

# 资本市场开放与企业 ESG 表现

## ——基于绿色创新的调节效应

高绍福<sup>1,2</sup>, 罗文婷<sup>2</sup>

(1. 集美大学工商管理学院, 福建 厦门 361021; 2. 闽台审计研究中心, 福建 厦门 361021)

**[摘要]** 随着首批两项国际财务报告可持续披露准则的正式发布, 如何提升企业 ESG 表现以推进可持续发展成为实务界和理论界的热点议题。利用沪深港通交易机制提供的准自然实验环境, 构建多时点双重差分模型以实证检验资本市场开放对企业 ESG 表现的影响机制。研究发现, 沪深港通交易机制的实施通过提高标的企业市场关注度和优化投资者结构改善企业 ESG 表现, 该结论在经过一系列稳健性检验后仍成立, 且该政策效应在非国有企业和具有较高信息披露质量企业中更明显。此外, 企业开展绿色创新活动可强化资本市场开放对企业 ESG 表现的提升作用。研究丰富了资本市场开放促进企业可持续发展的经验证据, 也为当前企业 ESG 表现影响因素的探究提供了新的视角。

**[关键词]** 资本市场开放; 沪深港通; 绿色创新; 投资者结构; 企业 ESG 表现

**[中图分类号]** F 832.5

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1008-889X (2024) 02-0062-11

## 一、引言

2023年6月26日, 国际可持续披露准则理事会 (ISSB) 正式发布《国际财务报告可持续披露准则第1号——可持续相关财务信息披露一般要求》(简称“IFRS S1”) 和《国际财务报告可持续披露准则第2号——气候相关披露》(简称“IFRS S2”) (统称为“ISSB 准则”)。ISSB 准则的正式发布标志着可持续发展报告进入新纪元, 堪称可持续发展报告的里程碑事件, 对于促进经济、社会 and 环境的可持续发展具有重大意义。ESG (Environment, Social and Governance, 环境、社会 and 治理, 简称 ESG) 聚焦环境、社会和公司治理, 同时关注利益相关者诉求和可持续性价值创造, 已逐渐成为评价企业可持续发展的核心理念和分析框架<sup>[1]</sup>。已有研究发现, 企业 ESG 表现具有显著的外部性, ESG 相关信息的披露能够缓解企业融资约束、降低企业风险, 并促进企业价值提升<sup>[2-4]</sup>。此外, ESG 秉承绿色可持续发展理念, 与我国“创新、协调、绿色、

开放、共享”的新发展理念高度契合, 是实现我国“双碳”战略目标和高质量发展的重要着力点。如今绿色金融和责任投资正改变着人们的投资观念, 可持续信息披露也将成为大势所趋。在这样的时代背景下, 探究如何提升企业 ESG 表现具有深远的实践意义。

以股票发行注册制改革和沪港通、深港通为标志性事件的资本市场改革开放, 是更好实现金融服务实体经济发展和推进高水平对外开放的重要举措。沪港通和深港通分别于2014年11月和2016年12月正式实施, 在该政策下, 境外投资者可直接交易沪、深两市标的企业股票, 这推动了我国资本市场对外开放呈现双向可扩容新格局, 对便利境外投资者进入 A 股市场、促进两地资本市场协同发展具有积极意义。现有研究表明, 资本市场开放作为一项外生性政策, 能够提升企业内部控制质量、强化公司风险承担能力、缓解企业融资约束、改善公司绩效等<sup>[5-8]</sup>。此外, 资本市场开放还具有提高股价信息含量、降低股价同步性等资本市场优化效应<sup>[9]</sup>。资本市场开放改变了企业内外部环境, 来自发达资本市

场的价值投资理念和 ESG 投资理念或将成为改善企业 ESG 表现的重要因素。因此, 沪深港通政策对企业 ESG 表现产生何种影响以及如何影响等问题值得深入探讨。

党的二十大报告和“十四五”规划都明确提出要推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生。作为最重要的微观经济主体, 企业既是资源的消耗者和污染物的排放者, 又是推进绿色发展的关键参与者<sup>[10]</sup>。在国家可持续发展战略与创新驱动发展战略的布局下, 绿色创新无疑成为企业培育竞争优势和实现转型升级的有力抓手。此外, 绿色创新也被视为应对政府环境政策、获得公众认同的一项公司战略<sup>[7]</sup>。由于绿色创新旨在突破现有粗放的发展方式, 其研发成本高、风险大, 收益的不确定性更为显著。受组织营利性和风险偏好的影响, 企业往往缺乏绿色创新的动力。为此, 探究企业绿色创新的影响因素及其与企业 ESG 表现的关联, 能够调动企业自主开展绿色创新活动的积极性, 具有重要的现实意义。

本研究基于沪深港通交易制度的实施提供的准自然实验环境, 采用多时点双重差分模型来检验资本市场开放对企业 ESG 表现的影响及其内在机理。本研究可能的边际贡献在于: (1) 现有 ESG 文献大多聚焦于 ESG 的经济后果研究, 本研究将研究路径向前推进, 从企业外部经济环境变化视角探寻企业 ESG 表现的影响因素, 弥补了相关研究的不足。(2) 使用沪深港通准自然试验方法, 从资本市场开放视角研究其对企业 ESG 表现的影响, 从微观主体层面检验了资本市场开放对企业 ESG 表现的提升效应, 丰富了资本市场开放的经济后果研究。(3) 从企业市场关注和投资者结构方面剖析资本市场开放对企业 ESG 表现的影响渠道, 并验证了绿色创新对资本市场开放与企业 ESG 表现存在的调节效应, 为资本市场如何影响企业行为提供了新的视角, 对于促进企业可持续发展水平的提高具有重要的现实意义。

## 二、制度背景与研究假设

### (一) 制度背景

沪深港通即沪深港股票市场交易互联互通

机制, 是指上海证券交易所、深圳证券交易所与香港联合交易所有限公司建立技术连接, 使境内外投资者可通过当地证券公司(或经纪商)买卖规定范围内的对方交易所上市的股票, 是继合格境外机构投资者制度(QFII)与合格境内机构投资者制度(QDII)以来的又一项深化资本市场双向开放水平、促进资本市场高质量发展的有力举措。与 QFII 及 QDII 对机构投资者进行资格认定的制度安排不同, 沪深港通交易制度允许投资者直接交易标的股票并且可以自主选择股票投资组合, 显著提升了投资便利程度, 有助于增强资本市场活跃度与流动性。

沪港通交易机制于 2014 年 4 月 10 日开展试点, 并于 2014 年 11 月 17 日正式实施。首批沪股通投资标的包括上证 180 指数、上证 380 指数成分股以及于上海证券交易所上市的 A + H 股, 共计 568 只股票。随着沪港通交易机制的平稳运行和经验积累, 深港通也于 2016 年 12 月 5 日正式实施, 首批深股通投资标的包括深证成指和中小创新指数成分股以及于深圳证券交易所上市的 A + H 股, 共计 882 只股票。自开通以来, 沪深港通交易机制不断优化, 标的企业名单逐年调整, 跨境投资活跃度得以提高。据 Wind 数据库统计, 截止到 2023 年 3 月, 沪股通、深股通股票数量分别达 1 192 只、1 336 只, 市值覆盖率分别为 90.94%、86%, 北向资金在 A 股中成交额超 10%, 南下资金在港股中成交金额占比达 32%。沪深港通已成为外资参与 A 股市场交易的最主要渠道之一, 互联互通机制的持续优化不仅有助于吸引更多境外中长期资金入市, 提升 A 股和港股资本市场活力, 还能够推动两地资本市场协同发展, 促进 A 股市场与国际资本市场接轨, 进而以高水平、制度性的双向开放实现我国资本市场高质量发展。

### (二) 理论分析与研究假设

1. 资本市场开放与企业 ESG 表现。港交所于 2012 年发布《环境、社会及治理报告指引》(以下简称《ESG 指引》), 在经历 2015 年和 2020 年 2 次修改后, 香港上市公司 ESG 披露责任得以不断加强, 由“鼓励”“建议”逐渐调整为披露

责任更高的“不遵守就解释”。2023 年,港交所参考 ISSB 准则对《ESG 指引》中气候信息披露要求进行完善,将气候相关信息的披露责任提升至强制披露。实际上,与发达国家或地区相比,我国境内 ESG 发展存在起步较晚、市场参与度较低和信息披露标准体系尚不完善等问题<sup>[11]</sup>。随着沪深港通交易机制的实施,许多境外投资者进入 A 股市场,他们活跃于 ESG 发展更为成熟的资本市场,对企业的 ESG 表现更为关注和重视,这使得企业面临的外部压力加大,进而增强了企业改善 ESG 表现的意愿<sup>[12]</sup>。同时,根据信号理论,沪深港通标的企业开展 ESG 实践并进行 ESG 信息披露,能够向外界传递其具有可持续发展能力的信号,从而获得声誉价值和更多投资者的认可,这为企业提升 ESG 表现赋予了内在动力<sup>[13]</sup>。从信息不对称理论出发,资本市场开放也改善了市场信息环境,企业为降低与境外投资者间的信息不对称,倾向于通过积极参与 ESG 实践以披露更多正向信息<sup>[14]</sup>。现有研究较多关注资本市场开放对企业环境责任、社会责任和公司治理单项维度的影响,如在资本市场开放的背景下,企业碳信息披露质量显著提高,企业社会责任有所改善,马亚明等研究发现资本市场开放通过改善公司信息披露质量而优化内部治理<sup>[15-16]</sup>。基于以上分析,本研究提出如下假设:

H<sub>1</sub>: 沪深港通交易机制的实施会改善企业 ESG 表现。

沪深港通交易机制便利了境外投资者进入 A 股资本市场,也提升了 A 股市场对外资的吸引力,但囿于文化、制度等差异,跨境投资者可能面临着更严重的信息不对称问题<sup>[17]</sup>,进而催生了对分析师等资本市场信息中介的需求。同时,为进一步深化资本市场双向开放水平,上市公司信息披露要求趋严,而标的企业为吸引更多境外投资者,自主信息披露意愿也会显著增强<sup>[18]</sup>。无论是外在的信息披露要求,还是自身披露意愿,标的企业公开信息越丰富,分析师信息“加工”的成本就越低,最终推动更多分析师参与对标的企业信息的挖掘和处理中,使得标的企业的市场关注度有所提高。根据合法性理论,组织行为需要社会规范、道德和价值观等约束

下,满足利益相关者的期望。沪深港通标的企业因受到更多市场关注而面临着更大的合法性压力,为应对外部环境的合法性要求,更倾向于改善自身的 ESG 表现。基于以上分析,本研究认为沪深港通标的企业市场关注度的提升是资本市场开放影响企业 ESG 表现的重要渠道,并提出如下假设:

H<sub>2</sub>: 沪深港通交易机制通过提升标的企业市场关注度影响企业 ESG 表现。

随着我国资本市场开放程度不断提升,海外投资者已成为 A 股市场的重要组成部分,其中不乏来自中国香港等发达资本市场、具有丰富投资经验和专业投资能力的海外投资者<sup>[19]</sup>。沪深港通交易机制实施后,进入内地资本市场的香港投资者多为价值投资者<sup>[20]</sup>,其在塑造投资者价值、长期和理性投资理念与优化投资者结构等方面发挥着重要作用。投资者对企业长期价值的关注将促使企业将有限的资源投入至改善 ESG 表现、促进技术创新等更利于其可持续发展的领域,并为此提供长期、稳定的资金支持。此外,受限于境外资本持股比例等要求,海外价值投资者还可能会通过“用脚投票”外部治理机制,利用股票市场交易达到抑制管理层短视、降低 ESG 风险等目的。基于以上分析,本研究认为沪深港通标的企业投资者结构的优化是资本市场开放影响企业 ESG 表现的另一重要渠道,并提出如下假设:

H<sub>3</sub>: 沪深港通交易机制通过优化标的企业投资者结构影响企业 ESG 表现。

2. 资本市场开放、绿色创新与企业 ESG 表现。与传统的技术创新不同,绿色创新以实现企业绿色转型升级为目标,旨在突破现有粗放的发展方式,具有研发成本高、风险性强、收益不确定性等特征,易使企业面临较大的融资压力。沪深港通政策能够实现资金跨境流动,在加剧投资者竞争和改善信息环境的过程中降低股权和债权融资成本,缓解企业融资约束,为企业开展绿色创新活动提供必要的资金支持。此外,由于企业绿色创新的投资回报期较长,受组织营利性和风险偏好的影响,企业往往缺乏绿色创新的动力。资本市场开放引入了更多关注企业长期价值的理性投资者,来自这些理性投资者的外部监督抑制



了管理层的“短视”行为,从而保障企业绿色创新战略的实施。在“羊群效应”作用下,境外投资者的投资策略对其他投资者产生导向作用,因此,资本市场开放放大了企业绿色创新的价值信号,增强了企业开展绿色创新的意愿和能力。

企业绿色创新包括绿色工艺创新和绿色产品创新。根据循环经济理论,企业首先通过绿色工艺创新提高末端治理效益,减少污染物排放;其次,企业通过绿色产品创新优化产品结构,最终形成资源链闭环型绿色经济,实现企业环境绩效的提升。从企业社会责任的角度出发,企业通过绿色产品创新,创造出顺应公众绿色消费需求的绿色产品和服务,实现了创新绿色供给、营造绿色消费环境的社会效应,也塑造了企业绿色形象<sup>[21]</sup>。针对绿色创新与公司治理的关系,Huang 和 Li 基于社会网络理论发现企业动态能力、协调能力和社会互惠性是绿色创新的重要驱动力;王锋正和陈方圆的研究表明董事会治理对企业绿色创新有显著的正向促进作用,为保障绿色创新顺利开展,企业必须完善治理结构以提高应对外部环境变化的动态能力和协调能力<sup>[21-22]</sup>。

基于以上分析,本研究认为企业开展绿色创新活动会强化资本市场开放对企业 ESG 表现的改善作用,并提出以下假设:

H<sub>4</sub>: 企业绿色创新会正向调节资本市场开放对企业 ESG 表现的改善作用。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本研究选取 2010—2021 年沪深 A 股上市公司作为初始研究样本,并对初始样本进行以下处理:(1)剔除金融业公司样本。(2)剔除样本期间内 ST、ST\* 公司样本及财务异常公司样本。(3)剔除 A+H 股交叉上市公司样本。(4)剔除曾进入沪港深通标的企业名单,但在样本期间被调出的公司样本。(5)剔除数据缺失的公司样本。(6)对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,最终得到 17 277 个企业的年度观测值。所用数据中,沪港深通标的企业名

单来自香港联合交易所官网,企业 ESG 评级数据来自 Wind 数据库,企业绿色专利申请数据来自 CNRDS 数据库,其余数据均来自 CSMAR 数据库。

#### (二) 模型设计与变量定义

沪港通和深港通机制均以试点的方式推行,且不断调整标的企业名单,因此,本研究以沪深港通机制的实施作为准自然实验环境,参考吴战箴等的方法<sup>[5]</sup>,构建多时点双重差分模型来检验资本市场开放对企业 ESG 表现的影响,具体模型如下:

$$U_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 O_{i,t} + \beta_2 C_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量  $U$  为企业 ESG 表现的代理变量,借鉴谢红军、吕雪的研究,以权威性较高的华证 ESG 评级数据为基础,对 C—AAA 共 9 个级别由低到高进行 1~9 分的赋值,赋值越高表明企业 ESG 表现越好,以此来量化企业的 ESG 表现<sup>[11]</sup>。 $O$  为核心解释变量,考虑到外部政策对企业产生效应需要一定时间,企业进入沪深港通标的的名单下一年及之后年度取值为 1,对于非沪深港通标的的企业,取值为 0。本研究重点考察系数  $\beta_1$ ,若  $\beta_1$  为正,则表明沪深港通交易机制的实施改善了企业 ESG 表现。 $C$  表示控制变量,企业履行 ESG 责任首先需要加大对环境保护、社会责任和公司治理等方面的投资,且企业治理结构与管理层决策选择相关,治理水平的提高可约束短视化的机会主义行为。因此,本研究认为企业财务状况和治理结构可能对其 ESG 表现产生影响,并对包括资产负债率 ( $L$ )、企业规模 ( $Z$ )、资产收益率 ( $R$ )、企业成长性 ( $G$ )、托宾  $Q$  值 ( $Q$ ) 在内的财务因素和包括独立董事占比 ( $I$ )、第一大股东持股比例 ( $T$ ) 和企业年龄 ( $A$ ) 在内的内部治理因素加以控制。此外,市场竞争、金融市场化及法规健全程度等外在因素也会对企业 ESG 表现产生影响。因此,本研究参考解雪梅等的研究,将以市场化指数衡量的制度环境 ( $H$ ) 作为地区层面的控制变量<sup>[23]</sup>。同时,本研究在所有回归中控制个体固定效应  $\mu$  与时间固定效应  $\lambda$ ,并对稳健标准误  $\varepsilon$  进行公司层面的聚类。各个变量的具体定义见表 1。

表 1 主要变量说明

类型	变量名	符号表示	测度方法
被解释变量	企业 ESG 表现指数	$U$	华证 ESG 评级赋值
解释变量	沪深港通标的企业虚拟变量	$O$	企业被纳入沪深港通名单下一年及之后年份取值为 1, 否则为 0
控制变量	资产负债率	$L$	总负债与总资产的比值
	企业规模	$Z$	总资产的自然对数
	资产收益率	$R$	净利润与净资产的比值
	公司成长性	$G$	营业收入增长率
	托宾 $Q$ 值	$Q$	市场价值与总资产的比值
	独立董事占比	$I$	独立董事人数与董事人数的比值
	第一大股东持股占比	$T$	第一大股东持股数量与企业发行股票数量的比值
	公司年龄	$A$	公司成立年限
	制度环境	$H$	地区市场化指数

（三）描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表 2。从表 2 中可以发现，企业 ESG 表现指标的标准差为 1.099，均值为 4.107，这体现了我国上市公司整体 ESG 表现差距较大且有待改善；沪深港通标的虚拟变量  $O$  均值为 0.157，表明样本期间内沪深港通标的企业占比为 15.7%。

表 2 主要变量描述性统计

主要变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$O$	17 277	0.157	0.364	0	1
$U$	17 277	4.107	1.099	1	6
$L$	17 277	0.388	0.199	0.048	0.865
$Z$	17 277	21.90	1.166	19.88	25.58
$R$	17 277	0.063	0.122	-0.573	0.349
$G$	17 277	0.174	0.360	-0.519	2.100
$Q$	17 277	2.068	1.318	0	8.438
$I$	17 277	37.61	5.253	33.33	57.14
$T$	17 277	33.25	13.80	9.032	69.92
$A$	17 277	2.870	0.352	1.792	3.497
$H$	17 277	9.788	1.584	4.862	12.39

四、实证分析

（一）基准回归结果

本研究首先检验了资本市场开放对企业 ESG 表现的影响。表 3 中，列（1）报告了以沪深港通交易机制为代表的资本市场开放与企业 ESG 总体表现的全样本回归结果，可以发现资本市场开放虚拟变量（ $O$ ）的系数为 0.161，并在 1% 的统计水平上显著，这说明随着沪深港通交易机制的推行，资本市场开放对企业 ESG 表现产生了显著的正向影响，假设  $H_1$  得到验证。

为了进一步考察资本市场开放与企业 ESG 各维度之间的关系，本研究在模型（1）的基础上，将华证 ESG 评级体系中环境责任（ $E$ ）、社会责任（ $S$ ）和公司治理（ $G'$ ）3 个主要维度的等级量化指标作为被解释变量与资本市场开放虚拟变量进行回归，分别检验资本市场开放对企业环境、社会 and 治理方面的影响。回归结果如表 3 列（2）至列（4）所示，资本市场开放虚拟变量（ $O$ ）的系数均显著为正，表明沪深港通交易机制的实施能够显著提升企业在环境、社会和公司治理方面的表现。

表 3 基准回归结果①

变量	(1) $U$	(2) $E$	(3) $S$	(4) $G'$
$O$	0.161 *** (3.84)	0.089 * (1.90)	0.174 *** (4.08)	0.260 *** (4.52)
$Z$	0.265 *** (8.73)	0.083 *** (2.72)	0.266 *** (8.64)	0.164 *** (4.21)
$R$	0.251 *** (2.74)	-0.239 *** (-3.26)	0.254 *** (2.76)	0.312 ** (2.42)
$L$	-1.020 *** (-9.84)	-0.235 ** (-2.36)	-1.025 *** (-9.81)	-2.085 *** (-15.06)
$G$	-0.058 *** (-2.70)	-0.087 *** (-4.61)	-0.058 *** (-2.68)	-0.031 (-1.02)
$Q$	-0.022 ** (-2.56)	-0.002 (-0.20)	-0.020 ** (-2.33)	-0.027 ** (-2.06)
$I$	0.009 *** (3.71)	-0.004 * (-1.68)	0.010 *** (3.76)	0.021 *** (6.07)

① \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著, 括号内为 t 值。下同。

续表 3

变量	(1) <i>U</i>	(2) <i>E</i>	(3) <i>S</i>	(4) <i>G'</i>
<i>T</i>	0.008 *** (4.53)	0.003 (1.56)	0.008 *** (4.54)	0.014 *** (5.53)
<i>A</i>	-0.551 *** (-2.78)	0.086 (0.45)	-0.552 *** (-2.76)	-1.015 *** (-3.94)
<i>H</i>	-0.023 (-1.06)	0.001 (0.03)	-0.024 (-1.09)	-0.028 (-0.86)
常数项	-0.122 (-0.14)	-0.006 (-0.01)	-0.127 (-0.15)	4.450 *** (3.85)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.525	0.630	0.528	0.473
<i>N</i>	17 277	17 277	17 277	17 277

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。为检验使用多时点双重差分模型的合理性, 本研究使用平行趋势检验以确保实验组和对照组在沪深港通交易机制实施前保持相同的变化趋势。由于沪深港通标的名单不断调整, 各标的企业受沪深港通政策冲击的时间不同, 所以需要为各标的企业设定沪深港通政策实施的相对时间值虚拟变量, 本研究参考白俊红等的研究, 使用事件分析法来构造模型对平行趋势进行检验<sup>[24]</sup>。模型设定如下:

$$U_{i,t} = \beta_0 + \sum_{i=-3}^7 \beta_m D_{i,t}^m + \gamma C_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型 (2) 中, 时间虚拟变量 *D* 为各样本企业成为沪深港通标的企业前 3 年、当年和后 7 年的观测值, 非标的企业虚拟变量均为 0。考虑到本研究样本的观察期为 2010—2021 年, 而首批沪深港通交易机制实施年份为 2014 年, 本研究选择政策实施前 3 年的时间虚拟变量作为平行趋势检验的参考年份, 并将政策实施前 4 年及 4 年以上的时间虚拟变量剔除, 以避免多重共线性。如图 1 所示, 95% 置信区间下估计系数  $\beta_m$  的估计结果显示:  $\beta_m$  在机制实施前均不显著, 说明在资本市场开放前实验组和对照组在企业 ESG 表现上无显著差异, 即沪深港通机制符合平行趋势检验。此外, 沪深港通机制实施 2 年后, 估计系数开始显著, 且从第 3 年开始逐渐增大, 表明沪深港通交易机制能够产生改善企业 ESG 表现

的政策效应, 但具有一定的滞后性。

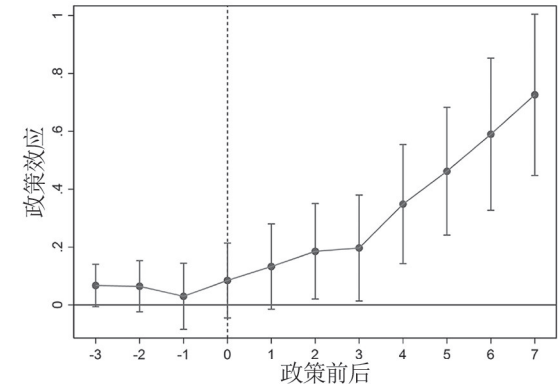


图 1 沪深港通政策的平行趋势检验<sup>①</sup>

2. 安慰剂检验。由于各标的企业被调入沪深港通名单的时间存在差异, 本研究参考白俊红等的处理方法<sup>[24]</sup>: 同时随机生成伪实验组虚拟变量 *T* 和伪政策时点虚拟变量 *P*, 即从 2 863 个样本企业中随机抽取 1 171 个做为实验组, 并为每一个伪实验组个体随机抽取政策时点, 最后生成伪政策虚拟变量 (*T*×*P*), 并重新对其进行模型 (1) 估计, 由此完成一次安慰剂检验, 利用 Stata 将上述操作重复 500 次以得到 500 个虚拟变量的估计系数及其 P 值, 同时对实验组及政策时点进行随机处理后生成的虚拟变量估计系数均集中于 0 附近, 显著差异于政策的真实估计系数 0.161, 且绝大多数 P 值都大于 0.1 (见图 2)。这表明双重随机处理后, 沪深港通政策效果在显著性与作用强度方面均有大幅削弱, 间接证实了本研究结论的稳健性。

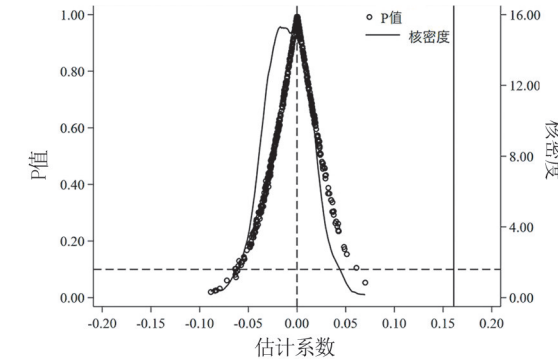


图 2 安慰剂检验 - 随机化实验组与政策时点

① 实心点的上下线段表示 95% 的置信区间。  
投稿网址: <http://xuebao.jmu.edu.cn/>

3. 倾向得分匹配——双重差分 (PSM - DID) 估计。由于沪深港通标的存在 50 亿元市值门槛和 3 000 万元以上日均成交金额等调入要求, 因此, 沪深港通标的与非沪深港通标的在企业规模、盈利能力和股票流动性等方面存在差异。为避免可能存在的样本选择性偏差问题, 本研究借鉴钟覃琳等的研究<sup>[9]</sup>, 采用倾向匹配得分法 (PSM) 重新构建控制组样本, 再运用多时点 DID 方法估计资本市场开放对企业 ESG 表现的影响效应。在具体操作中, 本研究选择企业规模 (*Z*)、资产收益率 (*R*)、营业收入增长率 (*G*)、市账比 (*M*)、是否四大审计 (*B*)、是否两职合一 (*J*)、董事会规模 (*W*) 及股票流动

性 (*K*) 作为协变量, 采用 Logit 模型计算匹配得分, 然后以 0.05 为卡尺范围, 使用最邻近且非放回的 1:1 匹配方法构造新的控制组样本。为保证匹配效果, 本研究对协变量进行平衡性检验, 匹配后各变量的标准差绝对值均小于 10%, 且 *t* 统计量除两职合一 (*J*) 外均显著, 说明匹配后实验组和控制组间无明显差异 (见表 4)。在基于各协变量进行匹配后, 得到 5 999 个样本。表 5 第列 (1) 报告了基于 PSM 方法匹配后新样本的回归结果, 资本市场开放虚拟变量 (*O*) 系数依然显著为正, 这说明本研究的基准回归结果在考虑样本选择性偏差下依然稳健。

表 4 倾向得分匹配 - 平衡性检验

变量名称		均值		标准差 (%)	标准偏差 减少幅度 (%)	<i>t</i> 检验	
		处理组	对照组			<i>t</i> 统计量	<i>p</i> > <i>t</i>
<i>Z</i>	匹配前	22.523	21.415	101.3	98.7	68.36	0.000
	匹配后	22.477	22.463	1.4		0.71	0.481
<i>R</i>	匹配前	0.062	0.025	51.1	99.0	33.51	0.000
	匹配后	0.061	0.061	0.5		0.23	0.821
<i>G</i>	匹配前	2.286	0.177	1.8	99.9	1.24	0.03
	匹配后	0.366	0.365	0.0		0.216	0.978
<i>M</i>	匹配前	0.580	0.597	-6.6	74.0	-4.40	0.000
	匹配后	0.581	0.585	-1.7		-0.92	0.359
<i>B</i>	匹配前	0.056	0.171	20.8	71.0	14.12	0.000
	匹配后	0.054	0.065	-6.0		-2.95	0.003
<i>J</i>	匹配前	0.300	0.352	-11.1	11.7	-7.29	0.000
	匹配后	0.300	0.254	9.8		6.36	0.000
<i>W</i>	匹配前	2.136	2.084	-12.6	94.6	17.80	0.000
	匹配后	2.135	2.138	-1.5		-0.98	0.328
<i>K</i>	匹配前	-0.147	-0.357	10.0	82.3	6.33	0.000
	匹配后	-0.149	-0.186	1.8		1.31	0.190

4. 替换企业 ESG 表现衡量指标。考虑到不同的评估机构对企业的 ESG 评级可能存在差异, 本研究选取同样具有较高权威、被学界广泛认可和使用的彭博 ESG 评级数据对原 ESG 数据进行替换, 并对其重新进行实证分析, 在剔除了数据缺失值后的回归结果如表 5 列 (2) 所示。结果显示, 资本市场开放虚拟变量 (*O*) 系数仍然显著为正, 表明在考虑被解释变量衡量指标差异后, 上述结果仍然具有稳健性。

5. 剔除 QFII 持股样本。QFII (合格境外机构投资者) 制度是我国资本市场开放最早、最重要的制度安排之一, QFII 有着更专业的团队、更强大的信息搜集能力和更丰富的投资经验, 为避免这些成熟机构投资者持股对企业 ESG 表现产生的影响, 本研究剔除 QFII 持股的样本, 重新对模型 (1) 进行估计。回归结果如表 5 列 (3) 所示: 资本市场开放虚拟变量 (*O*) 系数仍然显著为正, 表明在排除 QFII 持股的影响后,



本研究基准回归仍然具有稳健性。

表 5 稳健性检验结果			
变量	样本选择性 偏差 (PSM)	替换被解 释变量	剔除 QFII 持股样本
	(1) <i>U</i>	(2) <i>U_pb</i>	(3) <i>U</i>
<i>O</i>	0.162 * (1.86)	0.703 * (1.86)	0.145 *** (3.26)
常数项	1.729 * (1.80)	1.342 (0.14)	-0.266 (0.30)
控制变量	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.521	0.808	0.517
<i>N</i>	5 999	4 762	15 430

(三) 影响渠道检验

如前所述,表3的回归结果表明资本市场开放对企业 ESG 表现具有显著的改善作用。为进一步明晰上述实证结果背后的影响机制,检验资本市场开放对企业 ESG 表现的提升效应是否与企业市场关注度和投资者结构相关,本研究借鉴张倩肖等和李小林等的研究<sup>[15,25]</sup>,采取分析师(团队)跟踪数量(*V*)作为企业市场关注度的衡量指标,对其进行中介效应检验;并将机构投资者根据持股稳定性划分为稳定型投资者(*U\_S*)和交易型投资者(*U\_U*)<sup>①</sup>,以此对样本进行分组检验。

表6第(1)至(3)列为企业市场关注的中介效应检验结果,第(2)列中*O*的系数显著为正,说明沪深港通交易机制的实施提高了标的企业的市场关注度,第(3)列中*V*与*O*的系数均显著为正,表明沪深港通机制使标的企业获得更多市场关注后,其 ESG 表现也随之提升,假设 *H*<sub>2</sub> 得到验证。第(4)列、第(5)列为投资者结构渠道的分组检验结果,稳定型投资者样本组中*O*的系数显著为正,而交易型投资者样本组中*O*的系数不显著,表明资本市场开放对投资者结构优化的企业 ESG 表现具有更显著的增量影响,假设 *H*<sub>3</sub> 得以验证。

表 6 影响渠道检验					
变量	市场关注度渠道			投资者结构渠道	
	(1) <i>U</i>	(2) <i>V</i>	(3) <i>U</i>	(4) <i>U_S</i>	(5) <i>U_U</i>
<i>O</i>	0.161 *** (3.84)	0.401 *** (9.93)	0.117 *** (2.80)	0.207 *** (3.93)	0.029 (0.45)
<i>V</i>			0.108 *** (9.09)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.525	0.717	0.529	0.534	0.552
<i>N</i>	17 277	17 277	17 277	10174	7103

(四) 调节效应检验

为探究企业绿色创新是否会影 响资本市场开放与企业 ESG 表现间的关系,本研究在模型(1)的基础上加入调节变量*F*及其与资本市场开放虚拟变量(*O*)的交乘项,并设定以下模型:

$$F_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 O_{i,t} + \beta_2 C_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$U_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 O_{i,t} + \beta_2 F + \beta_3 O_{i,t} \times F_{i,t} + \beta_4 C_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*F*为企业绿色创新衡量指标,参考徐佳等的研究<sup>[26]</sup>,以企业当年申请的绿色专利数量取对数后的值来衡量企业绿色创新,其他变量与模型(1)保持一致。本研究重点关注模型(3)中资本市场开放虚拟变量(*O*)的系数 $\beta_1$ 与模型(4)中交乘项(*O*×*F*)的系数 $\beta_3$ ,若两者同时显著且与理论假设相符,则企业绿色创新对资本市场开放与企业 ESG 表现间的调节效应成立。

企业绿色创新的检验结果见表7列(1)和列(2)。列(1)为资本市场开放虚拟变量(*O*)与企业绿色创新变量(*F*)的回归结果,*O*系数在1%的水平上显著为正,表明资本市场开放对企业绿色创新具有显著的促进作用;列(2)为加入企业绿色创新及其与资本市场开放的交乘项后的回归结果。可以看出,企业绿色创新与资本市场开放的交乘项系数同样显著为正,

① 具体操作为:计算企业当年机构投资者持股比例与过去3年标准差的比值,当该比值大于年度行业中位数时,为稳定型投资者,反之则为交易型投资者。



表明随着企业开展绿色创新活动，资本市场开放对企业 ESG 表现改善的效应会显著增强，假设  $H_4$  得以验证。

表 7 资本市场开放对企业 ESG 表现的调节效应检验

变量	(1)	(2)
	<i>F</i>	<i>U</i>
<i>O</i>	0.222*** (6.89)	0.082** (2.03)
<i>F</i>		0.003 (0.33)
<i>O × F</i>		0.089*** (5.74)
常数项	0.618 (0.88)	0.523 (0.75)
控制变量	控制	控制
公司	控制	控制
年份	控制	控制
<i>Adj - R<sup>2</sup></i>	0.575	0.577
<i>N</i>	17 277	17 277

五、进一步讨论：企业 ESG 表现的异质性

前文实证检验了资本市场开放对提升企业 ESG 表现的积极作用，并从企业市场关注、投资者结构和绿色创新 3 个方面深入分析其中的内在机理，但当企业所有权性质和信息环境不同时，资本市场开放对企业 ESG 表现的影响可能存在差异，识别这种差异有助于提出更具针对性的建议。鉴于此，本研究根据企业产权性质和自身信息披露质量对样本进行分组回归，其中信息披露质量衡量指标为利用修正的 Jones 模型计算得到的操纵性应计利润，并以中位数为标准进行分组，以检验资本市场开放对企业 ESG 表现的异质性影响。回归结果见表 8。

（一）产权性质异质性分析

表 8 列（1）和列（2）分别展示了国有企业和非国有企业样本组的回归结果，可见非国有企业样本组 *O* 系数显著为正，而国有企业样本组 *O* 系数不显著，即资本市场开放仅对非国有企业 ESG 表现具有显著影响。主要原因在于：

一方面，国有企业因其特殊的所有权性质，较其他企业在资本市场中更具优势、融资约束更小；另一方面，国有企业除盈利目标外还承担着履行环境、社会责任和积极响应相关政策的制度性压力。相比之下，非国有企业面临的融资约束与市场竞争更大，其有更强烈的意愿通过改善 ESG 表现在资本市场中赢得境内外投资者的青睐，并以此培育自身的竞争优势。

（二）信息披露质量异质性分析

表 8 列（3）和列（4）分别展示了信息披露质量较高和较低样本组的回归结果，可见信息披露质量较高样本组 *O* 系数显著为正，而信息披露质量较低样本组 *O* 系数不显著，即资本市场开放仅对具有较高信息披露质量的企业 ESG 表现具有显著影响。一方面，当资本市场存在信息不对称时，投资者更倾向于选择信息披露质量较高的企业，同时企业的自主信息披露也会被其视为积极信号<sup>[27]</sup>；另一方面，根据 Bhushan 的研究<sup>[28]</sup>，分析师跟踪数量取决于证券分析服务的供给与需求的均衡点，伴随着资本市场开放带来的信息需求量的增加，企业信息披露质量提高能有效降低分析师收集、处理信息的成本，最终增加分析师跟踪数量，提升市场关注（见表 8）。因此，信息披露质量较高的企业在资本市场开放中更能吸引投资者与外部分析师的关注，使其 ESG 表现受到显著影响。

表 8 资本市场开放影响企业 ESG 表现的异质性分析

变量	<i>U</i>			
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 信息披露 质量较高	(4) 信息披露 质量较低
<i>O</i>	0.083 (1.05)	0.131*** (2.60)	0.085** (2.05)	0.183 (0.74)
常数项	-3.381* (-1.75)	-0.748 (-0.73)	0.764 (0.89)	-2.322 (-0.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Adj - R<sup>2</sup></i>	0.580	0.516	0.516	0.492
<i>N</i>	4441	12781	14990	1790

## 六、结论与建议

### [参考文献]

在首批两项国际财务报告可持续披露准则 (IFRS S1, IFRS S2) 的正式发布和我国稳步推进资本市场改革开放的背景下, 以 2010—2021 年 A 股上市公司为样本, 利用沪深港通这一资本市场开放政策提供的准自然实验环境构造多时点双重差分模型, 实证检验了资本市场开放对企业 ESG 表现的影响, 结果发现: 沪深港通交易机制的实施会提高标的企业的市场关注度、优化投资者结构, 进而改善企业 ESG 表现, 该结论经过多种稳健性检验后仍然成立。此外, 调节效应检验表明企业开展绿色创新活动能够强化资本市场开放对其 ESG 表现的改善作用。异质性分析表明, 非国有企业和具有较高信息披露质量的企业对资本市场开放更敏感, 沪深港通对其 ESG 改善作用更明显。

本研究明晰了资本市场开放对企业 ESG 表现的影响及其内在机理, 从企业外部经济环境视角剖析其 ESG 表现的影响因素, 丰富了资本市场开放在微观企业层面的研究, 为金融市场服务企业可持续发展提供了理论依据和实证经验。本研究的结论具有一定的政策启示: (1) 继续深化资本市场开放, 完善沪深港通等开放政策, 加强资本市场监管和投资者保护, 优化信息环境, 更好发挥金融服务于实体经济作用。(2) 建立健全绿色创新规范体系和激励机制, 完善绿色专利保护及认证制度, 拓宽企业绿色创新融资渠道, 为企业营造良好的绿色创新环境。(3) 审慎选择采纳、趋同或参照策略, 加快制定符合我国实际、用于规范企业 ESG 议题的可持续发展披露准则, 这是实现“双碳”目标的重要制度建设, 也是提升我国上市公司信息国际可比性和扩大沪深港通等资本市场开放政策有效性的关键举措。此外, 从企业层面, 上市公司要把握资本市场开放带来的发展契机, 合理利用金融资源, 树立绿色创新的战略意识, 加快绿色创新步伐, 顺应境内外投资者绿色投资理念, 同时还应注重提高自身信息披露质量, 积极参与 ESG 实践, 在兼顾环境、社会效益和自身经济效益的过程中实现可持续、高质量发展。

- [1] 黄世忠. ESG 理念与公司报告重构 [J]. 财会月刊, 2021 (17): 3-10.
- [2] 李志斌, 邵雨萌, 李宗泽, 等. ESG 信息披露、媒体监督与企业融资约束 [J]. 科学决策, 2022 (7): 1-26.
- [3] 董小红, 孙政汉. 化险为夷还是弄巧成拙: ESG 表现能降低企业经营风险吗? [J]. 中央财经大学学报, 2023 (7): 57-67.
- [4] 王波, 杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究: 来自我国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 软科学, 2022, 36 (6): 78-84.
- [5] 吴战麓, 黄炜, 杜文馨. 资本市场对外开放促进了公司承担风险吗? [J]. 财经科学, 2022 (2): 33-46.
- [6] 李沁洋, 何银莹, 刘向强, 等. 资本市场开放对企业融资约束的影响机制研究: 基于沪深港通的经验证据 [J]. 世界经济研究, 2023 (4): 87-102.
- [7] 孙忠娟, 郁竹, 路雨桐. 中国 ESG 信息披露标准发展现状、问题与建议 [J]. 财会通讯, 2023 (8): 9-14.
- [8] 许光清, 吴静怡. 碳信息披露与资本市场开放: 基于沪港通与深港通的实践检验 [J]. 气候变化研究进展, 2023, 19 (2): 227-237.
- [9] 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.
- [10] BERRONE P, FOSFURI A, GELABERT L, et al. Necessity as the mother of “green” inventions: Institutional pressures and environmental innovations [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34 (8): 891-909.
- [11] 谢红军, 吕雪. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI [J]. 经济研究, 2022, 57 (3): 83-99.
- [12] 王攀娜, 兰鹏飞, 彭熙. 资本市场开放、信息中介与市场信息环境: 述评与展望 [J]. 重庆社会科学, 2023 (4): 49-60.
- [13] LI Z, WANG P, WU T. Do foreign institutional investors drive corporate social responsibility? Evidence from listed firms in China [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2021, 48 (1-2): 338-373.
- [14] 杨嘉琳, 王满仓, 任晓燕. 境外机构投资者持股周期与公司治理绩效关系的实证研究 [J]. 运筹与管理, 2018, 27 (7): 152-160.
- [15] 张倩肖, 刘德峰. 资本市场开放对企业社会责任的影响机制研究 [J]. 武汉大学学报 (哲学社会科学版), 2023, 76 (1): 152-165.
- [16] 马亚明, 马金娅, 胡春阳. 资本市场开放可以提

- 高上市公司治理质量吗：基于沪港通的渐进双重差分模型检验 [J]. 广东财经大学学报, 2021, 36 (4): 81-95.
- [17] YOON A S. The role of private disclosures in markets with weak institutions: Evidence from market liberalization in China [J]. The Accounting Review, 2021, 96 (4): 433-455.
- [18] ADMATI A R, PFLEIDERER P. The “Wall Street Walk” and shareholder activism: Exit as a form of voice [J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22 (7): 2645-2685.
- [19] GRINBLATT M, KELOHARJU M. The investment behavior and performance of various investor types: A study of Finland’s unique data set [J]. Journal of financial economics, 2000, 55 (1): 43-67.
- [20] 连立帅, 朱松, 陈关亭. 资本市场开放、非财务信息定价与企业投资：基于沪深港通交易制度的经验证据 [J]. 管理世界, 2019, 35 (8): 136-154.
- [21] HUANG J W, LI Y H. Green innovation and performance: The view of organizational capability and social reciprocity [J]. Journal of Business Ethics, 2017, 145: 309-324.
- [22] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新：基于我国重污染行业上市公司的实证检验 [J]. 科学学研究, 2018, 36 (2): 361-369.
- [23] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37 (1): 128-149.
- [24] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度：来自国家创新型城市试点政策的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2022 (6): 61-78.
- [25] 李小林, 刘冬, 葛新宇, 等. 中国资本市场开放能否降低企业风险承担：来自沪深港通交易制度的经验证据 [J]. 国际金融研究, 2022 (7): 77-86.
- [26] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. 中国工业经济, 2020 (12): 178-196.
- [27] CHUNG C Y, KIM H, RYU D. Foreign investor trading and information asymmetry: Evidence from a leading emerging market [J]. Applied Economics Letters, 2017, 24 (8): 540-544.
- [28] BHUSHAN R. Firm characteristics and analyst following [J]. Journal of Accounting and Economics, 1989, 11 (2-3): 255-274.

## Capital Market Liberalization and Corporate ESG Performance: Moderating Effects Based on Green Innovation

GAO Shaofu<sup>1,2</sup>, LUO Wenting<sup>2</sup>

(1. School of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361021, China;

2. Fujian-Taiwan Audit Research Center, Xiamen 361021, China)

**Abstract:** With the release of the first two International Financial Reporting Standards on Sustainability (IFRS S1, S2), how to improve corporate ESG performance to promote sustainable development has become a hot topic in practice and theory. In this paper, we utilize the quasi-natural experimental environment provided by the trading mechanism of “Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect” to construct a multi-temporal double-difference model to empirically examine the impact of capital market liberalization on corporate ESG performance. It is found that the implementation of the trading mechanism improves the ESG performance of firms by increasing the market attention of the target firms and optimizing the investor structure, and this finding is still valid after a series of robustness tests, and the effect is more obvious in non-state-owned firms and firms with higher quality of information disclosure. In addition, firms’ green innovation activities can strengthen the effect of capital market liberalization on firms’ ESG performance. The study enriches the empirical evidence that capital market liberalization promotes firms’ sustainable development, and provides a new perspective for the current investigation of the factors influencing firms’ ESG performance.

**Key words:** capital market liberalization; Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect; green innovation; investor structure; corporate ESG performance

(责任编辑 陈蒙腰)