市场通过信号效应渠道和绿色转型渠道影响审计定价,市场化水平和地区环保意识可以进一步加强碳市场对审计定价的溢出效应,还排除了审计意见购买假说。异质性分析结果表明,碳市场覆盖的不同行业和不同的碳市场试点区域存在差异性和非对称性影响。

[关键词]碳市场;审计定价;溢出效应;信号效应;绿色转型

[中图分类号]F832 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)05-0033-10

一、引言

全球气候变暖引发了一系列自然灾害问题,造成了全球生态环境的巨大破坏,严重影响了社会经济的绿色低碳发展。中国是全球碳排放量最大的国家,也是未来全球碳排放量增长的主要来源国,2020 年全球碳排放总量大致在 320 亿吨,中国碳排放就高达 98.9 亿吨。为抑制全球进一步变暖和环境问题的恶化,世界各国相继以政策、行政命令等形式宣示,提出在 21 世纪中叶实现碳中和的目标与承诺。习近平总书记在第七十五届联合国大会一般性辩论上的讲话中宣布:“中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,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。”在政府排污惩罚、治污补贴、碳市场配额管理和排放总量控制等一系列政策中,碳市场被认为是最具成本效益的市场工具^[1]。自 2011 年中国政府提出逐步建立碳市场后,目前我国存在 8 个试点区域碳交易市场,2021 年 7 月全国碳市场也正式启动,成为全球覆盖温室气体排放量规模最大的碳市场。

关于碳市场的相关研究有两种代表性的研究方法,即事前模拟评估法和事后经验法。事前模拟评估通过数值模拟预测未来碳排放量、产业竞争力、企业利润以及碳市场的其他影响^[2]。与事前模拟相比,事后经验法使用政策评估模型探讨碳市场对不同经济体、区域和企业的影响。在宏观制度设计方面,分析了碳市场在欧盟和美国等不同发达经济体的影响^[3]。同时,越来越多的文献也开始关注中国碳市场的设计和运行,如碳市场的成熟度、碳价格、碳泄漏和碳配额分配^[4]。在区域层面,检验了碳市场试点省份的减排效果^[5]。在企业层面则尚未达成一致结论,部分研究发现碳市场可以提高公司价值^[6],增加企业的自由现金流量^[7];其他研究则表明碳市场所产生的环境监管会扭曲要素配置并降低生产技术,降低企业的市场力量^[8],最终降低公司价值和财务绩效。

Simunic 提出了审计定价模型^[9],认为公司规模、子公司数量和业务复杂性等企业特征会影响审计费用,为审计定价研究奠定了理论基础。随后的研究发现审计师特征和企业经营的外部环境也会影响审计费用。审计师特征衡量角度有审计师性别、年龄、教育背景、行业专长、职位和会计师事务所国际化程度等^[10-12];外部环境视角有股权激励计划的实施^[13]、去杠杆策略的激励^[14]、媒体负面报道^[15]和交易所年报问询函等^[16]。现有研究表明环境监管对审计定价的影响机制主要分为成本补偿机制和风险溢价机制。就风险溢价机制方面而言,余海宗等基于地区政府工作报告进行文本分析,发现严格的地区环境规制通过惩罚效应提高污染企业的审计费用^[17]。Xin 等研究发现环境行政处罚通过风险溢价机制增加了污染企业的审计费用^[18]。Liu 等发现新的环保法增加了高污染企业的环

[收稿日期]2023-04-01

[基金项目]国家自然科学基金项目(72061002);广西自然科学基金科技基地和人才项目(AD20159052);广西研究生教育创新计划项目(YCSW2023263)。

[作者简介]高斌(1984—),男,山东青岛人,广西民族大学经济学院教授,博士生导师,从事金融工程、资产定价研究,E-mail:financestudy@foxmail.com;张金龙(1999—),男,山西忻州人,广西民族大学经济学院硕士研究生,从事气候金融、资产定价研究,通讯作者,E-mail:18735022976@qq.com。

境和审计风险,严格的环境监管会给审计定价带来额外的成本和风险^[19]。在成本补偿机制方面,王嘉鑫等通过《巴黎协定》准自然实验发现碳风险通过倒逼企业低碳转型降低了高碳企业的审计定价^[20]。Yao 等以中国注册会计师协会发布的新审计准则为准自然实验,认为新审计准则通过提高企业环境信息透明度降低了审计定价^[21]。

按照依赖的作用机制划分,环境规制可以分为命令控制型和市场激励型^[22]。前者主要通过行政命令的方式提高企业的环境成本,具备治理效果不确定性小、企业外部效应内部化能力强等优势;后者通过构建具有稀缺性的环境产品市场实现要素资源在企业间的再配置^[23],能够以更低的交易成本实现环境改善。关于环境规制的绩效,新古典抑制理论认为环境监管会导致额外的合规成本,降低企业的竞争力^[24];波特假设的促进理论则认为,企业的技术创新弥补了企业面对环境规制的合规成本,可以实现经济发展和环境绩效的双赢^[25-26]。已有文献多从命令控制型环境规制对波特假说进行实证检验,那么市场激励型环境规制在中国能否实现波特假说呢?基于此,本文以纳入碳市场的8个高碳行业以及8个没有纳入到碳市场的次高碳行业覆盖的A股上市企业为样本,研究碳市场对审计定价决策的影响,以证实波特假说,并基于信号传递机制和绿色转型机制,以探讨碳市场对审计定价影响的作用机制。

与已有文献相比,本文存在的边际贡献在于:首先,本文将审计定价影响因素的研究扩展至碳市场的环境规制下,通过揭示碳市场对企业审计定价的积极溢出效应,丰富了审计定价决策的相关文献;其次,从碳市场环境规制的视角证实了“波特假说”,同时从信号传递和绿色转型的视角分析碳市场对审计定价溢出效应的传导机制;最后,丰富了碳市场的微观效应研究文献,从碳市场环境规制释放的碳风险考察对审计定价的溢出效应,拓展了对碳市场试点政策的效果评价的相关研究,为我国实现碳中和目标和推动审计的有效定价提供具有理论参考和现实意义的研究结果。

二、理论分析与研究假设

(一)碳市场与审计定价

Simunic 提出的审计定价模型表明审计定价取决于投入的时间、人力和资源等成本补偿以及审计面临不确定性的风险溢价^[9]。对于高碳企业这种风险主要源于以下三个方面:被审计企业的经营风险、财务风险和环境规制下的监管风险、信息披露风险和绿色转型风险等^[27];环境规制下的碳监管风险会影响高碳企业的生产经营和管理的不确定性,导致审计师未能实时适当修改其对重大错报财务报表意见的审计风险;涉嫌审计失败的潜在诉讼成本和声誉损失等审计师业务风险。碳市场被认为是最具成本效益的市场工具^[1]。中国早期的环境规制以行政干预的命令控制型工具为主,通过成本补偿和风险溢价推高了审计定价,而近年来逐渐注重发展市场激励型工具,碳市场的建立扭转了传统环境规制的微观经济效应。碳市场通过信号效应渠道和绿色转型渠道对高碳企业的审计定价产生了积极的溢出效应,降低了审计定价中审计资源投入的成本补偿和高碳企业特质风险的环境溢价^①。

就信号效应渠道而言,碳市场对碳信息披露核查的政府信用背书和采用以免费分配为主、有偿分配为辅的配额分配方式,降低了环境规制下高碳企业生产经营和管理的不确定性,降低了碳市场纳入企业的审计资源投入和碳风险溢价^[20]。一方面,高碳企业履约前需要第三方核查机构进行碳排放核查,大部分试点碳市场通过政府出资为企业分配核查机构,避免了企业和核查机构的利益关联,保证了核查数据的客观性、独立性和公正性。另一方面,碳市场的免费配额分配方法会倒逼企业报告客观数据,降低市场信息不对称的不利影响。就企业绿色转型渠道而言,碳市场将碳排放配额发放给控排企业并规定履约期限,碳排放配额不足的企业必须在碳市场购买配额来完成清缴履约。碳市场通过影响企业现金流促进企业的绿色发展转型^[7],碳市场纳入企业对未来碳价格的不确定性具有较高的碳风险敞口,进而导致未来现金流分布的不确定性,企业需要考虑到未来的现金流分布和资源跨期配置并在当期做出企业绿色发展转型的决策。企业通过绿色发展转型补偿碳市场带来的合规成本,获得竞争优势和更高的社会声誉,减少因经营风险的不确定性而导致额外审计资源支出的成本补偿,降低高碳行业的特质风险而导致审计定价中的环境风险溢价调整^[20],产生绿色创新收入补偿效应。由此,本文提出假设说 H1。

假说 H1:碳市场的建立降低了审计定价的成本补偿和风险溢价对审计定价产生积极的溢出效应。

^①环境规制下的监管风险、信息披露风险和绿色转型风险,下文以特质风险简称。

(二) 碳市场、环境信息披露和审计定价

高碳行业高质量的碳信息披露会通过信号效应降低审计风险。碳市场对于免费分配的部分配额主要采用历史排放法和行业标杆法,鉴于历史排放法存在鞭打快牛的弊端,部分市场引入调整因子对配额进行修正,而调整的依据需要高碳企业主动出具国家或省市部门认定的节能技术改造合同或能源管理项目证明。湖北省采用了滚动基准年法对历史排放法进行了修正,当期较低履约配额成本会降低下一年的配额,形成一种制衡机制倒逼企业报告客观数据,降低市场信息不对称的不利影响。行业标准法根据企业预期产出设定配额量,需要企业披露经营和环境信息。碳市场建立使得高碳企业碳信息披露及时性和准确性大幅提高,审计员可以收集比以往更多的环境信息来评估环境风险,并有助于建立标准的审计意见^[21]。低质量的碳信息披露需要消耗更多的审计资源来分析企业的环境风险,审计师必须通过正确判断环境信息披露水平来评估高碳企业的特质风险,避免审计的重大错报风险、潜在的诉讼风险、和信誉和声誉损失等^[20]。此外,碳信息披露作为典型的非财务信息,是检测虚假财务报告的重要参考,审计师可以通过分析财务报表与环境信息披露报告的差异,减少环境审计的专项投入和降低审计师评估的重大错报风险,为补偿审计成本和风险溢价而收取的审计费用也相应减少。由此,本文提出假说 H2a。

假说 H2a:碳市场通过提高环境信息披露质量的信号效应降低了审计费用。

(三) 碳市场、媒体关注度和审计定价

媒体关注度反映的是媒体对市场、行业和特定企业的关注程度。媒体作为金融市场的信息制造和传播者,从缓解信息不对称和外部监督两个渠道影响审计定价。基于信号传递渠道^[28],媒体对碳市场建立的热点消息捕捉以及碳市场对高碳企业真实环境信息披露的倒逼机制,有效减少了企业与投资者之间的信息不对称。审计人员可以借助环境信息等非财务信息交叉验证信息披露质量^[29],降低审计定价当中的环境溢价部分。同时,审计人员通过对企业财务信息和非财务信息的综合评估,可以降低审计师评估的重大错报风险,也可以借助媒体的监督力量减少审计时间、人力和资源的投入。基于外部监督渠道^[30],碳市场实行严格的履约机制,通过政府出资为企业分配核查机构,通过政府信用背书保证了碳信息核查数据的客观性、独立性和公正性,降低了高碳企业面临环境规制压力下选择漂绿策略的动机。媒体在追求发行量和新闻点击率的动机下包装既有信息和创造新信息,放大了市场情绪和弱化了经理人失职或隐瞒不良后果的动机,进一步降低审计师评估的重大错报风险,也降低了审计失败后的声誉损失和潜在诉讼风险。由此,本文提出假说 H2b。

假说 H2b:碳市场通过媒体关注度的信号放大效应降低了审计费用。

(四) 碳市场、管理层绿色环保意识和审计定价

碳市场对管理层环保意识的提高是碳风险下高碳企业绿色转型发展的最初激励和转型结果。审计定价反映了审计人员作为保险人的赔偿责任^[31],企业绿色转型发展降低了审计人员面临的潜在诉讼风险和声誉损失,进而缩减审计过程中的审计资源投入和降低风险溢价补偿。从环境规制风险的视角来看,碳市场旨在将企业的外部成本内部化,鼓励企业选择有利于环境的生产策略。碳市场政策规制所释放的碳风险会影响管理层的决策,面对环境规制管理层必须就企业绿色转型长期发展和短期策略性行为之间做出决策。从企业创新的视角来讲,碳市场政策规制所释放的碳风险会改变企业的资本支出、市场力量和绿色创新水平^[32,8],企业管理层需要考虑到企业未来的现金流分布和资源跨期配置,在当期做出企业绿色发展转型的决策。有基于此,企业通过绿色发展转型补偿环境规制带来的合规成本,减少因经营风险的不确定性而导致额外审计资源支出的成本补偿,降低高碳行业的特质风险而导致审计定价中的环境风险溢价调整^[20]。此外,具有环保意识的管理层往往不会通过权责发生制和会计操纵来参与收益管理和隐瞒坏消息,管理层绿色环保意识提高了审计人员对企业内部控制的有效性的信心^[33]。由此,本文提出假说 H2c。

假说 H2c:碳市场通过提高管理层环保意识的绿色转型发展降低了审计费用,支持了波特假说。

三、模型数据来源、变量选取与处理

(一) 数据来源与指标构建

本文选取纳入碳市场的8个高碳行业以及8个没有纳入到碳市场的次高碳行业覆盖的A股上市企业进行实证分析,然后剔除当年ST、PT、*ST的企业和指标缺失的上市企业。以试点省市(北京、上海、天津、重庆、深

圳、湖北、广东、福建)覆盖的高碳行业为实验组,包括8个高碳行业的227家上市企业的1095个观察数据。同时,选取中国(不含港澳台)非试点省份以及试点省市的次高碳行业1465家上市企业的8555个观察数据作为对照组,共有上市企业1692家和观察数据9650个。

本文研究数据主要来自国泰安数据服务中心和Wind数据库。企业审计费用(*Audit*)参考罗岭等的研究^[34],使用企业当年的审计费用取自然对数测度。参考王嘉鑫等以及Bolton和Kacperczyk的研究^[20,35],本文控制了公司规模(*Size*)、企业上市年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*ROA*)、固定资产占比(*Fixed*)、现金流比率(*Cashflow*)、营业收入增长率(*Growth*)、董事人数(*Board*)、董事长与总经理两职合一(*Dual*)等变量。行业划分参照证监会2012年上市公司行业分类标准。媒体关注度(*NCount*)和管理层环保意识(*Hbys*)分别基于纸质媒体和公司年报的文本分析提取词频然后取对数,媒体关注数据来自中国知识基础设施的重要中文报纸全文数据库;政府环保关注度(*Govfre*)基于年度政府工作报告的文本分析提取环保词频然后取对数;地区市场化水平(*Market*)借鉴樊纲研究报告《中国分省份市场化指数报告》进行修正测度。描述性统计分析见表1。

(二)模型构建

本文采用多期三重差分模型研究碳风险对企业审计定价的影响。除了在时间和区域维度差分,参考Wang和Zhang的方法进一步增加八个非碳市场覆盖行业的企业样本数据^[8],实现行业维度的差分^①。在碳市场政策实施过程中,只有实验组内的企业会受到政策规制的影响,探究碳市场政策对覆盖高碳企业的审计定价净影响,构造以下固定效应面板模型(1):

$$Audit_{jt} = a_1 + a_2 ETS_{jt} + \sum_{k=3}^{11} a_k Controls_{jt} + f_j + f_t + f_r + f_i + \xi_{jt} \quad (1)$$

其中, j, t, r, i 分别表示企业、年份、地区以及行业, $Audit_{jt}$ 是企业 j 在 t 年的企业审计费用, $Pilot_{jt}$ 是政策虚拟变量,如果上市公司属于碳市场试点省市赋值为1,否则取0。关于虚拟变量 T 的取值需要考虑各试点碳市场的具体启动时间,鉴于各试点省市启动的具体月份不同,若启动时间为1-6月,则当年赋值为1;若启动年份为7-12月,则次年赋值为1^②。 H_{jt} 是行业虚拟变量,如果上市公司属于碳市场覆盖行业赋值为1,否则取0。 ETS 是政策 $Pilot$ 、时间 T 和行业 H 的交互项。 f_j 是企业个体的固定效应, f_t, f_r, f_i 用于控制时间、区域和行业固定效应, ξ_{jt} 是随机扰动项,在企业层面进行标准误聚类。

四、实证回归和机制检验

(一)基准回归结果

表2列示了基于方程(1)的基准回归结果^③,表2的第(1)列不添加任何控制变量,第(2)列至第(4)列在加入控制变量的基础上逐列累计加入时间固定效应、区域固定效应和行业固定效应。由表2可知,在未加入控制变量时,影响审计定价的 ETS 系数只达到了5%的显著性水平;在加入控制变量后,影响审计定价的 ETS 系数在1%水平上显著为负, ETS 系数值分别为-0.0598、-0.0952和-0.0632,说明碳市场的建立降低了审计定价的

表1 描述性分析

Variable	N	Mean	SD	Min	p50	Max
<i>Audit</i>	9650	13.7203	0.6827	12.5062	13.5924	16.1669
<i>Size</i>	9650	22.1481	1.2737	19.9155	21.9396	26.1053
<i>Age</i>	9650	2.8486	0.3422	1.0986	2.8904	3.7842
<i>Lev</i>	9650	0.4291	0.1999	0.0614	0.4245	0.9519
<i>ROA</i>	9650	0.0425	0.0583	-0.1938	0.0408	0.2041
<i>Fixed</i>	9650	0.2744	0.1633	0.0265	0.2393	0.7584
<i>Cashflow</i>	9650	0.0497	0.0637	-0.1384	0.049	0.2341
<i>Growth</i>	9650	0.1722	0.3583	-0.4757	0.113	2.2531
<i>Board</i>	9650	2.1375	0.1958	1.6094	2.1972	2.7081
<i>Dual</i>	9650	0.2714	0.4447	0	0	1
<i>NCount</i>	9650	3.6106	1.9272	0.6931	3.1355	9.4121
<i>Hbys</i>	9650	1.1212	0.9441	0	1.0986	3.2958
<i>Govfre</i>	9650	0.0034	0.0012	0.0009	0.0033	0.0071
<i>Market</i>	9650	9.4649	1.7196	4.141	9.732	12.39

①选取的8个非碳市场覆盖的次高碳行业:C28 化学纤维制造业、C29 橡胶和塑料制品业、C34 金属制品业、C36 汽车制造业、C34 通用设备制造业、C38 电气机械及器材制造业、D45 燃气生产和供应业和G53 铁路运输业。

②广东碳市场于2013年12月启动,北京、天津和上海碳市场于2013年11月启动,如果 $T > 2013$,则上述省市的企业取值为1;湖北碳市场于2014年4月启动,重庆碳市场于2014年6月启动,如果 $T \geq 2014$,则湖北省和重庆市的企业取值为1;福建的碳市场于2016年12月启动,如果 $T > 2016$,则福建省的企业取值为1,其余 T 取0。

③鉴于截距项较大可能存在遗漏变量,采用逐项加入控制变量的回归,均通过了10%的显著性水平检验,限于篇幅未作报告,资料备索。

成本补偿和风险溢价,对审计定价产生了积极的溢出效应,支持了波特假说,假说 H1 成立。

(二) 平行趋势检验与政策动态效应

本文参考吴茵茵等的研究方法^[6],基于事件分析法检验企业审计定价的平行趋势假设是否成立并分析政策动态效应,构造以下固定效应面板模型(2):

$$Audit_{jt} = a_1 + \sum_{k=1}^m (\beta_{-k} \times D_{jt-k}) + \beta D_{jt} + \sum_{k=1}^n (\beta_k \times D_{jt+k}) + \sum_{k=11}^{19} a_k Controls_{jt} + f_j + f_t + f_r + f_i + \xi_{jt} \quad (2)$$

其中, β_{-k} 表示政策实施之前第 k 年的影响; β_k 表示政策实施之后第 k 年的影响; β 表示政策实施当期的影响, D_{jt-k} 、 D_{jt} 和 D_{jt+k} 分别表示碳市场启动前、启动当年和启动后各年和政策虚拟变量 $Pilot$ 、行业虚拟变量 H 的交互项。

表 3 的第(1)列系数 β_{-k} 的回归结果表明碳市场启动前 4 年对应系数均未通过显著性检验,处理组和控制组的企业审计定价的变动趋势满足平行趋势假设。系数 β 及 β_k 的回归结果显示,政策实施后的第 2 年碳市场政策产生效果,且政策实施的影响有强化趋势。有研究发现碳市场政策效果 2011 年开始显现且以 2011 年为政策差分时间点^[36]。鉴于碳排放交易计划存在政策预期效应,表 3 的第(2)列剔除了政策实施前一年的实证结果,回归结果表明政策实施前通过了平行趋势检验,且在政策当期就产生了政策效果且整体影响也呈强化趋势,降低了纳入碳市场高碳行业的的审计费用,碳市场对审计定价存在正向溢出效应。

(三) 其他稳健性检验

1. PSM-DID 检验

中国碳市场试点地区是在考虑区域区位条件、经济发展水平、产业结构和能源结构基础上选择产生,存在样本选择偏差问题。参考 Wang 和 Zhang 的方法^[8],使用内核匹配和 1:3 最近邻匹配方法来解决这种偏差。表 4 的第(1)列为 PSM-DID 回归结果,碳市场对企业审计定价的影响至少在 10% 的水平下显著为正,与基准回归结果一致,证明了本文主回归分析的稳健性。

2. 剔除部分特殊样本

福建在 2016 年底才启动碳市场,与其他主要碳市场的实施时间间隔为三到四年;此外,2013 年纳入碳市场的只有深证的三家上市公司,表 4 的第(2)列回归结果表明在剔除上述部分特殊样本后结果依旧稳健。

3. 剔除其他政策影响

2015 年新《环境保护法》影响试点地区或高碳行业的碳排放和碳强度;此外,以 2015 年的《巴黎协定》为准

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>
<i>ETS</i>	-0.0625 ** (-2.19)	-0.0598 *** (-2.71)	-0.0592 *** (-2.67)	-0.0632 *** (-2.85)
<i>Size</i>		0.3229 *** (19.32)	0.3229 *** (19.19)	0.3226 *** (19.16)
<i>Age</i>		0.0411 (0.43)	0.0410 (0.43)	0.0577 (0.60)
<i>Lev</i>		-0.0103 (-0.21)	-0.0115 (-0.23)	-0.0185 (-0.38)
<i>ROA</i>		-0.3766 *** (-4.39)	-0.3773 *** (-4.39)	-0.3809 *** (-4.48)
<i>Fixed</i>		0.0593 (1.08)	0.0571 (1.04)	0.0561 (1.02)
<i>Cashflow</i>		0.0763 (1.34)	0.0738 (1.29)	0.0723 (1.26)
<i>Growth</i>		0.0292 *** (2.79)	0.0300 *** (2.85)	0.0301 *** (2.85)
<i>Board</i>		0.0731 (1.60)	0.0693 (1.51)	0.0681 (1.49)
<i>Dual</i>		0.0185 (1.47)	0.0182 (1.44)	0.0185 (1.47)
<i>Constant</i>	13.0013 *** (52.18)	5.9757 *** (15.14)	5.7635 *** (14.41)	5.6753 *** (13.34)
<i>Stkcd FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province FE</i>	YES	NO	YES	YES
<i>Industry FE</i>	YES	NO	NO	YES
<i>N</i>	9650	9650	9650	9650
<i>R²</i>	0.4617	0.5827	0.5828	0.5855

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为在企业层面的聚类标准误,以下各表同。

表 3 平行趋势检验及政策动态效果

变量	系数	(1)		(2)	
		<i>Audit</i>	<i>t</i> 值	<i>Audit</i>	<i>t</i> 值
<i>PH09</i>	β_{-4}	0.0241	0.54	0.0532	1.56
<i>PH10</i>	β_{-3}	-0.0220	-0.44	0.0078	0.23
<i>PH11</i>	β_{-2}	-0.0316	-0.58	-0.0002	-0.01
<i>PH12</i>	β_{-1}	-0.0552	-0.99		
<i>PH13</i>	β	-0.0819	-1.43	-0.0497 *	-1.67
<i>PH14</i>	β_1	-0.0874	-1.50	-0.0550 *	-1.74
<i>PH15</i>	β_2	-0.1014 *	-1.70	-0.0688 **	-1.99
<i>PH16</i>	β_3	-0.1368 **	-2.24	-0.1046 ***	-2.78
<i>PH17</i>	β_4	-0.1272 **	-2.08	-0.0950 **	-2.48
<i>PH18</i>	β_5	-0.1405 **	-2.17	-0.1078 **	-2.48
<i>PH19</i>	β_6	-0.1543 **	-2.38	-0.1219 ***	-2.73
<i>PH20</i>	β_7	-0.1184 *	-1.79	-0.0860 *	-1.82
<i>Constant</i>		5.6305 ***	13.20	5.6518 ***	13.26
<i>Controls</i>		YES		YES	
<i>All FE</i>		YES		YES	
<i>N</i>		9650		9650	
<i>R²</i>		0.5865		0.5864	

注:表 3 是基于方程(2)的回归结果,仅列示了各年度和行业变量以及政策变量交互项的回归系数,同时为了去除多重共线性删掉了样本期最后一年的数据(PT21),Controls 包括各控制变量,All FE 表示固定效应在企业个股、时间、区域和年份层面上均进行控制,以下各表同。

自然实验发现碳风险降低了企业审计费用^[22]。本文直接剔除 2015 年的样本量,表 4 的第(3)列在剔除同时期其他相关政策后,ETS 的回归系数依旧通过了稳健性检验。

4. 安慰剂检验

为了彻底排除其他政策影响碳市场覆盖高碳行业的审计定价,本文将时间窗口缩短且将政策事件的时间节点提前至 2011 年进行反事实检验(保留 2009—2013 年数据)。同时,使用内核匹配和 1:3 最近邻匹配方法来解决实验组 and 对照组的样本选择偏差。表 4 的第(4)列列示了回归结果,ETS 回归系数不显著从反向说明了基准回归的稳健性。

(四) 机制检验

本文在碳市场对审计定价产生积极溢出效应的基准回归基础上,进一步分析存在的潜在传导机制。基于前文的信号效应假说,碳市场通过提高环境信息披露质量和媒体关注度降低了高碳企业的审计费用;基于绿色转型假说,碳市场通过提高管理层绿色环保意识的绿色转型发展降低高碳企业的审计费用。本文通过构建方程(3)进行机制检验。

$$Audit_{jt} = a_1 + a_2 ETS_{jt} + a_3 Mediator_{jt} + a_4 (ETS_{jt} \times Mediator_{jt}) + \sum_{k=5}^{13} a_k Controls_{jt} + f_j + f_t + f_r + f_i + \xi_{jt} \quad (3)$$

其中,Mediator 为调节变量,具体为企业环境信息披露、媒体关注度和企业环保意识,ETS × Mediator 是多期三重差分变量和调节变量的交互项, a_3 为对应系数,用以判断调节变量影响碳市场对审计定价溢出效应的系数方向和大小,其他符号含义同方程(1)。

环境信息披露质量按照企业披露的环保理念、目标、管理制度体系、教育与培训、专项行动、应急机制、荣誉或奖励等 7 个虚拟变量进行加总^①。表 5 的第(1)列验证了环境信息披露质量的调节机制, $Hjpl \times ETS$ 回归系数为 -0.0222 且通过了 10% 水平的显著性检验,说明高质量的碳信息披露会通过信息效应降低审计风险。碳市场建立后,高碳企业碳信息披露及时性和准确性大幅提高,审计员可以收集比以往更多的环境信息来评估环境风险,降低了审计的成本补偿和风险溢价,假说 H2a 得证。

现有文献关于媒体关注度有两种测度方法,一种是使用来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库涵盖网络媒体和报纸刊物对上市公司的报道;另一种是选择爬虫上市

公司的平均年度搜索量或股票论坛的平均年度帖子数量。由于新闻报道覆盖面广、文本分析难度较大和百度新闻搜索引擎受投资者情绪干扰更强,本文选取第一种方法使用纸质报刊报道的上市公司题目数,然后取对数解决数据左偏问题。表 5 的第(2)列验证了媒体关注度的调节机制, $NCount \times ETS$ 的回归系数为 -0.0110 且通过了 10% 水平的显著性检验,表明较高的媒体关注度提高了碳市场对企业审计定价的溢出效应,假说 H2b 得证。

表 4 稳健性检验

变量	倾向匹配得分	剔除特殊样本	排除其他政策	安慰剂检验
	<i>Audit</i> (1)	<i>Audit</i> (2)	<i>Audit</i> (3)	<i>Audit</i> (4)
ETS	-0.0633 *** (-2.85)	-0.0598 ** (-1.99)	-0.0656 *** (-2.84)	-0.0453 (-1.20)
Constant	5.6577 *** (13.32)	5.6537 *** (12.99)	5.7132 *** (13.23)	8.4110 *** (8.07)
Controls	YES	YES	YES	YES
All FE	YES	YES	YES	YES
N	9644	8793	8899	2452
R ²	0.5859	0.5852	0.5995	0.3862

表 5 影响机制检验

变量	信息披露质量	媒体关注度	企业环保意识	市场化水平	政府环保意识
	(1) <i>Audit</i>	(2) <i>Audit</i>	(3) <i>Audit</i>	(4) <i>Audit</i>	(5) <i>Audit</i>
$Hjpl \times ETS$	-0.0222 *** (-3.20)				
$NCount \times ETS$		-0.0110 *** (-2.61)			
$Hbys \times ETS$			-0.0220 *** (-2.61)		
$Govfre \times ETS$				-0.0065 *** (-2.84)	
$Market \times ETS$					-13.7454 *** (-3.02)
Constant	5.6560 *** (13.79)	5.6628 *** (13.73)	5.6929 *** (13.80)	5.6515 *** (13.71)	5.6683 *** (13.73)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
All FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	9650	9650	9650	9650	9650
R ²	0.5859	0.5852	0.5851	0.5853	0.5855

注:表 5 是基于方程(3)的回归结果,仅列示三重差分变量和调节变量的交互项。

①环境信息披露中 7 个子指标虚拟变量来源于国泰安数据服务中心。

管理层环保意识测度:基于上市公司年报进行文本分析,绿色发展关键词参考 Duriau 等^[37]和邢丽云和俞会新^[38]的衡量标准^①,然后进行词频统计进行对数化处理。表 5 的第(3)列验证了企业环保意识的调节机制, $Hbys \times ETS$ 回归系数为 -0.0220 且通过了 10% 水平显著性的检验,说明碳市场对管理层环保意识的提高是碳风险下高碳企业绿色转型发展的最初激励和转型结果,碳市场的建立降低了审计人员面临的潜在诉讼风险和声誉损失,进而缩减了审计过程中的审计资源投入和降低了风险溢价补偿,假说 H2c 得证。

(五) 政府调节机制检验

单一的碳市场激励手段难以取得良好成效,碳市场效力的发挥需要环保政策及相关法律法规的配套支持。碳市场基于信号效应和绿色转型传导路径对审计定价产生积极的溢出效应,承接上述分析,本文分别选取地区市场化指数和政策绿色转型发展意识进一步探究碳市场对审计定价影响的外部支持条件。

市场化水平可以传递出一种信号,用来衡量地区经济发展水平及市场化程度。市场化指数借鉴樊纲的研究报告,为统一口径参考胡玉凤和丁友强的处理方法^[39],各年度除以基数年份(2008 年、2009 年)得到两组系数求平均值并用趋势分析法修正。表 5 的第(4)列验证了市场化水平的调节机制, $Market \times ETS$ 的回归系数为 -0.0065 且通过了 10% 水平的显著性检验。市场化水平高的地区,经济发展和信息化水平高,资源流通配置能力强,为企业营造了良好的金融生态环境^[40],碳市场的效力才能得到更加充分的发挥,降低了审计定价中的成本补偿部分,使得碳市场对企业审计定价的溢出效应增强。

政策环保意识:基于地级市的政府工作报告进行文本分析,根据绿色发展关键词词频进行统计^②,同时除以工作报告总字数进行标准化处理。表 5 的第(5)列验证了政府环保意识的调节机制, $Govfre \times ETS$ 的回归系数为 -13.7454 且通过了 10% 水平的显著性检验,表明碳市场的建立配套政府环保意识的提高,促进了高碳企业的绿色转型发展,降低了高碳企业环境规制下的监管风险、信息披露风险和绿色转型风险,降低了审计定价中的风险溢价部分。

五、进一步分析

(一) 行业异质性分析

表 6 的回归结果表明碳市场覆盖行业表现出较明显的异质性。非金属矿物制品业和有色金属冶炼及压延加工业的 ETS 系数为负且通过了显著性检验,石油加工、炼焦及核燃料加工业的 ETS 系数则为正也通过了显著性检验,而其他行业则没有通过显著性检验,这表明碳市场对行业存在一刀切的问题。各试点地区的初始碳配额指标主要是免费分配的,碳配额分配相对宽松且未考虑行业差异,相关行业和企业逐步纳入碳市场,参与现货交易履行碳减排协议,碳市场作用的发挥对多数行业的直接影响还很弱^[36]。

表 6 行业异质性

变量	(1) <i>Audit</i> 造纸及 纸制品业	(2) <i>Audit</i> 石油加工、炼焦 及核燃料加工业	(3) <i>Audit</i> 化学原料及 化学制品制造业	(4) <i>Audit</i> 非金属 矿物制品业	(5) <i>Audit</i> 黑色金属冶炼 及压延加工业	(6) <i>Audit</i> 有色金属冶炼 及压延加工业	(7) <i>Audit</i> 电力、热力生产 和供应业	(8) <i>Audit</i> 航空运输业
<i>ETS</i>	-0.0033 (-0.04)	0.2249** (2.41)	-0.0415 (-0.86)	-0.1560* (-1.88)	-0.0439 (-0.47)	-0.1380* (-1.81)	-0.0626 (-1.09)	0.0836 (0.74)
<i>Constant</i>	8.3696*** (4.72)	6.1039*** (3.26)	7.3231*** (9.23)	5.9040*** (3.80)	6.1506*** (4.43)	6.0603*** (2.71)	3.3371 (1.04)	12.3827*** (4.54)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>All FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	242	127	1978	678	287	570	550	101
<i>R²</i>	0.7204	0.8582	0.5792	0.5751	0.5447	0.5568	0.4741	0.2154

①上市公司环保意识检索关键词:节能减排、环保部门、环保战略、环保督察、环保理念、低碳环保、环境管理机构、环保工作、环保教育、环保治理、环保培训、环保和环境治理、环境技术开发、环保设施、环境审计、环保相关法律法规、节能环保、环保治污、环保政策。

②政策环保意识的关键词来源 <http://www.ppmadata.cn/> 发展理念:低碳经济,循环经济,绿色经济,生态文明示范区,生态城市;绿色生产:高耗能,节能减排,节水灌溉,工业节水,绿色制造,降耗,农业面源污染;绿色生活:生活垃圾,绿色消费,绿色出行,厕所革命;绿色生态:山林修复,植树造林,水源涵养,绿水青山;制度建设:联防联控,地方立法,公众参与,环境监管机制,绿色治理。

石油加工行业的特殊性和中国的经济结构和能源结构有关,中国的单位 GDP 能耗强度是世界平均值的 1.4 倍,是发达国家的 2.1 倍。同时,电动汽车等新能源汽车近年来增长较快,因此成品油需求增速放缓,我国炼油行业利润率呈下降趋势。较低的利润水平使得石油行业对碳市场机制更加敏感,进一步增加了石油企业的减排成本,降低了企业的利润水平和市场力量,加剧了石油化工企业审计定价的不确定性。

(二)碳市场异质性分析

表 7 回归结果表明不同试点省市的碳市场表现出明显的异质性,仅北京碳市场对审计定价产生积极的溢出效应。碳价格可以反映碳市场的深度和有效性^[41],不同试点碳市场在不同时期的碳交易价格差异很大,北京碳交易试点的碳排放价格一直在上涨,从每吨 30 元上涨至 92.86 元,平均碳排放价格为每吨 59.18 元。此外,北京碳市场在碳排放核查机制和交易风险控制机制等政策法规的顶层设计上较为完善^[42]。总体来看,北京纳入企业数量多、排放量大、市场机制完备先进灵活,试点政策成效显著^[43],全国碳市场的建立应参考北京碳市场的相关制度设计,以取得更好的政策效果。

表 7 碳市场异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>	<i>Audit</i>
	广东省	北京市	上海市	湖北省	天津市	重庆市	福建省
<i>ETS</i>	0.0133 (0.41)	-0.2693 ** (-2.33)	-0.0235 (-0.25)	-0.0526 (-0.64)	-0.2299 (-1.60)	-0.0717 (-0.69)	-0.1006 (-1.48)
<i>Constant</i>	6.5628 *** (8.65)	5.6570 ** (2.03)	6.8941 *** (5.20)	5.2091 *** (3.83)	7.1904 (1.46)	2.6793 (1.40)	8.5646 *** (6.56)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>All FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1420	347	550	240	105	128	295
<i>R²</i>	0.5953	0.4415	0.6503	0.7185	0.7103	0.6844	0.6318

(三)意见购买假说检验

碳市场环境规制下,高碳企业通过漂绿行为避免碳风险以换取低成本的短期效益,企业管理层通过和审计机构串联,出具标准无保留意见报告攫取私人利益^[44]。基于意见购买假说,碳市场对审计定价的积极溢出效应是企业管理层通过购买积极的环境审计意见降低了审计定价中的风险溢价部分,而非碳市场对高碳企业信号传递和绿色转型压力的影响^[17]。如果这一假说成立,碳市场可能会提高审计购买意见的高碳企业被出具非标准意见的概率。参考余海宗等的方法^[17],本文构建方程(4)进行检验。

$$Pr(AType_{jt}) = a_1 + a_2 ETS_{jt} + \sum_{k=3}^{11} a_k Controls_{jt} + f_j + f_t + f_r + f_i + \xi_{jt} \quad (4)$$

其中, $AType_{jt}$ 是企业 j 在 t 年财务报告被出具的审计意见,若企业当年被出具标准审计意见赋值为零,其余为 1。回归方程使用 Logit 概率回归^①,其他符号含义同方程(1),在加入控制变量的前提下,在没有固定任何固定效应下,系数 a_2 为 -0.4733 (t 值为 -1.73);在控制了时间、区域和行业固定效应后,系数 a_2 为 -0.8971 (t 值为 -2.29),回归均通过了 10% 的显著性水平检验。实证结果表明,碳市场降低了审计人员对高碳企业出具非标准审计意见的概率,拒绝了审计意见购买假说。

六、结论和政策建议

中国早期的环境规制以行政干预的命令控制型工具为主,通过成本和风险补偿推高了审计定价,而近年来逐渐注重发展市场激励型工具,碳市场的建立扭转了传统环境规制的微观经济影响,打破了环境规制对企业绿色转型发展影响的争议局面。研究发现,碳市场的建立降低了审计费用的成本补偿和风险溢价,对审计定价产生积极的溢出效应,从审计定价的视角支持了波特假说。政策动态效应发现,在排除碳市场政策预期效应后,碳市场当期就产生了政策效果且整体影响走向呈强化趋势。机制检验发现,碳市场通过提高环境信息披露质量和媒体关注度降低了高碳企业的审计费用(信号效应渠道);碳市场通过提高管理层的绿色环保意识降低高碳企业的审计费用(绿色转型渠道);外部环境的调节机制发现,碳市场环境规制激励机制的发挥需要地区市场化水

①限于篇幅,回归结果未作报告,资料备索。

平和政策环保意识的配套支持。进一步研究发现,行业异质性分析中,石油加工、炼焦及核燃料加工业的审计定价表现出负向的溢出效应。碳市场异质性分析中,只有北京的碳市场存在审计定价的积极溢出效应,此外,碳市场降低了审计人员对高碳企业出具非标准审计意见的概率,拒绝了审计意见购买假说。

本文研究结论的政策含义:在产业技术升级和“双碳”目标背景下,需要协调碳市场对绿色转型的激励机制与审计在环境治理中的鉴证作用,实现碳市场对企业绿色转型和审计定价补偿的双赢。第一,结合中国转型发展的特征加快建立和完善有中国特色的区域、跨区域和全国碳市场。设计合理的配额分配方案,通过机制设计倒逼企业报告客观数据,推广滚动基准年法配额的分配方法。第二,审计师作为重要的外部利益相关者,审计定价中需要考虑额外审计资源投入的成本补偿以及环境规制下的高碳企业的特质风险,包括监管风险、信息披露风险和绿色转型风险,规避审计定价中因环境风险而导致的年报重大错报风险,同时对企业环境报告进行独立审核,与企业年报进行交叉验证,揭示高碳企业的绿色漂绿行为和不真实或不合规的绿色转型资本投入和环保支出,规范企业的绿色转型发展。第三,政府环保部门和监管机构要重视高碳企业的环境审计监督,加强审计制度的顶层设计,考虑地区市场化水平和政府环保意识可能对审计定价的差异性影响,在保证审计制度执行刚性下具体操作的灵活性以应对不断突发的新型环保事件,提高审计监督实效,通过碳市场的市场激励、审计监管的环境鉴定和企业的绿色转型发展等多方合作顺利实现碳达峰碳中和的宏观愿景。

参考文献:

- [1] Jiang J, Xie D, Ye B, et al. Research on China's cap-and-trade carbon emission trading scheme: Overview and outlook[J]. Applied Energy, 2016, 178(9): 902-917.
- [2] Wang P, Dai H, Ren S, et al. Achieving copenhagen target through carbon emission trading: Economic impacts assessment in Guangdong Province of China [J]. Energy, 2015, 79(1): 212-227.
- [3] Yu P, Hao R, Cai Z, et al. Does emission trading system achieve the win-win of carbon emission reduction and financial performance improvement? —Evidence from Chinese A-share listed firms in industrial sector[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 333(1): 130121.
- [4] Zhu B, Zhou X, Liu X, et al. Exploring the risk spillover effects among China's pilot carbon markets: A regular vine copula-CoES approach[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 242(1): 118455.
- [5] 周宏春. 世界碳交易市场的发展与启示[J]. 中国软科学, 2009(12): 39-48.
- [6] 吴茵茵, 齐杰, 鲜琴, 等. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021(8): 114-132.
- [7] Wen F, Wu N, Gong X. China's carbon emissions trading and stock returns[J]. Energy Economics, 2020, 86(2): 104627.
- [8] Wang W, Zhang Y J. Does China's carbon emissions trading scheme affect the market power of high-carbon enterprises? [J]. Energy Economics, 2022, 108(4): 105906.
- [9] Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. Journal of accounting research, 1980, 18(1): 161-190.
- [10] Hardies K, Breesch D, Branson J. The female audit fee premium[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2015, 34(4): 171-195.
- [11] Liu S. An empirical study: Auditors' characteristics and audit fee[J]. Open Journal of Accounting, 2017, 6(2): 52-70.
- [12] 彭雯, 张立民, 钟凯. 会计师事务所国际化与审计收费[J]. 审计研究, 2020(1): 59-67.
- [13] 粟立钟, 张润达, 鲁睿. 股权激励与外部审计师风险应对[J]. 审计研究, 2019(3): 120-128.
- [14] 颜恩点, 单子真, 钱川阳, 等. 去杠杆策略、公司治理与审计定价[J]. 审计研究, 2023(1): 85-98.
- [15] 吴芃, 张晶, 顾焱焱, 等. 媒体负面报道对关键审计事项披露的影响研究——以新浪微博为例[J]. 审计与经济研究, 2022(5): 33-42.
- [16] 李胜楠, 娄艺琳, 王宇婷. 交易所年报问询函如何影响审计收费? ——基于风险揭示效应和风险传导效应的检验[J]. 审计与经济研究, 2022(3): 52-61.
- [17] 余海宗, 何娜, 夏常源. 地方政府环境规制与审计费用——来自民营重污染上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2018(4): 77-85.
- [18] Xin C, Hao X, Cheng L. Do environmental administrative penalties affect audit fees? Results from multiple econometric models[J]. Sustainability, 2022, 14(7): 4268.
- [19] Liu X, Xu H, Lu M. Do auditors respond to stringent environmental regulation? Evidence from China's new environmental protection law[J]. Economic Modelling, 2021, 96(3): 54-67.
- [20] 王嘉鑫, 孙梦娜, 于鑫雨. 碳风险与审计定价的“波特假说之谜”——基于《巴黎协定》的经验证据[J]. 审计研究, 2022(5): 75-84.
- [21] Yao S, Pan L, Zhang Z. Does environmental disclosure have an auditing effect? [J]. Managerial Auditing Journal, 2020(1): 43-66.
- [22] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022(4): 137-155.
- [23] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [24] Ouyang X, Li Q, Du K. How does environmental regulation promote technological innovations in the industrial sector? Evidence from Chinese provincial panel data[J]. Energy Policy, 2020, 139(4): 111310.

- [25] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4):97-118.
- [26] Shahzad M, Qu Y, Zafar A U, et al. Does the interaction between the knowledge management process and sustainable development practices boost corporate green innovation? [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(8):4206-4222.
- [27] Ehlers T, Packer F, de Greiff K. The pricing of carbon risk in syndicated loans: Which risks are priced and why? [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2022, 136(3):106180.
- [28] Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary [J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1):1-19.
- [29] Dhaliwal D S, Radhakrishnan S, Tsang A, et al. Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure [J]. *The Accounting Review*, 2012(3):723-759.
- [30] 罗进辉, 杜兴强. 媒体报道、制度环境与股价崩盘风险 [J]. *会计研究*, 2014(9):53-59+97.
- [31] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗? ——基于中国碳排放权交易机制的自然实验 [J]. *金融研究*, 2020(1):171-189.
- [32] Nguyen J H, Phan H V. Carbon risk and corporate capital structure [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64(10):101713.
- [33] Feng Z Y, Chen C R, Tseng Y J. Do capital markets value corporate social responsibility? Evidence from seasoned equity offerings [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2018, 94(9):54-74.
- [34] 罗岭, 曹青青. 数字金融、企业风险承担与审计费用 [J]. *审计与经济研究*, 2023(1):40-50.
- [35] Bolton P, Kacperczyk M. Do investors care about carbon risk? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2):517-549.
- [36] Zhang Y J, Wang W. How does China's carbon emissions trading (CET) policy affect the investment of CET-covered enterprises? [J]. *Energy Economics*, 2021, 98(6):105224.
- [37] Duriau V J, Reger R K, Pfarrer M D. A content analysis of the content analysis literature in organization studies: Research themes, data sources, and methodological refinements [J]. *Organizational Research Methods*, 2007, 10(1):5-34.
- [38] 邢丽云, 俞会新. 绿色动态能力对企业环境创新的影响研究——环境规制和高管环保认知的调节作用 [J]. *软科学*, 2020(6):26-32.
- [39] 胡玉凤, 丁友强. 碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020(3):56-64.
- [40] 肖振红, 李炎, 范君荻. 空气污染对区域创新能力的影响——基于人力资源流动的中介作用与市场化水平的调节作用 [J]. *系统管理学报*, 2021(5):994-1004.
- [41] Hintermayer M. A carbon price floor in the reformed EU ETS: Design matters! [J]. *Energy Policy*, 2020, 147(12):111905.
- [42] Qi S, Cheng S, Cui J. Environmental and economic effects of China's carbon market pilots: Empirical evidence based on a DID model [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 279(1):123720.
- [43] Yi L, Li Z, Yang L, et al. Comprehensive evaluation on the "maturity" of China's carbon markets [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 198(10):1336-1344.
- [44] 吴联生, 谭力. 审计师变更决策与审计意见改善 [J]. *审计研究*, 2005(2):34-40.

[责任编辑:苗竹青,杨志辉]

Spillover Effects of Carbon Markets on Audit Pricing

GAO Bin, ZHANG Jinlong

(School of Economics, Guangxi Minzu University, Nanning 530006, China)

Abstract: Based on the gradual promotion of carbon market pilot as an exogenous event, this paper uses a multi-period triple difference model to explore the impact of carbon market on the audit pricing of high-carbon enterprises. It is found that the establishment of carbon market will have a positive spillover effect on audit pricing, which supports the Porter hypothesis from the perspective of audit pricing. The policy dynamic effect shows that after excluding the expected effect of policy, the carbon market has an impact on audit pricing in the current period and shows a strengthening trend. The mechanism test shows that the carbon market affects audit pricing through signal effect channels and green transformation channels, and the marketization level and regional environmental awareness can further strengthen the spillover effect of the carbon market on audit pricing, and also exclude the audit opinion purchase hypothesis. The heterogeneity analysis shows that there are different and asymmetric impacts in different industries covered by the carbon market and different carbon market pilot areas.

Key Words: carbon markets; audit pricing; spillover effects; signal effects; green transformation