

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20231205.401

## 资本市场开放能促进企业绿色创新吗?

董竹<sup>1,2</sup>, 柏向昱<sup>2</sup>

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学商学与管理学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 在经济绿色转型的时代背景下, 采用2007—2021年中国上市公司数据探索资本市场开放对企业绿色创新的影响。研究发现, 资本市场开放会推动企业进行绿色创新, 特别是实质型绿色创新, 并最终提高公司价值, 但这种影响会随着开放的重新限制而消失; 绿色创新在同行业“陆港通”标的企业间表现为资源竞争的虹吸效应, 而在地区内部则表现为溢出效应; 企业ESG表现起到门槛作用, 随着评级升高资本市场开放对绿色创新的影响关系从抑制变为促进; 资本市场开放会通过绿色引导效应和资源支持效应两条路径促进企业绿色创新, 命令控制型、市场激励型和公众参与型环境规制工具均能与资本市场开放政策形成合力, 在促进绿色创新中起到补充作用; 而保障机制检验发现, 资本市场开放对企业绿色创新的促进作用是建立在一定程度的非国有经济发展、市场竞争关系和较为完善的内部治理结构基础上的。研究结论为“陆港通”等制度的推出和经济的可持续发展提供了新的证据支持。

**关键词:** 资本市场开放; 企业绿色创新; “陆港通”; 多时点双重差分模型

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)03-0122-14

### 一、引言

在社会主义现代化建设理论指导下, 中国的经济发展由原来追求高速度增长模式逐步转变为注重高质量增长模式。虽然政府部门陆续出台了排污权交易制度和环境标志制度等环境规制工具, 但环境治理工作依然面临严峻挑战。而绿色创新作为协调经济发展和环境保护的重要着力点, 能够有效地弥补生态治理短板, 推动经济社会发展全面绿色转型。区别于传统技术创新, 绿色创新将绿色新发展理念与创新战略进行深度融合。随着国际上环境保护的呼声逐年升高, 绿色投资理念不断深化, 企业也逐渐将绿色创新纳入发展和履行社会责任的决策中。作为企业战略的重要组成部分, 绿色创新除了提升企业环境绩效外, 还对诸多方面产生影响。如Zhu等(2012)研究发现绿色创新能为企业带来积极的绩效改进。绿色创新的效益不仅限于提升企业形象, 还包括改善与供应商和政府的关系等(Sarkar, 2013)。鉴于中国的生态保护刻不

收稿日期: 2023-08-22

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(22&ZD124)

作者简介: 董竹(1968—), 女, 吉林大学数量经济研究中心/吉林大学商学与管理学院教授, 博士生导师;

柏向昱(1996—), 女, 吉林大学商学与管理学院博士研究生(通讯作者, [baixiangyv1996@163.com](mailto:baixiangyv1996@163.com))。

容缓,公民的环境意识逐渐增强,低碳工艺和环保产品的市场规模日益扩大,如何引导和助力企业进行绿色创新成为亟需解决的问题。

党的二十大报告明确强调要坚持推行高水平、高质量的对外开放政策。虽然资本市场开放对创新的影响已得到大量论证,但资本市场开放对企业绿色创新的作用研究不容忽视,且不能与传统创新一概而论。一方面,资本市场开放能够吸引成熟资本市场中具有先进可持续发展投资和社会责任投资理念的投资者,逐步引导内地企业重视绿色经营。另一方面,资本市场开放能够促进国内国际双循环,助力企业实现国际绿色合作和资源的良好对接,为企业绿色创新提供支持。而资本市场开放,特别是中国的沪港和深港股票市场交易互联互通机制(下文简称“陆港通”)是否真正对企业绿色创新造成影响,通过何种途径造成何种影响则尚未定论,仅有的相关研究也较少涉及多视角探索。

因此,本文以“陆港通”作为切入点,采用2007—2021年中国上市公司数据进行检验。研究发现:在其他条件不变的情况下资本市场开放会推动企业进行绿色创新,并最终提高公司价值。虽然资本市场开放会促进企业绿色创新,但这种作用会随着开放的重新限制而消失。行业内部,绿色创新在“陆港通”标的企业间表现为虹吸效应,而在地区内部则表现为溢出效应。企业环境、社会和公司治理表现(ESG)在资本市场开放影响绿色创新的关系中起到门槛作用。资本市场开放会通过绿色引导效应和资源支持效应两条路径促进企业绿色创新。环境规制工具能与资本市场开放政策形成合力,在促进企业绿色创新中起到互补作用,而资本市场开放对企业绿色创新的促进作用是建立在一定程度的非国有经济发展、市场竞争关系和较为完善的内部治理结构基础上的。

本文的研究贡献在于:第一,创新性地从企业绿色创新的视角为资本市场开放的经济效益提供了证据支持,并探索了差异化影响和政策实施的具体影响。第二,创新性地发现资本市场开放赋能企业绿色创新的经济效应、交互效应和门槛效应,拓展了资本市场开放影响企业绿色创新的研究内容。第三,创新性地从绿色引导效应和资源支持效应视角深入挖掘资本市场开放赋能企业绿色创新的作用机制,并且探究了环境规制工具的补充作用和保障机制等,研究整体上形成了一个比较完整的逻辑框架,兼具政策意义和现实意义。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)文献回顾

绿色创新是企业谋求增速发展和应对绿色压力的重要着力点,关于其驱动因素的研究从企业内部能动力逐渐延伸至企业外部压力和特征。组织基本特征中,研究发现企业规模对绿色创新具有促进作用(Cuerva等,2014;Gürlek和Tuna,2018)。家族企业具备投资时域长和制度响应积极等特点,相应的在绿色创新战略制定和实施过程中具有优势(马骏等,2020)。国有资本能通过缓解融资约束和吸引创造性人才等方式赋能绿色创新,而机构投资者则更倾向于追求利益最大化,进而采取适应性的创新决策(Hu等,2023;Zhao等,2023)。高层管理者在绿色创新过程中举足轻重,占主要影响的包括但不限于年龄、环保意识和环保支持等(He等,2021;Cao等,2022;Li等,2022)。绿色创新是一项相对新颖且复杂的活动,基于安逸生活假说,无效治理使管理者通过避免具有挑战性的活动谋求私利,构成环境政策落实的主要障碍(Amore和Bennedsen,2016)。而由内部结构和流程运作构成的企业组织能力能够通过与环境管理体系有关的先进组织能力最终作用于绿色创新(Kesidou和Demirel,2012)。

外部因素中,无论是监管要求还是政府规制,设计良好或相对灵活的手段对推进企业创新都具有良好成效(Zhao和Sun,2016)。根据创新获利理论,企业可以将绿色技术创新融入商品

开发,进而通过绿色商业化在产品市场中获得超额回报(Horbach,2008)。环保主义作为一种消费者态度在全球范围内广泛流行,消费者愿意选择环保产品并支付更高价格,企业能敏锐察觉这种需求变化,通过调整绿色创新方向和速度响应客户需求,进而在细分市场中获利(Hojnik和Ruzzier,2016)。相较于传统创新,绿色创新需要不同的资源支持,重视与外界合作使得企业在绿色创新过程中更积极(Cai和Zhou,2014)。

资本市场开放的经济效益研究虽然较为广泛,但研究大多数停留在整体层面。如张小成等(2022)发现资本市场开放能帮助企业缓解融资约束,改善信息环境。朱琳和伊志宏(2020)认为资本市场开放会通过抑制经理人职业忧虑及其短视行为进而提高企业创新水平。而绿色创新在影响关系、作用渠道和保障机制等方面均具备独特性。因此,本文以绿色创新为切入点深入探索资本市场开放的经济效应,力求对现有研究进行有益补充。

## (二)研究假设

信息不对称是导致企业决策与长期发展需求不一致的关键因素,而资本市场开放能够增加市场信息含量,加速信息传播(Bae等,2006)。成熟资本市场中的投资者更积极且更有能力参与到企业的治理中,通过缓解企业生产经营环节中绿色信息的不对称性促进企业的绿色创新投资(Sha等,2022)。资本市场开放在敦促企业向更成熟资本市场制度和规范看齐的同时,提高了企业自愿性信息披露的意愿(朱琳和伊志宏,2020)。特别是与传统的财务信息相比,来自成熟资本市场的投资者更关注和偏好反映企业潜在价值的环境信息(王婉菁等,2021)。企业通过提高非财务信息披露的数量和质量吸引境外投资者,以达到引入外部监督等目的,特别是绿色信息等企业社会责任相关内容的自愿性披露,能够吸引更多具备环境投资理念的机构投资者(Dhaliwal等,2011)。发达的资本市场制度更为完善,加大企业信息操纵难度,绿色创新的关键驱动因素来源于环境绩效声誉和企业环境伦理,而高质量的信息披露能有效赋能企业创新(王婉菁等,2021)。在政府积极引导企业进行环境友好型可持续发展的社会环境下,环境信息披露使得企业受到更多的媒体和分析师的关注,形成对企业的公众压力,倒逼企业形成环保意识,制定环保策略,采取环保行动(Dikolli等,2022)。

资源基础理论认为企业是资源的集合,可以通过有形和无形资源的协同作用提高企业竞争力,而资本市场开放的重要目的之一就是依托市场规模优势吸引全球资源,推动市场资源联动(周率等,2022)。缺乏资金支持是企业绿色创新的重要阻碍,资本市场开放拓宽了企业融资渠道,特别是对于依赖外部股权融资进行创新转型的企业,资本市场开放的促进作用更显著(张欣和董竹,2023)。与此同时,更多的世界目光聚焦国内,具有吸引国际人才的作用(吕晓军等,2022)。通过资源整合和优化资源配置,企业研发资金投入和人员投入能够通过资源支持效应赋能绿色创新。成熟的境外投资者对绿色发展有更清晰明确的认识,资本市场开放通过吸引这部分投资者潜移默化地引导企业注重长远发展,增强环保意识,绿色创新作为提高企业未来价值的重要投资项目,更可能获得资源倾斜(Sha等,2022)。结合分析提出假设:

假设H1:资本市场开放会显著促进企业绿色创新。

假设H2a:资本市场开放会通过绿色引导效应促进企业绿色创新。

假设H2b:资本市场开放会通过资源支持效应促进企业绿色创新。

在中国特色社会主义的制度背景下,国有企业需要承担不同的社会职能,在发展方向和决策制定等方面不会被轻易动摇。国有企业更倾向于追随国家政策引导,且国有经济发展本身受政府支持和监管,在资源方面具有优势,对外资依赖度相对较低(张欣和董竹,2023)。而非国有经济发展是市场导向的,在创新研发过程中更需要外部资源支持。市场竞争程度视角下,垄断的行业会消磨企业创新和转型的意志,管理者懈怠程度相对较高,垄断性的财富积累使其对外

部资源和导向型激励缺乏迎合动机(胡海峰等,2023)。而在市场竞争强度较高的行业中,资源的有效配置发挥着举足轻重的作用,高层管理者的职业压力相对较大,需要抓住一切机遇寻求革新以适应外部变化。资本市场开放无疑是重要的发展机遇,强竞争环境下的企业有充足的动机依托政策导向进行企业绿色创新升级。代理风险视角下,在不考虑其他因素的条件下资本市场开放本身是一把“双刃剑”,它既带来了国际资本市场的风险冲击,也带来了全球化的资源供给(Balmaceda等,2014)。微观层面,企业是受到风险冲击还是抓住政策机遇取决于内部治理结构的稳健性,当企业内部治理存在较大缺陷时,外资涌入不仅起不到助力绿色创新的作用,反而可能使企业管理者自乱阵脚,打破原有岌岌可危的经营平衡。因此结合分析提出如下假设:

假设H3a:资本市场开放对企业绿色创新的促进作用在非国有经济发展好的地区更显著。

假设H3b:资本市场开放对企业绿色创新的促进作用在竞争程度高的行业中更显著。

假设H3c:资本市场开放对企业绿色创新的促进作用在代理风险低的企业中更显著。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

选择2007—2021年中国上市公司作为初始研究样本。按照如下标准进行筛选:剔除证监会规定的金融类样本,剔除样本期内存在退市、ST等情况的样本,剔除公司上市当年的样本,剔除主要指标变量存在数据缺失的样本。筛选后对连续型变量进行缩尾处理,数据主要来源于国泰安数据库、上市公司定期报告、《中国统计年鉴》和《中国环境年鉴》等。

#### (二)变量的定义与计量

##### 1.被解释变量

企业绿色创新(*Green*)。绿色创新是以环境保护为目的进行的创新总称,本文主要聚焦于企业绿色技术创新,核定标准依据“国际专利分类绿色清单”。借鉴张欣和董竹(2023)的研究,用对数化处理后的企业绿色专利申请数量衡量企业绿色创新水平。相较于难以清晰区分的研发投入、创新补贴和具有时间滞后性的专利获得数量,绿色专利申请数量更具有准确性和及时性。

##### 2.解释变量

资本市场开放(*ML*)。“陆港通”互联互通交易制度相较于合格境外机构投资者等开放制度安排,具有投资门槛更低和交易更灵活等特点,真正从根本上打破了中国证券市场长久以来的封闭状态(钟覃琳和陆正飞,2018)。考虑到不同市场政策实施的时间差异和“陆港通”标的企业的动态调整,本文通过构建多时点双重差分模型探究资本市场开放对企业绿色创新的影响。其中,公司进入过“陆港通”名单的其处理效应(*Treat*)取值为1,其余公司取0。当公司在“陆港通”名单内时,该时点的时间效应(*Post*)取值为1,其余时点取0。用两个哑变量相乘构建资本市场开放指标,即样本公司在该年度位于“陆港通”名单中则取值为1,其余情形取0。

##### 3.控制变量

借鉴刘金科和肖翊阳(2022)等研究,最终选择企业规模、企业年龄、所有权性质、资产负债率、总资产净利润率、资本累积率、两权分离率、第一大股东持股比例和董事会规模作为控制变量。同时,加入年度虚拟变量和行业虚拟变量以控制不同维度的固定效应。主要变量定义及说明详见表1。

#### (三)模型构建

构建多时点双重差分模型(1)。其中,*Control*为控制变量。 $\beta_0$ 为常数项, $\beta_2$ 为处理效应的回归系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。 $\beta_1$ 为主解释变量的系数,如果假设H1成立,则 $\beta_1$ 显著为正。

表1 主要变量定义及说明

变量名称	变量符号	变量说明
企业绿色创新	<i>Green</i>	根据文中方法得到
“陆港通”处理效应	<i>Treat</i>	根据文中方法得到
“陆港通”时间效应	<i>Post</i>	根据文中方法得到
资本市场开放	<i>ML</i>	<i>Treat</i> × <i>Post</i>
企业规模	<i>Size</i>	对数化处理后的总资产
企业年龄	<i>Age</i>	对数化处理后的企业上市年龄
所有权性质	<i>EN</i>	企业为国有取值为1, 否则取值为0
资产负债率	<i>Lev</i>	负债合计 / 资产总计
总资产净利润率	<i>ROA</i>	净利润 / 总资产
资本累积率	<i>CAR</i>	(所有者权益本期值—所有者权益上期值)/所有者权益上期值
两权分离率	<i>SPRT</i>	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权的差值
第一大股东持股比例	<i>LHR</i>	公司第一大股东持股占比
董事会规模	<i>BS</i>	对数化处理后的董事会人数
年度虚拟变量	<i>Year</i>	指定的年份取值为1, 否则取值为0
行业虚拟变量	<i>Industry</i>	指定的行业取值为1, 否则取值为0

$$Green_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ML_{i,t} + \beta_2 Treat_i + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 主要变量描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果,其中企业绿色创新的均值为0.371,标准差为0.781,绿色创新水平整体差异性较大,且多集中在较低水平。控制变量的统计结果与以往研究相一致,不另行赘述。

(二) 资本市场开放对企业绿色创新的影响

根据表3的三列回归结果可知,资本市场开放的回归系数均在1%的水平上显著,说明资本市场开放对企业绿色创新具有促进作用,结论支持了研究假设H1。

##### (三) 稳健性检验

###### 1. 指标敏感性检验

变换被解释变量的度量方法。首先,对企业绿色创新进行划分,将发明专利等高质量创新划分为实质型绿色创新(*Green\_H*),将实用新型专利等低质量创新划分为策略型绿色创新(*Green\_I*),分别得到回归结果见表4的列(1)和列(2)。资本市场开放对实质型绿色创新的回归系数显著为正,而对策略型绿色创新的回归系数不再显著,说明这种促进作用主要集中于高质量绿色创新。其次,仅保留企业独立申请的绿色专利数量重新衡量企业绿色创新(*Green1*),回归结果见表4列(3),资本市场开放的估计系数显著为正。最后,用申请的绿色专利数量占总专利数量的比例重新衡量企业绿色创新(*Green2*),回归结果如表4中的列(4)所示。资本市场开放的估计系数依然显著为正,假设H1再次得到验证的同时,区别于传统企业创新,单独研究资本市场开放对企业绿色创新的影响是具有重要意义的。

表2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Green</i>	0.371	0.781	0.000	3.434
<i>ML</i>	0.320	0.467	0.000	1.000
<i>Size</i>	22.267	1.317	19.152	26.026
<i>Age</i>	2.186	0.745	0.693	3.367
<i>EN</i>	0.362	0.480	0.000	1.000
<i>Lev</i>	0.446	0.202	0.063	0.887
<i>ROA</i>	0.037	0.064	-0.251	0.280
<i>CAR</i>	0.157	0.369	-0.499	2.277
<i>SPRT</i>	0.049	0.076	0.000	0.288
<i>LHR</i>	0.345	0.148	0.088	0.750
<i>BS</i>	2.248	0.178	1.792	2.773

表3 资本市场开放对企业绿色创新影响检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
<i>ML</i>	0.231*** (20.305)	0.124*** (9.952)	0.043*** (3.107)
<i>Treat</i>	0.117*** (9.800)	0.041*** (3.392)	0.064*** (5.157)
<i>Size</i>		0.146*** (27.981)	0.151*** (28.854)
<i>Age</i>		-0.180*** (-23.415)	-0.117*** (-15.433)
<i>EN</i>		0.065*** (5.507)	0.103*** (8.750)
<i>Lev</i>		0.043 (1.459)	0.129*** (4.374)
<i>ROA</i>		0.146* (1.716)	0.466*** (5.724)
<i>CAR</i>		-0.053*** (-3.926)	-0.064*** (-4.954)
<i>SPRT</i>		0.157** (2.443)	0.191*** (3.160)
<i>LHR</i>		-0.244*** (-6.992)	-0.077** (-2.310)
<i>BS</i>		0.020 (0.725)	0.111*** (4.116)
<i>_cons</i>	0.213*** (23.132)	-2.554*** (-22.780)	-3.444*** (-29.175)
<i>Year</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
<i>Industry</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
<i>R<sup>2</sup></i>	0.031	0.081	0.204
<i>F</i>	411.339	204.106	93.424

表4 指标敏感性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Green_H</i>	<i>Green_L</i>	<i>Green1</i>	<i>Green2</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
<i>ML</i>	0.045*** (3.966)	0.007 (0.737)	0.025** (1.998)	0.016** (2.108)			
<i>ML1</i>					0.057*** (3.674)		
<i>MLR</i>						0.031 (0.799)	
<i>ML2</i>							2.711*** (5.396)
<i>Treat</i>	0.052*** (5.158)	0.024*** (2.760)	0.056*** (4.879)	0.040*** (5.887)	0.052*** (3.800)		
<i>_cons</i>	-2.813*** (-29.311)	-2.139*** (-25.858)	-2.548*** (-23.540)	-1.328*** (-20.816)	-3.439*** (-29.400)	-3.501*** (-20.396)	-4.028*** (-14.345)
<i>Control</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Industry</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>R<sup>2</sup></i>	0.182	0.172	0.163	0.174	0.205	0.192	0.240

变换解释变量的度量方法。构建新的时间效应(*Post2*),自公司进入“陆港通”名单后均取1,其余情况取0,进而得到新的资本市场开放指标(*ML1*),回归结果如表4列(5)所示,资本市场开放的回归系数显著为正。进一步构建调出时间效应(*Post3*),公司被调出“陆港通”名单后取1,其余情况取0,进而构建资本市场重新限制指标(*MLR*)。仅保留处理效应为1且资本市场开放指标(*ML*)为0时的数据重新进行回归,结果如表4列(6)所示。资本市场重新限制指标的回归系数不显著,说明企业被调出“陆港通”名单后的绿色创新水平与未调入“陆港通”名单前的无显著区别,主效应检验中观测到的企业绿色创新增多是由于资本市场开放造成的,且这种提升会随着资本市场的重新限制而减弱甚至消失。结果表明,资本市场开放对企业绿色创新的促进作用需要长时间的內化过程,反复变化的开放政策无法从根本上改变企业行为。接下来,用“陆港通”日均持股数量占比作为资本市场开放的代理变量(*ML2*),结果如表4中的列(7)所示,说明随着资本市场开放程度的提高,企业绿色创新水平会随之提高。

## 2. 替换模型检验

首先,使用双向聚类稳健标准误重新估计,结果如表5列(1)所示。其次,使用个体固定效应模型重新进行估计,结果如表5列(2)所示。最后,选择Tobit模型进行稳健性检验,结果如表5列(3)所示。结果说明考虑模型构建问题后结论依然稳健。

表5 替换模型检验和调整样本检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>Green</i>
<i>ML</i>	0.043* (1.765)	0.087*** (8.271)	0.043*** (3.112)	0.053*** (3.212)	0.058*** (3.627)	0.041* (2.139)
<i>Treat</i>	0.064** (2.439)		0.064*** (5.164)	0.059*** (4.024)	0.053*** (3.828)	0.046*** (3.372)
<i>_cons</i>	-3.444*** (-4.643)	-0.110 (-0.660)	-3.444*** (-29.215)	-3.454*** (-24.798)	-3.433*** (-28.481)	-3.782*** (-23.292)
<i>Control</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Industry</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>FE</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.204	0.047		0.204	0.205	0.243

## 3. 调整样本检验

仅保留2009—2019年的数据重新进行回归,结果如表5列(4)所示。剔除涉及调出的数据重新进行回归,结果如表5列(5)所示。仅使用深市数据,实验组仅保留第一批调入“深港通”名单且尚未被调出的公司数据,重新检验的结果如表5列(6)所示。调整样本后结论依然稳健。

## 4. 时滞效应检验

进一步延长窗口期,将*t-1*、*t-2*和*t-3*期的资本市场开放指标作为主解释变量。结果如表6列(1)—(3)所示,证明资本市场开放对企业绿色创新的正向影响程度逐渐升高。

## 5. 平行趋势检验

构建平行趋势检验模型(2),将资本市场开放指标替换为处理效应和系列政策时间虚拟变量(*Stage*)的交乘项。其中,进入“陆港通”名单当年*Stage\_0*取1,依此类推。

$$Green_{i,t} = \alpha_0 + \sum \gamma_n Treat_i \times Stage_{n,t} + \alpha_1 Treat_i + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \mu_{i,t} \quad (2)$$

平行趋势检验结果如图1所示,满足平行趋势假设。政策冲击后的交乘项系数均显著为正,说明观测到的企业绿色创新提升是由于资本市场开放造成的。

表 6 时滞效应检验和倾向得分检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Green	Green	Green	Green
ML				0.051*** (2.723)
L1.ML	0.040*** (2.617)			
L2.ML		0.042** (2.506)		
L3.ML			0.062*** (3.336)	
Treat	0.071*** (5.159)	0.071*** (4.826)	0.070*** (4.383)	0.083*** (6.129)
_cons	-3.537*** (-27.462)	-3.642*** (-26.270)	-3.729*** (-24.891)	-2.018*** (-10.466)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.208	0.214	0.220	0.155

### 6.倾向得分检验

进一步应用多时点倾向得分匹配双重差分模型进行稳健性检验,匹配结果如图2所示。剔除不满足共同支撑的数据后重新进行估计,结果如表6列(4)所示,结论依然稳健。

### 7.安慰剂检验

构造伪资本市场开放指标,重新利用模型(1)进行估计,随机模拟结果如图3所示。实际政策估计系数显著差异于安慰剂检验的结果,研究结论依旧稳健。

### (四)拓展性研究

拓展性研究主要探讨三方面的内容:资本市场开放对绿色创新的促进作用为企业带来怎样的经济效益;资本市场开放对标的企业绿色创新的促进作用有怎样的交互影响;企业ESG表

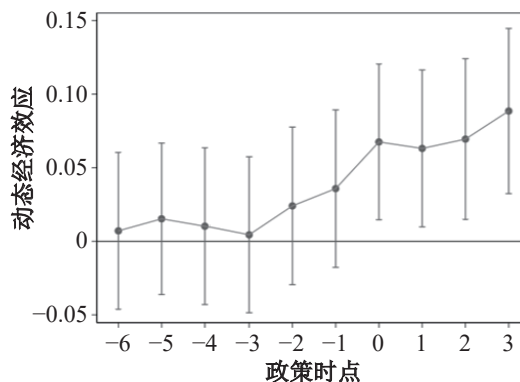


图 1 平行趋势检验结果

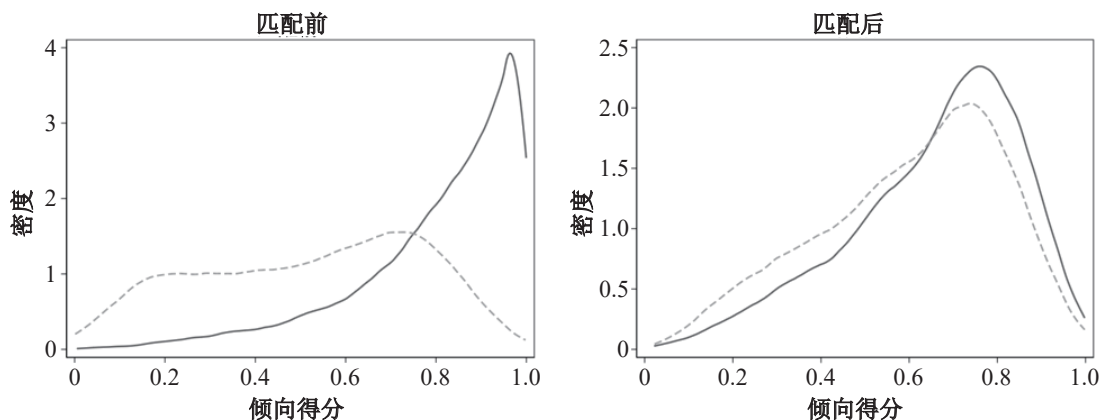


图 2 倾向得分匹配结果



现在资本市场开放与企业绿色创新的关系中发挥怎样的作用。

### 1.经济效应

公司价值(*Value*)主要取决于资本成本和预期未来现金流量,资本市场开放能够通过削弱市场分割等途径缓解企业融资约束。资本市场开放和绿色创新对公司价值的回归结果如表7中的列(1)所示,系数均在1%的水平上显著。结果证明,资本市场开放会通过促进企业绿色创新进而提高公司价值,经济效应成立。

### 2.虹吸效应和溢出效应

构建行业内“陆港通”标的企业的绿色创新指标。具体而言,行业内“陆港通”绿色创新水平(*ML\_In*)为除自己外其他同行业标的企业的绿色创新均值,仅保留受政策冲击影响的企业数据进行估计,回归结果如表7列(2)所示。行业内“陆港通”绿色创新水平的回归系数显著为负,标的企业的绿色创新行为会通过虹吸效应抑制同行业其他企业的绿色创新发展,再次证明主效应检验中观测到的企业绿色创新提升是由于资本市场开放造成的。

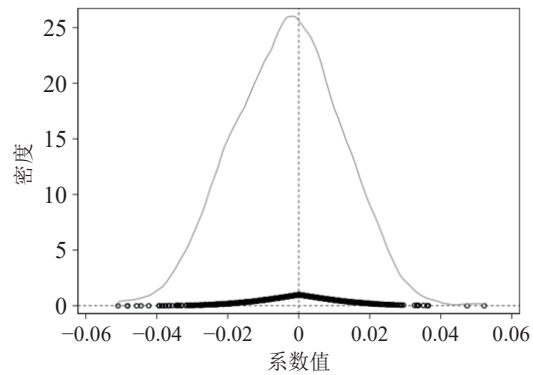


图3 安慰剂检验结果

表7 拓展性研究结果

	(1) <i>Value</i>	(2) <i>Green</i>	(3) <i>Green</i>	(4) <i>Green</i>
<i>ML</i>	0.514*** (5.098)			
<i>Green</i>	0.129*** (2.837)			
<i>ML_In</i>		-0.539*** (-8.006)		
<i>ML_Ar</i>			0.132** (2.498)	
$ML_{i,t} \times I(ESG_{i,t} \leq Thr1)$				-0.132*** (-4.022)
$ML_{i,t} \times I(Thr1 < ESG_{i,t} \leq Thr2)$				0.055*** (3.902)
$ML_{i,t} \times I(Thr2 < ESG_{i,t})$				0.167** (2.570)
<i>Treat</i>	0.020 (0.219)			0.067*** (5.341)
<i>_cons</i>	17.800*** (20.428)	-4.285*** (-16.221)	-4.642*** (-17.632)	-3.411*** (-28.880)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.041	0.253	0.247	0.206

构建地区内“陆港通”标的企业的绿色创新指标。具体而言,地区内“陆港通”绿色创新水平(*ML\_Ar*)为除所处行业外其他同地区标的企业的绿色创新均值,仅保留受政策冲击影响的企业数据进行估计,回归结果如表7列(3)所示。地区内“陆港通”绿色创新水平的回归系数显著为

正,标的企业的绿色创新行为会通过溢出效应促进同地区其他企业的绿色创新发展,地区内的溢出效应得到验证。

### 3. 门槛效应

绿色创新作为抑制环境破坏的重要手段受到政府政策等外部影响的同时,也会受到企业内部发展战略的影响。因此,对主回归进行门槛效应检验,依据统计显著性构建门槛效应模型(3),其中 $I(\cdot)$ 为示性函数,在条件满足时取1,否则取0,低门槛( $Thr1$ )表示ESG评级为“CC”,高门槛( $Thr2$ )表示ESG评级为“BBB”。

$$Green_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ML_{i,t} \times I(ESG_{i,t} \leq Thr1) + \alpha_2 ML_{i,t} \times I(Thr1 < ESG_{i,t} \leq Thr2) + \alpha_3 ML_{i,t} \times I(Thr2 < ESG_{i,t}) + \alpha_4 Treat_i + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \mu_{i,t} \quad (3)$$

回归结果如表7列(4)所示,当企业ESG评级小于等于低门槛时,回归系数-0.132在1%的水平上显著。企业ESG评级在两个门槛间或大于高门槛时,资本市场开放的回归系数显著为正,且随着企业ESG评级升高,资本市场开放对绿色创新的促进作用显著提升。说明资本市场开放对绿色创新的促进作用是建立在可持续发展战略基础上的,企业越重视可持续性发展,在资本市场开放时越有可能获得更多资源支持,且将更多资源投入到绿色创新过程中,企业ESG表现的门槛效应得到验证。

## 五、进一步分析

在进一步分析中主要进行三部分检验:进行绿色引导效应和资源支持效应的作用渠道检验;探讨环境规制和资本市场开放在影响企业绿色创新过程中的相互作用;探究资本市场开放影响企业绿色创新的保障机制。

### (一) 作用渠道检验

#### 1. 绿色引导效应

参考张欣和董竹(2023)的研究将环境信息披露细分为环境管理披露、环境监管与认证披露、环境信息披露载体、环境负债披露和环境业绩与治理披露,通过熵值法确定各维度的指标权重进而合成环境信息披露指标( $GID$ )。检验结果如表8列(1)所示,说明资本市场开放会通过提高环境信息披露进而促进企业绿色创新,绿色引导效应的渠道作用成立。

表8 作用渠道检验结果

	(1)	(2)	(3)
	$GID$	$RDI\_C$	$RDI\_P$
<i>Sobel</i>	0.004*** (3.027)	0.013*** (4.866)	0.005** (2.297)
<i>a coef.</i>	0.010*** (3.098)	0.116*** (4.979)	0.660** (2.329)
<i>b coef.</i>	0.408*** (14.135)	0.114*** (22.993)	0.008*** (13.891)

#### 2. 资源支持效应

将资源支持分为研发资金支持( $RDI\_C$ )和研发人员支持( $RDI\_P$ ),其中研发资金支持用对数化处理后的研发投入金额衡量,研发人员支持用研发人员数量占比衡量。作用渠道检验结果如表8列(2)和列(3)所示,说明资本市场开放会通过提高企业研发资金投入和研发人员投入进而促进企业绿色创新,资源支持效应的渠道作用成立。

### (二) 环境规制作用

环境规制工具可以分为命令控制型、市场激励型和公众参与型(华淑名和李京泽,2023),在进一步分析中探讨不同类型环境规制工具对资本市场开放与企业绿色创新关系的影响作用。

### 1.命令控制型

用经过对数化处理的地方环境法规数量作为命令控制型环境规制(CCT)的代理变量,结果报告于表9的列(1)中。交乘项系数0.084在1%的水平上显著,说明在促进企业绿色创新方面,命令控制型环境规制工具与资本市场开放之间存在互补效应。

### 2.市场激励型

参考郭进(2019)的研究,采用财政支出中环境保护支出与一般预算支出的比值作为市场激励型环境规制(MIT)的代理变量,回归结果报告于表9的列(2)中。交乘项系数2.993在1%的水平上显著,说明在促进企业绿色创新方面,市场激励型环境规制工具与资本市场开放之间存在互补效应。

### 3.公众参与型

将所属地区环境相关的人大建议数和政协提案数加和,经对数化处理后作为公众参与型环境规制(PPT)的代理变量,回归结果报告于表9的列(3)中。交乘项系数

0.039在1%的水平上显著,即企业所在地区公众参与度越高,资本市场开放对企业绿色创新的正向影响越大。

## (三)保障机制检验

### 1.宏观层面

将数据按照非国有经济发展程度分为高低两组进行估计,结果见表10列(1)和列(2)。资本市场开放的回归系数仅在非国有经济发展程度较高的组中显著为正,说明资本市场开放对企业绿色创新的促进作用是建立在非国有经济发展基础上的。

表 10 保障机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Green	Green	Green	Green	Green	Green	Green	Green
<i>ML</i>	0.076*** (3.734)	0.017 (0.901)	0.016 (0.872)	0.069*** (3.394)	0.013 (0.713)	0.062*** (3.032)	-0.009 (-0.462)	0.089*** (4.677)
<i>Treat</i>	0.066*** (3.681)	0.060*** (3.381)	0.077*** (4.420)	0.053*** (2.967)	0.107*** (6.730)	0.026 (1.322)	0.079*** (4.293)	0.039** (2.276)
<i>_cons</i>	-3.287*** (-17.536)	-3.473*** (-22.570)	-2.881*** (-13.957)	-4.102*** (-24.118)	-2.681*** (-15.492)	-4.223*** (-24.539)	-3.032*** (-18.037)	-3.915*** (-23.431)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R<sup>2</sup></i>	0.208	0.218	0.206	0.216	0.174	0.245	0.225	0.205

### 2.中观层面

将数据按照行业勒纳指数分为高低两组进行估计,结果见表10列(3)和列(4)。资本市场开放的回归系数仅在行业勒纳指数较低的组中显著为正,说明促进作用是建立在一定程度的市

	(1)	(2)	(3)
	Green	Green	Green
<i>ML</i>	-0.379*** (-4.779)	-0.045 (-1.426)	-0.184** (-2.228)
<i>ML×CCT</i>	0.084*** (5.412)		
<i>CCT</i>	0.004 (0.415)		
<i>ML×MIT</i>		2.993*** (3.083)	
<i>MIT</i>		0.378 (0.610)	
<i>ML×PPT</i>			0.039*** (3.021)
<i>PPT</i>			0.008 (1.212)
<i>Treat</i>	0.063*** (5.068)	0.065*** (5.171)	0.057*** (4.186)
<i>_cons</i>	-3.465*** (-27.778)	-3.431*** (-28.893)	-3.453*** (-25.396)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>R<sup>2</sup></i>	0.206	0.205	0.203

市场竞争基础上的。

### 3. 微观层面

参考王馨和王营(2021)的研究,用管理费用和营业收入的比值衡量经理人与股东间的代理成本,将数据按照代理成本分为高低两组进行估计,结果见表10列(5)和列(6);用其他应收款净额与总资产的比值衡量大股东与中小股东间的代理成本,将数据按照代理成本分为高低两组分别进行估计,结果如表10列(7)和列(8)所示。资本市场开放对企业绿色创新的回归系数仅在代理成本较低的组中显著为正,说明资本市场开放对企业绿色创新的促进作用是建立在相对完善的内部治理结构基础上的。

## 六、结论与启示

企业绿色创新是实现经济可持续发展的关键力量,本文以“陆港通”作为切入点,采用2007—2021年中国上市公司数据进行检验。研究发现:(1)资本市场开放会推动企业进行绿色创新,特别是高质量的实质型绿色创新,随着开放程度的提高绿色创新水平随之升高,并最终提高公司价值。(2)虽然资本市场开放会促进企业绿色创新,但这种促进作用会随着开放的重新限制而消失。(3)行业内部,绿色创新在“陆港通”标的企业间表现为虹吸效应,而在地区内部则表现为溢出效应。(4)企业ESG表现在资本市场开放影响绿色创新的关系中起到门槛作用,随着企业ESG评级由低到高,影响关系从抑制转变为促进。(5)资本市场开放会通过绿色引导效应和资源支持效应两条路径促进企业绿色创新。(6)命令控制型、市场激励型和公众参与型环境规制工具均能与资本市场开放政策形成合力,在促进企业绿色创新中起到互补作用。(7)资本市场开放对企业绿色创新的促进作用是建立在一定程度的非国有经济发展、市场竞争关系和较为完善的内部治理结构基础上的。

研究结论具有重要的启示意义。对上市公司而言,要进一步完善企业环境、社会和公司治理体系建设,创造良好的信息披露机制,努力追随党中央的政策指引,做到绿色创新深度和广度的协同发展,提高绿色发展意识,把握住资本市场开放这一重要机遇进行资源整合和优化配置,学习国际资本市场的先进发展理念,并内化于企业生产经营的各个环节。对于资本市场开放政策而言,坚持“放得开、看得清、管得住”总原则,增强开放包容性,逐步放宽交易限制,保证开放制度的连贯性,给予企业充足的时间消化外部冲击,内化开放制度带来的变革。同时,监管制度建设应紧跟交易机制变化,防范业务风险,控制风险传播。对于政府而言,应充分考虑制度间的协同作用,合理发挥环境规制工具对企业绿色创新的赋能作用,以完善市场导向绿色技术创新体系建设。通过各主体协同发展,资本市场开放将能够真正赋能企业绿色创新,全面推动经济高质量发展,助力祖国屹立于世界经济之林。

### 主要参考文献

- [1]郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160.
- [2]胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 资本市场开放与我国经济高质量发展——基于全要素生产率视角的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2023, (9): 19-35.
- [3]华淑名, 李京泽. 数字经济条件下环境规制工具能否实现企业绿色技术创新的“提质增量”[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(8): 141-150.
- [4]刘金科, 肖翔阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [5]吕晓军, 胡华夏, 王红建. 资本市场开放与企业创新质量——基于中国企业重数量轻质量的“创新陷阱”视角[J]. 系统管理学报, 2022, 31(5): 1018-1027.
- [6]马骏, 朱斌, 何轩. 家族企业何以成为更积极的绿色创新推动者?——基于社会情感财富和制度合法性的解释[J]. 管理科学

学学报, 2020, 23(9): 31-60.

- [7]王婉菁, 朱红兵, 张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6): 29-42.
- [8]王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188,11.
- [9]张小成, 朱东炬, 刘明显, 等. 资本市场开放下企业创新策略选择[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(10): 85-98.
- [10]张欣, 董竹. 环境信息披露的绿色创新激励效应[J]. 财经科学, 2023, (2): 41-53.
- [11]钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验[J]. 管理世界, 2018, 34(1): 169-179.
- [12]周率, 尹志超, 高若瑜. 资本市场开放、企业创新与产品市场竞争力: 基于QFII制度视角[J]. 改革, 2022, (12): 119-135.
- [13]朱琳, 伊志宏. 资本市场对外开放能够促进企业创新吗?——基于“沪港通”交易制度的经验证据[J]. 经济管理, 2020, 42(2): 40-57.
- [14]Amore M D, Bennesen M. Corporate governance and green innovation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 75: 54-72.
- [15]Balmaceda F, Fischer R D, Ramirez F. Financial liberalization, market structure and credit penetration[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2014, 23(1): 47-75.
- [16]Cai W G, Zhou X L. On the drivers of eco-innovation: Empirical evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 79: 239-248.
- [17]Cao C Z, Tong X J, Chen Y Q, et al. How top management's environmental awareness affect corporate green competitive advantage: Evidence from China[J]. *Kybernetes*, 2022, 51(3): 1250-1279.
- [18]Cuerva M C, Triguero-Cano Á, Córcoles D. Drivers of green and non-green innovation: Empirical evidence in Low-Tech SMEs[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 68: 104-113.
- [19]Dikolli S S, Frank M M, Guo Z M, et al. Walk the talk: ESG mutual fund voting on shareholder proposals[J]. *Review of Accounting Studies*, 2022, 27(3): 864-896.
- [20]Gürlek M, Tuna M. Reinforcing competitive advantage through green organizational culture and green innovation[J]. *The Service Industries Journal*, 2018, 38(7-8): 467-491.
- [21]He K, Chen W Y, Zhang L G. Senior management's academic experience and corporate green innovation[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 166: 120664.
- [22]Hojnik J, Ruzzier M. The driving forces of process eco-innovation and its impact on performance: Insights from Slovenia[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 133: 812-825.
- [23]Hu C, Li Y N, Ye P H. The halo effect of government: Does state-owned capital promote the green innovation of Chinese private enterprises?[J]. *Sustainability*, 2023, 15(11): 8587.
- [24]Kesidou E, Demirel P. On the drivers of eco-innovations: Empirical evidence from the UK[J]. *Research Policy*, 2012, 41(5): 862-870.
- [25]Li M, Tian Z R, Liu Q, et al. Literature review and research prospect on the drivers and effects of green innovation[J]. *Sustainability*, 2022, 14(16): 9858.
- [26]Sarkar A N. Promoting eco-innovations to leverage sustainable development of eco-industry and green growth[J]. *European Journal of Sustainable Development*, 2013, 2(1): 171-224.
- [27]Sha Y Z, Zhang P, Wang Y R, et al. Capital market opening and green innovation——Evidence from Shanghai-Hong Kong stock connect and the Shenzhen-Hong Kong stock connect[J]. *Energy Economics*, 2022, 111: 106048.
- [28]Zhao J Y, Qu J, Wei J, et al. The effects of institutional investors on firms' green innovation[J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2023, 40(2): 195-230.
- [29]Zhao X, Sun B W. The influence of Chinese environmental regulation on corporation innovation and competitiveness[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 112: 1528-1536.
- [30]Zhu Q H, Sarkis J, Lai K H. Green supply chain management innovation diffusion and its relationship to organizational improvement: An ecological modernization perspective[J]. *Journal of Engineering and Technology Management*, 2012, 29(1): 168-185.

# Will Capital Market Liberalization Promote Corporate Green Innovation?

Dong Zhu<sup>1,2</sup>, Bai Xiangyu<sup>2</sup>

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China; 2. School of Business and Management, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Summary:** In the era of China's high-quality opening up and green economic transformation, the enabling role of capital market liberalization on corporate green innovation has received increasing attention. Existing studies on the economic effect of capital market liberalization are relatively extensive, but most of them focus on the overall level of innovation, and a few based on corporate green innovation only extend to heterogeneity analysis, without in-depth exploration of interaction effects and other contents. Using data from China's A-share listed companies from 2007 to 2021, this paper takes the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect Program as the event entry point to construct a heterogeneous timing DID model, and tests the effect and mechanism. The study finds that capital market liberalization will promote enterprises to carry out green innovation, especially high-quality substantive green innovation. With the improvement of capital market liberalization, the green innovation level of enterprises will increase, and ultimately improve corporate value. Although capital market liberalization will promote green innovation, this promotion effect will disappear with the restriction of liberalization. Within the industry, green innovation shows a siphon effect of resource competition among the target enterprises of the "Chinese Mainland-Hong Kong Stock Connect Program", while it shows a spillover effect within the region. Path testing shows that capital market liberalization will promote corporate green innovation through the two paths of green guidance effect and resource support effect. Environmental regulatory tools and capital market liberalization play a complementary role in promoting corporate green innovation. The promotion effect of capital market liberalization on corporate green innovation is based on non-state-owned economic development, market competition relationships, and a relatively complete internal governance structure. In terms of theoretical significance, this paper opens the "black box" of the impact of capital market liberalization on corporate green innovation to a certain extent, and is a key part of the theoretical research on green innovation. It makes up for the shortcomings of existing studies that ignore the differences, and provides more detailed research ideas for future studies on the economic effect of capital market liberalization and the influencing factors of green innovation. In terms of practical inspiration, this paper provides empirical support for the implementation of new systems. It provides new empirical evidence for further improving the green technology innovation system, releasing the innovation vitality of green technology innovation entities, and realizing the continuous deepening of international exchanges and opening up in the field of green technology.

**Key words:** capital market liberalization; corporate green innovation; "Chinese Mainland-Hong Kong Stock Connect Program"; heterogeneous timing DID model

(责任编辑:王雅丽)