

绿色金融改革政策对 ESG 风险溢价的 影响研究¹

——来自我国 A 股市场的经验证据

金缙² 凌士显³

摘 要 本文以我国绿色金融改革政策试点为外生冲击,构建了含 ESG 因子的多因子风险资产组合的理论模型,并通过多期 DID 模型实证检验了绿色金融改革政策对试点城市上市公司 ESG 风险溢价的影响。结果显示:在绿色金融试点城市中,披露 ESG 的公司和高 ESG 表现的公司,存在更高的额外资本回报。异质性检验的结果显示随着绿色政策试点城市的增加,将带来更显著的 ESG 的风险溢价,并在政策的持续推进中,有效提高了 ESG 风险溢价波动调整速度,降低了市场的过度反应。交叉效应结果显示各种绿色政策的引导存在间接为负的交叉效应,市场对更多的规制所导致的高 ESG 表现具有更大的不信任感。上述结果通过一系列稳健性检验后仍然成立。本研究为我国借助绿色金融改革引导上市公司有效提高绿色价值回报、发展绿色经济,提供了基础理论依据。

关键词 绿色金融改革;ESG;风险溢价;信息披露;绿色经济

0 引言

随着疫情结束、全球环境危机加之国际资本流动性普遍下降,全球范围内的金融市场经历了自 2008 年以来的最艰难时期。首先,疫情负面冲击将会让更多理性投资者放弃锚定单一的当期资本规模回报率目标(Mirza et al., 2020; Reinhart, 2020),而代表在后代的繁荣、包容、复原和可持续发展方面长期能力

¹ 作者感谢国家社科基金一般项目,“双循环”新格局下金融支持技术创新的机制和路径优化研究(21BJY146);安徽省科协决策咨询研究“表达权争夺情境下安徽新能源汽车产业吸引国际绿色投资机制研究”(KX2024A22);安徽社会科学创新发展研究攻关项目“澳门回归治理实践对安徽省台湾事务产业协同发展实践研究”(2023CX86)的资助。

² 金缙,巢湖学院经济与法学院讲师,E-mail:rippleking@163.com。

³ 凌士显(通信作者),山东大学商学院副教授,E-mail:shixianling123@163.com。

的价值投资,逐渐获得了市场认可;其次,疫情导致的全球流动性下降也将使得市场比以往任何时候都更加强调企业的可持续性,使得绿色、亲社会的高价值公司成为 2020 年后抵御意外冲击的主力军(Albuquerque et al., 2020)。

1 文献综述

尽管大量研究表明,企业 ESG 绩效较好的公司享有较高的信用评级和较低的债务成本,通过高 ESG 表现可降低公司的融资约束(Sharfma and Fernando, 2008; Oikonomou et al., 2012; Jiraporn et al., 2014; 邱牧远和殷红, 2019; 高杰英等, 2021; Chang et al., 2022)。但企业 ESG 表现的市场价格是否被正确评估还存在争议。一方面,外部不经济的“罪恶”企业,往往会被投资市场期待更高的风险溢价(Hong and Kacperczyk, 2009; Luo and Balvers, 2017)。Hong and Kacperczyk(2009)认为长期市场反应不足是“罪恶”企业具有风险溢价的主要原因。另一方面,投资者对企业 ESG 的感知是时变的,不同时期的资产组合中 ESG 资产的风险溢价差异较大。Naughton et al. (2019)发现,当市场风险事件增加时,高 ESG 表现的“好企业”具有更高的市场回报。Zerbib(2021)认为,在整体股价持续下滑时,高 ESG 表现的公司会存在更低的收益率波动和更强的风险抗压能力。Hsu et al. (2023)指出投资者出于对环境政策不确定性的担忧,会使得“好企业”受到更多的溢价关注。综上可发现,ESG 资产的市场反应会随着市场对绿色企业关注度和认可程度变化而发生变化。

在信息理论中,绿色政策的外部冲击是否存在额外的信息溢价也存在争议。Savor and Wilson(2016)认为,时变政策不能带来长期的信息溢价,仅会带来短期市场的过度反应。而 Hsu et al. (2023)和 Phan et al. (2019)认为绿色政策会带来企业规范,这种规制信息会通过增加企业绿色固定性投入的规模,提高 ESG 风险溢价。张小艳和鲍思萌(2023)在对我国绿色政策的实证分析中发现,政策风险引发企业对市场的预期波动,从而驱使企业内生地增加绿色成本投入,降低了当期绿色企业的市场价值,但是否长期提高企业市场回报,还暂无定论。

就此问题,还需立足于中国的制度背景,探讨公司 ESG 风险溢价的来源——更主要是来自资本市场对于热点概念的追逐从而引发的短期溢价,还是绿色金融政策落地后,企业经营管理环节绿色转型所带来的合理定价变化?目前鲜有文献研究。就上述问题,本文在第 3 章构建 ESG 资产定价模型的理论模型,通过理论分析找到绿色政策的外部冲击对绿色企业市场回报的影响路径,并通过第 4 章的实证分析,分析政策引导的外部冲击中,ESG 因子在模型中的横截面参数变化,并对高 ESG 表现公司存在的市场风险溢价与绿色政策直接引导效应和交叉引导效应进行剖析,力求找到在绿色政策引导下,中国公司的

ESG 风险溢价来源。

本文的边际贡献可能体现在以下方面:首先,在理论模型和实证分析中,对 ESG 溢价的短期和长期经济效应作出创新性研究;其次,通过构建绿色金融改革外部冲击的实验组,比较分析绿色政策是否放大了市场对绿色企业的发展预期。对绿色政策引导企业 ESG 价值改善的直接路径进行分析,并为绿色政策引导绿色发展的直接效应提供理论依据;最后,通过构建异质性因子和不同绿色政策的交叉因子,对多政策交叉效应的间接作用进行分组差异检验,对绿色政策通过整体对市场预期的外部冲击引导企业 ESG 价值改善的间接路径进行分析,并为绿色政策引导绿色发展的间接效应提供理论依据。通过上述理论分析和实证检验,对综合研究绿色金融政策提高绿色投资市场关注度,从而进一步提高企业绿色转型和地区绿色经济水平,提供新的研究思路。本文对绿色政策引导和 ESG 风险溢价的研究具有创新性,并对未来企业利用资本市场实现绿色转型、构建高效绿色投资市场、完善绿色政策等方面具有理论和实践意义。

2 理论分析与假设

2.1 绿色政策引导

2.1.1 绿色金融政策试点城市

2016 年中国人民银行等七部委联合印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发[2016]228 号,以下简称指导意见)^①,明确提出“逐步建立和完善上市公司和发债企业强制性环境信息披露制度”,该指导意见首次对上市公司绿色披露作出政策导向,在指导意见的第三部分,对推动证券市场支持绿色投资提出七大指导意见,其中第十七条指出,“鼓励第三方专业机构参与采集、研究和发布企业环境信息与分析报告”,该条对第三方 ESG 评级机构,参与公司 ESG 信息披露提供了政策支持,此外在第十八条、第四部分的第十九条和第八部分的第三十条,指出“引导各类长期资金开展绿色投资”,“鼓励有条件的地方政府和社会资本共同发起区域性绿色发展基金……支持社会资本和国际资本设立各类民间绿色投资基金”,“引导国际资金投资于我国的绿色债券、绿色股票和其他绿色金融资产,鼓励设立合资绿色发展基金”……“按照市场化方式进行投资管理”,并在第九部分的第三十二条提出,在防范系统性金融风险的方法中,防止出现资本空转和“洗绿”的问题。在整体 2016 年的绿色金融指导意见的落地

^① 政策全文来源于中华人民共和国生态环境部,《关于构建绿色金融体系的指导意见》,索引号 000014672/2016-01336, https://www.mee.gov.cn/gkml/hbb/gwy/201611/t20161124_368163.htm。

实施中,最关键的环节是2017年6月,国务院审定首批五省八地的绿色金融改革创新试验区——分别为浙江衢州、浙江湖州、广州花都区、贵州贵安新区、江西赣江新区、新疆哈密市、新疆昌吉回族自治州、新疆克拉玛依市以及2019年12月和2022年8月扩容的甘肃兰州新区和重庆市。

通过绿色试点城市进行绿色政策引导,具有两方面的优势。一方面,绿色金融改革创新试验区作为先行地区,可有效集中市场中具有绿色投资偏好的投资者的注意力,提高试点城市的绿色投、融资效率,另一方面,通过示范效应,对非试点地区提供经验,激发更多绿色企业的ESG有效披露,形成更完备的市场绿色信息。

2.1.2 绿色试点城市对绿色企业的评价标准

由于在指导意见中,明确指出第三方专业机构需发挥对公司披露环境信息的重要性,而官方并未指定規制信息的格式,故各试点城市在基于当地经济发展的背景下,可就公司的绿色信息的披露方面进行单独的文件解读和指导意见发布。如浙江衢州市在发布《衢州市人民政府办公室关于对市七届人大六次会议第88号建议的答复》^①中,表示“探索通过金融机构对非上市企业按ESG原则开展披露环境信息”,且具体ESG原则可基于当地金融机构的要求进行编制。浙江湖州市作为另一个试点城市,尝试鼓励当地银行自行开发系统先行先试。湖州银行率先垂范,在成为试点城市的当年就积极联合华为,开发了基于ESG评分的信贷管理系统^②。由此湖州市开始逐步形成自行开发ESG信息披露系统和绿色信贷相结合的商业方式推进改革。为巩固改革成果,湖州市人大常委会于2021年10月正式发布《湖州市绿色金融促进条例》(以下简称《条例》),将绿色融资ESG评价体系的地方使用规范写入《条例》^③。通过上述试点城市的不同市场表现发现:绿色金融政策的引导,会在广泛参考国际绿色投资成功经验的基础上结合地方经济特点,国企民企多方合作共同进行。同时,在对绿色试点城市的持续考察发现,随着绿色金融改革的推进,各地皆趋同性地使用了ESG评价体系。为今后市场绿色投资的流动性提供了共有信息基础。

2.1.3 ESG作为绿色企业评价标准的市场表现

图1显示,绿色政策引导会使得我国上市公司的ESG披露比例逐年上升。ESG披露的公司比例,直观上并未存在2016年政策颁布前后的显著断点(图1

① 来源:浙江衢州市政府信息公开,2021-09-16, http://www.qz.gov.cn/art/2021/9/16/art_1229037105_4732649.html。

② 来源:雪球,2021-08-19 <https://xueqiu.com/6287486907/194724573>。

③ 来源:第一财经,2021-10-13, <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1713487122949323885&wdfr=spider&for=pc>。

(a))。由于披露 ESG 目前在我国是自愿行为,而非规制行为,持续上升的 ESG 披露比例说明政策对市场更多是引导作用。区别试点城市所属省份后,ESG 披露比例在 2016 年后出现显著的断点[图 1(b)],试点城市所属省份披露 ESG 信息的上市公司比例在 2016 年后显著更高,不仅高于非试点城市,披露比例的增长率也更高,直观说明绿色政策存在试点城市 ESG 披露的促进作用。

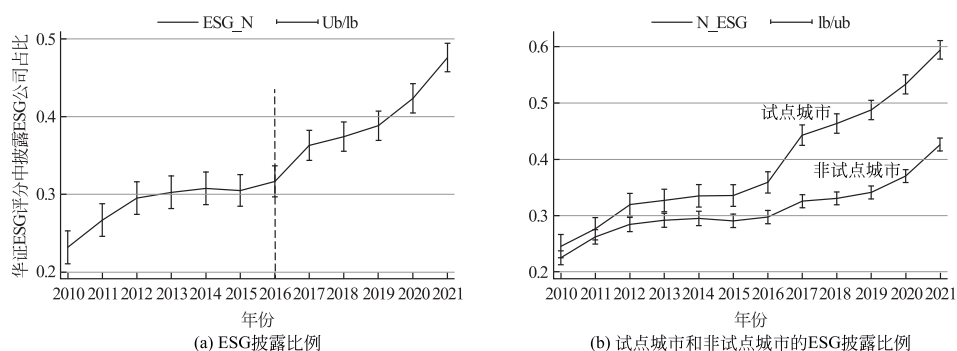


图 1 披露 ESG 逐年数量和占比趋势

2.2 ESG 因子的风险溢价

2.2.1 ESG 因子计算的理论依据

ESG 信息的主要特点是其披露的信息内容(环保、社会责任和公司治理),不来源于企业的财务状况。Albuquerque et al. (2020)认为年报的公告披露中部分还原了企业的经营,但财务指标所反映的经营状况会将投资者的注意力过分地集中在维护股东利益最大化的当期利润部分,而往往忽略了企业作为社会法人的其他外部经济效应。ESG 作为非财务指标的补充,加入资本定价模型,作为单独的因子,能更全面地补充企业价值全貌。

ESG 因子进入资产模型可能通过短期公告(Savor and Wilson, 2016)、市场不确定性提高(Hsu et al., 2023)、有限投资者关注(Lamont and Frazzini, 2007)和公司长期价值预期(Campbell and Ammer, 1993)等方面。为将 ESG 的信息合理加入资本定价模型,参考 Fama and MacBeth (1973)资本定价模型中对传统因子和新增因子两阶段回归和双向分类组合的历史模型,在资本定价模型中,假设与 ESG 因子相关的公司特征变量在第一阶段的横截面回归中将得到有效控制,从而消除了其在资本定价模型中的时间周期性变化对回归结果的影响。参考 Campbell and Ammer (1993)和 Savor and Wilson (2013, 2016)加入信息因子的资产定价模型构建方法,构建含 ESG 信息的四因子资产定价模型。

2.2.2 ESG 因子的计算步骤

首先,先对各个资产的 ESG 因子进行时间序列回归,估计披露的 $\beta_{\text{ESG},t}$ 的值 N_ESG_t 和

$$R_{i,t}^j - R_{f,t}^j = \alpha_{j,t} + \text{MKT}_t \beta_j \text{MKT}_t + \text{SMB}_t \beta_j \text{SMB}_t + \text{HML}_t \beta_j \text{HML}_t + \beta_j N_ESG_t + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$\text{s. t } j \subseteq N \quad (2)$$

以及仅统计披露 ESG 的样本中,不同 ESG 表现的 $\beta_{\text{ESG},t}$ 的值:

$$R_{i,t}^i - R_{f,t}^i = \alpha_{i,t} + \text{MKT}_t \beta_i \text{MKT}_t + \text{SMB}_t \beta_i \text{SMB}_t + \text{HML}_t \beta_i \text{HML}_t + \beta_i \text{ESG}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{s. t } i \subseteq S, S \subset N \quad (4)$$

其中, $R_{i,t}^i$ 为使用考虑现金红利再投资的年个股回报率做 t 时期股票组合 i 的收益率, $R_{f,t}^i$ 为 t 时期股票组合 i 的年度无风险收益率。 $\alpha_{i,t}$ 作为回归的截距项,表示在风险因子调整后的超额收益率部分, $\varepsilon_{i,t}$ 为 t 时期股票组合 i 的残差收益率。 MKT_t 为 t 期的市场风险溢价因子,衡量年市场收益率(使用等权平均法计算的年度市场所有股票的加权平均回报率 $R_{f,t}^i$) 与无风险收益率之间的差值, SMB_t 和 HML_t 分别代表 t 期的市值因子和账面市值比因子,衡量高的市值、账面市值比股票组合收益率与低组合收益率的差异。 N_ESG_t 表示 ESG 选择披露因子,令第三方 ESG 评分中披露的公司为 1,未披露的为 0,则 N_ESG_t 衡量披露与否导致的股票组合因子收益率的差额。

其次,为检验第 3 章中模型提出的关键指标——ESG 因子的风险溢价,使用式(3)的资产组合中 ESG 的横截面的回归估计值 $\hat{\beta}_{\text{ESG},t}$ 作为 ESG 因子风险溢价的拟合值。使用我国 A 股上市公司 2010—2021 年的样本对 $\hat{\beta}_{\text{ESG},t}$ 进行计算^①。此外,为检验第四章中绿色金融试点城市的实验组和灵活时间匹配的处理组,在各个时期 t 不同的 $\hat{\beta}_{\text{ESG},t}$ 组间差异,将 ESG 风险溢价模型进行分组截面,并采用以下回归过程:

$$N_ESG_t = \alpha_{N,t} + \sum_{i=1}^T \hat{\beta}_i' \times D_t + \sum_{i=1}^N \alpha_i \text{Control}_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{ESG}_t = \alpha_{S,t} + \sum_{i=1}^T \hat{\beta}_i' \times D_t + \sum_{i=1}^N \alpha_i \text{Control}_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

^① 删除未有 ESG 评分的上市公司,最终得到 1363 家公司的 9009 个“公司-年度”观测值。参考表 1 的统计方式,将 ESG 评分按照 C-CCC、CCC-BB、BBB-AAA 对 ESG 进行分组,并分别对市值和账户价值比与 ESG 因子构建 2×3 和 3×3 组合,并分别计算组合的因子收益率差额,衡量不同资产票组合下不同 ESG 表现所带来的超额收益。

$$\text{s. t } DID_M_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{实验组} \\ 0, & \text{灵活时间匹配的处理组} \end{cases} \quad (7)$$

$$i = T - 1, T, T + 1, T + 2, T + 3, \dots; j = 1, 2, 3, 4, \dots \quad (8)$$

对每一期估计结果 $\hat{D}_t, \hat{\alpha}_{N,t}, \hat{\alpha}_{S,t}$ 在时序上取平均得到估计均值和标准误:

$$\hat{D}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T D_t \quad (9)$$

$$\sigma_{\text{ESG}}^2 = \sigma(\hat{D}_t) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\widehat{D_t} - \hat{D})^2 \quad (10)$$

$$\hat{\alpha}_{N,t} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \alpha_{N,t}, \hat{\alpha}_{S,t} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \alpha_{S,t} \quad (11)$$

$$\sigma_w^2 = \sigma(\hat{\alpha}_{N,t}) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\alpha_{N,t} - \hat{\alpha})^2, \sigma_v^2 = \sigma(\hat{\alpha}_{S,t}) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\alpha_{S,t} - \hat{\alpha})^2 \quad (12)$$

其中, N_ESG_t 和 ESG_t 分别为披露 ESG 的组合超额收益率和高 ESG 表现的组合超额收益率, $DID_M_{i,t}$ 是试点城市绿色政策虚拟变量, 在 $DID_M_{i,t}$ 对截面资产组合的分组后, $\hat{D}_t$ 衡量绿色政策引导下所增加的 ESG 信息是否存在额外的组合收益, σ_{ESG} 衡量绿色政策引导下的 ESG 信息是否存在更高的组合收益波动。具体指标定义见指标定义表(表 1)。

2.3 理论假设

根据历史文献可发现, 新增的绿色信息会通过公告溢价 (Savor and Wilso, 2016)、政策规制带来的市场风险降低 (Hsu et al., 2023)、政策引导下的绿色创新投入 (Phan et al., 2019) 和企业价值提高 (张小艳和鲍思萌, 2023), 对试点城市的披露 ESG 企业和高 ESG 表现企业的短期市场回报, 具有积极影响, 故假设:

H1a: 绿色试点城市披露 ESG 企业存在当期显著为正的风险溢价

H1b: 绿色试点城市高 ESG 表现企业存在当期显著为正的风险溢价

由于政策的外部冲击往往会带来额外的市场反应, 并形成短期内 ESG 资产的波动。但苏冬蔚和刘子茗 (2023) 认为 ESG 资产可能存在为配合政策而出现的“漂绿”行为, 并可能使得 ESG 资产不具有长期回报。但更多学者认为, 绿色政策的持续引导会通过增加 ESG 信息的鉴别标准 (Hsu et al., 2023)、发现罪恶企业中的好企业 (Albuquerque et al., 2020), 持续提高资本市场对 ESG 资产的评估质量。为检验绿色试点城市政策持续性所带来的长期 ESG 风险回报可能, 将绿色试点城市双重差分变量 DID_M 拆分为 2017 年第一批试点城市虚拟变量 (DID_M1) 和 2019 年第二批试点城市虚拟变量 (DID_M2), 并以两个变量的处理时间为事件的起点, 分别进行两步 ESG 超额收益的时序和横截面分析, 并提

出假设:

H2: 第二批试点城市的政策引导效应对 ESG 风险溢价的影响,显著大于第一批

在完备的市场中,ESG 资产的风险溢价是体现高 ESG 表现公司价值的重要手段(Gruca and Rego,2005; Flammer,2018),并能通过更高的市场回报预期,激发公司对 ESG 水平的财务认可(谢红军和吕雪,2022),故即使全部公司皆完整披露 ESG 信息,ESG 信息也可能具有长期溢价,但 Savor and Wilson(2013)和 Luo and Balvers(2017)认为,当 ESG 信息作为市场共有信息时,将不再具有风险溢价。为检验 ESG 的长期溢价趋势,将样本缩小至第一批试点城市的上市公司样本,并假设在试点城市的中长期范围:

H3: 第一批绿色金融政策试点城市的上市公司,高 ESG 表现的额外回报在中长期,逐渐趋于试点城市 ESG 资产组合均值

3 理论模型

3.1 ESG 风险溢价模型

假设存在大量(N)的样本企业在 ESG 的评价体系中^①,其中 S 个已评分企业样本的超额收益率加起来等于市场投资者持有的当期市场 ESG 所代表的全部绿色投资的超额收益。由于 ESG 获得各公司当年相关指标的时间不同,但假设所有样本公司都会被 ESG 评分公司根据每年第三个季度公布出来的指标进行分析,并反映在 12 月份的 ESG 报告中。投资人可直接观察到样本公司 j 的 ESG 评分所能代表的已披露 ESG 的全部信息,又可通过 ESG 表现分组在资产组合中超额收益率的现值 $A_{j,t+s/S}$ 的变化来进行资产组合的投资选择。则市场每年的 ESG 超额收益率为:

$$ESG_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N A_{j,t-1} = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S A_{j,t-1} + \frac{1}{N-S} \left(- \sum_{j=1}^S \overline{A_{s,t-1}} \right) \quad (13)$$

其中, ESG_t 是 t 年末全部 ESG 市场超额收益率。 $\overline{A_{s,t-1}}$ 为 t 年末所有披露 ESG 公司的 ESG 超额收益率均值。由于总市场 ESG 超额收益率随样本 N 数量 N 具有收敛性,进一步假设模型中每个样本公司 ESG 因子的超额收益率是市场部分和自己公司特定 ESG 因子超额收益率的总和:

$$A_{j,t-1} = ESG_t + v_{j,t-1} \quad (14)$$

则模型(13)、(14)显示,所有样本公司(N)都被市场充分观察到所有已披

^① 假设评分机构对 ESG 的评分,仅基于企业可被公开搜集、已披露的 ESG 信息,则在评分机构评分为零的公司为未有可披露的 ESG 信息的公司,该部分公司数量为 $N-S$ 。

露的第 $t-1$ 年的 ESG 内部信息,且构建绿色资产的超额收益率仅与 ESG 评分所在组合有关,假设 H1a 和 H1b 得证。为简化模型,假设投资者可在金融市场中将直接观察历史 ESG 信息所形成的“噪声”与当期 ESG 信息区分出来,参考模型(11)、(12),将市场超额收益率方差定义为 σ_η^2 ,样本公司 ESG 因子方差定义为 σ_v^2 ,且在收敛性的假设条件下,当样本量 N 足够大时,各样本公司的 ESG 超额股票收益率皆不相关,且每个样本的 ESG 超额收益率的相关系数 ρ 和协方差 σ_w^2 皆相同,并构建当期的 ESG 风险溢价模型(式(15))。在绿色政策试点城市中的公司 M_1 被评级机构进行当年的 ESG 信息披露时,投资者会基于绿色政策信息的引导性,更新对 M_1 公司的估值预期 ESG_{t+1} ,和 M_1 公司的 ESG 因子的超额收益率:

$$E[(A_{j>M_1} | A_{1,t+1} \cdots A_{M_1,t+1})] = \frac{\sigma_{ESG}^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_1} A_{k,t+1} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} E[(ESG_{t+1} | A_{1,t+1} \cdots A_{M_1,t+1})] &= \frac{1}{N} \sum_{j=M_1+1}^N \frac{\sigma_{ESG}^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_1} A_{k,t+1} + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{M_1} A_{j,t+1} \\ &= \frac{1}{N} \left(\frac{N \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2} \right) \sum_{j=1}^{M_1} A_{j,t+1} \end{aligned} \quad (16)$$

模型(15)通过计算获得的结果(式(16))显示,在绿色政策引导下,公司 ESG 的预期超额收益率与市场总体预期收益率是相关的,但存在一个滤波系数 $\frac{\sigma_{ESG}^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2}$ (Savor and Wilson, 2016)。计算当期全部市场的 ESG 超额收益率,模型如下:

$$R_{ESG,t+1} - E_t[R_{ESG,t+1}] = \frac{1}{N} \left(\frac{N \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2} \right) \sum_{j=1}^{M_1} A_{j,t+1} + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N w_{j,t+1} \quad (17)$$

模型(17)显示,市场对 ESG 的预期收益率 $R_{ESG,t+1}$ 是历史 ESG 市场收益率的贴现率 $\frac{1}{N} \left(\frac{N \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2}{M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2} \right) \sum_{j=1}^{M_1} A_{j,t+1}$ 和市场期望超额收益率 $E_t[R_{ESG,t+1}]$ 以及市场噪声 $\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N w_{j,t+1}$ 的总和。

3.2 加入绿色政策引导影响的 ESG 风险溢价模型

在绿色政策引导影响下,计算 ESG 因子的年度横截面收益率,结果由模型(18)给出:

$$\beta_{ESG} = \frac{N(N \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2)}{M_1(N \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2)^2 + (M_1 \sigma_{ESG}^2 + \sigma_v^2) N(1 + (N-1)\rho) \sigma_w^2} \quad (18)$$

β_{ESG} 是在资产组合中衡量 ESG 因子风险溢价的关键指标,资产组合对应的 ESG 额外收益率由模型(17)给出:

$$\alpha_{\text{ESG}} = (\gamma - 1) \frac{(1 + (N - 1)\rho) \sigma_w^2 (N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2) \sigma_v^2}{M_1 (N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)^2 + (M_1 \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2) N(1 + (N - 1)\rho) \sigma_w^2} \quad (19)$$

由式(19)结果显示, β_{ESG} 横截面与 M_1 , ρ 和 σ_w^2 是负相关的,即绿色政策引导下,短期内构建试点城市的 ESG 因子会在 ESG 风险回报提高时,整体降低资产组合的超额回报波动。

为验证模型(19)结论中,绿色金融政策对 ESG 风险溢价的影响路径,分别考查 ESG_{t+1} 对 $\hat{\alpha}_{N,t}$ (绿色政策引导的试点城市中上市公司 ESG 投资组合的超额收益率)和 $\hat{\alpha}_{S,t}$ (披露样本中高 ESG 投资组合的超额收益率)的单变量回归模型中,回归的投资收益率 R^2 为:

$$\begin{aligned} & R^2(\text{ESG}_{t+1}, R_{N,t}) \\ &= \frac{M_1 \frac{1}{N^2} (N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)^2}{\sigma_{\text{ESG}}^2 ((M_1 \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2) + (1 + (M_1 - 1)\rho) \sigma_w^2)} \quad (20) \\ & R^2(\text{ESG}_{t+1}, R_{S,t}) \\ &= \frac{M_1 \frac{1}{N^2} (N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)^2}{\sigma_{\text{ESG}}^2 (M_1 \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2) + \frac{M_1}{N - M_1} \left(\frac{M_1 \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2}{\sigma_{\text{ESG}}^2} \right)^2 (1 + (N - M_1 - 1)\rho) \sigma_w^2} \quad (21) \end{aligned}$$

由于模型(21)中

$$\left(\frac{M_1 \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2}{\sigma_{\text{ESG}}^2} \right)^2 \frac{M_1 (1 + (N - M_1 - 1)\rho)}{(N - M_1) (1 + (M_1 - 1)\rho)} > 1 \quad (22)$$

故绿色政策引导下高 ESG 表现投资组合的模型(20)的收益率比模型(21)更高,其中 ρ 是 ESG 信息在各公司个体效应下的组间相关性, M_1 是绿色政策引导下试点城市含 ESG 信息的公司数量, $N - M_1$ 是控制组公司数量。当 $\rho = 0$ 时,历史 ESG 信息不被市场所聚合, M_1 数量在样本中也较少时,绿色政策引导效应较低,含 ESG 投资组合的收益率随着 ρ 和 M_1 的变小而变小。若使 $N > 2(M_1 - 1)$, ρ 会随 M_1 而动态增加,含 ESG 因子的投资组合预测未来基本面的能力将远远高于不含 ESG 的组合,从而会引发下一期 M_1 数量的增加, H2 原假设得证。

3.3 绿色政策引导对 ESG 风险溢价的调整路径

参考 Campbell(1993)和 Savor and Wilson(2016)的信息模型,在绿色政策引

导下的下一期 $t+1$, 假设全部剩余的 M_{s-1} 个披露 ESG 的样本公司也进入绿色政策的支持中, 享受和试点城市同样的绿色补贴和金融扶持, 模型 (23) 显示在接下来这个时期, 存在 $M_S - M_{s-1}$ 个样本公司的 ESG 风险溢价模型:

$$E_{t+\frac{S}{N}}[A_{M_{s-1} < j \leq M_S}] - E_{t+\frac{S-1}{N}}[A_{M_{s-1} < j \leq M_S}] = A_j - \frac{\sigma_{\text{ESG}}^2}{M_{s-1}\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_{s-1}} A_k \quad (23)$$

其中对于 $M_S - M_{s-1}$ 个样本公司而言, 当期的随机变量为:

$$\varepsilon_{t+S/N} = \frac{1}{M_S - M_{s-1}} \left(\sum_{j=M_{s-1}+1}^{M_S} A_j - \frac{(M_S - M_{s-1})\sigma_{\text{ESG}}^2}{M_{s-1}\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_{s-1}} A_k \right) \quad (24)$$

样本公司在此阶段的总超额收益的期望值为:

$$\begin{aligned} E_{t+S/N}[A_{j>M_S}] - E_{t+\frac{S-1}{N}}[A_{j>M_S}] &= \frac{\sigma_{\text{ESG}}^2}{M_S\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_S} A_k - \frac{\sigma_{\text{ESG}}^2}{M_{s-1}\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \sum_{k=1}^{M_{s-1}} A_k \\ &= \frac{\sigma_{\text{ESG}}^2}{M_S\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} (M_S - M_{s-1}) \varepsilon_{t+S/N} \end{aligned} \quad (25)$$

其中令:

$$M_S - M_{s-1} = \Delta M_t \quad (26)$$

则 ESG 更长期的风险溢价为:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_t &= \frac{\left(\sigma_{\text{ESG}}^2 + \frac{\sigma_v^2}{N} \right) \left(\frac{\Delta M_S \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2}{(M_{s-1} + \Delta M_S) \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \right) + \frac{1}{N} (1 + (N-1)\rho) \sigma_w^2}{\left(\sigma_{\text{ESG}}^2 + \frac{\sigma_v^2}{\Delta M_S} \right) + \left(\frac{1}{\Delta M_S} + \left(1 - \frac{1}{\Delta M_S} \right) \rho \right) \sigma_w^2} \end{aligned} \quad (27)$$

当 ΔM_S 增加时, M_{s-1} 会同比减少。则 ESG 的风险溢价为:

$$\begin{aligned} r_{S,t+(S-1)/N} &= \gamma \frac{1}{N} (N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2) \left\{ \frac{\Delta M_S \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2}{(M_{s-1} + \Delta M_S) \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} + \frac{1}{N} [1 + (N-1)\rho] \sigma_w^2 \right\} \end{aligned} \quad (28)$$

每减少 M_{s-1} 个公司, 模型会更接近不含 ESG 因子的风险溢价模型, 假设 H3 得

证。根据模型 (27), 含 ESG 的市场风险溢价由 $\frac{\left(\sigma_{\text{ESG}}^2 + \frac{\sigma_v^2}{N} \right) \left(\frac{\Delta M_S \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2}{(M_{s-1} + \Delta M_S) \sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2} \right)}{\left(\sigma_{\text{ESG}}^2 + \frac{\sigma_v^2}{\Delta M_S} \right) + \left(\frac{1}{\Delta M_S} + \left(1 - \frac{1}{\Delta M_S} \right) \rho \right) \sigma_w^2}$

和 $\frac{1}{N} (1 + (N-1)\rho) \sigma_w^2$ 两部分组成, 其中衡量整体市场 ESG 风

险溢价波动的 σ_{ESG}^2 与衡量 ESG 因子在样本间波动的 σ_v^2 和 σ_w^2 在长期收益模型 (28) 的结果中出现, 方差 σ_v^2 和相关方差 σ_w^2 皆与 ESG 投资的长期收益率波动存在正相关关系。则随着 ESG 在绿色政策引导下享受试点政策优惠的披露 ESG 公司数量逐渐增加的情况下 ΔM_s 逐渐趋于零, 同时 σ_{ESG}^2 逐渐趋于零, 则 ESG 的风险溢价会在 $\frac{\sigma_v^2}{\sigma_w^2} \leq 1$ 的情况下, 逐渐收敛为零。说明绿色政策的引导在短期内会引发 ESG 因子在资产组合中的波动溢价, 而绿色政策引导会鼓励更多公司进行 ESG 信息披露, 并带来市场中新的披露 ESG 信息公司的新增信息溢价逐渐消失 (ΔM_s 逐渐趋于零), 从而使得 ESG 风险溢价长期逐渐趋于零, 原假设 H3 进一步得证。

4 变量与统计分析

4.1 样本与数据

4.1.1 样本预处理

选取 2010 年至 2021 年所有在上海和深圳证券交易所进行交易的 A 股上市公司为研究初选样本。为了研究的稳定性, 对样本进行以下整理: 第一, 考虑到不同交易市场的规则和环境存在差异, 删除同时在 B 股或者 H 股上市的公司, 只保留在 A 股上市公司; 第二, 删除金融类公司^①; 第三, 删除公告期间公司被 ST 或者曾经被 ST 的公司; 第四, 删除财务数据缺失的上市公司, 并删除上市少于 6 个月的新上市公司; 第五, 为消除异常值的影响, 本章对主要的财务连续变量在 0~1% 和 99%~100% 的区间进行了缩尾处理, 剔除财务数据异常值, 最终得到 2788 家公司的 25867 个“公司-年度”观测值。

4.1.2 ESG 因子计算的预处理

基于第三方 ESG 评级公司的 A 股上市公司评级覆盖率的排名^②, 本文选择 Wind 可查的华证 ESG 评级信息作为 ESG 因子的基础数据库。^③ 华证分数在计

① 数据以万德数据库的行业分类为主, 包含在证监会第一类别中未列为金融业的其他类别中的金融公司, 比如保险公司、证券公司。

② 由于目前其他 ESG 披露数据如和讯网、Wind、彭博社、商道绿盟数据披露缺失值较多, 故本文选取华证 ESG 作为实证分析的主要数据来源。

③ 根据华证官方信息披露, 年度上市公司 ESG 评级的面板数据自 2009 年开始 2021 年截止, 覆盖 A 股上市公司个数高达 80%, 共计 51936 个样本。其中非空样本共 33299 个, 面板数据覆盖率 64.11%。在实证分析中参考本章第四部分样本预处理规则, 留存 2010—2021 年面板数据共 25867 个样本, 其中被华证评级, 非空样本共 16832 个, 覆盖率 65.07%, 比例与整体华证 ESG 数据库样本比例差异较小, 实证样本的选择较为合理。

算时已将能够反映总体 ESG 评分的环境、社会责任和公司治理进行了权重分配,并按照从 CCC 至 AAA 评级,共 9 级,级别得分越高,ESG 评分表现越好。将评级最高的 AAA 开始与数字对应,从上到下排列,AAA 为 9,CCC 为 1,以此类推,评分最低,赋值为 1。此外基于样本公司当年 ESG 披露信息的缺失,则将未进行评级的公司的 ESG 分值赋值为 0。

4.1.3 控制变量

为了消除企业财务指标异质性给结果带来的偏误,参考 Chang et al. (2022)对 ESG 直接影响公司价值的文献梳理,用总杠杆率(LEV)表示企业在增加 ESG 投入时遇到的债务融资约束(Oikonomou et al.,2012;Albuquerque et al.,2020),用可持续发展能力(SGR)来表示企业在改善 ESG 水平时面临的内部融资约束(Deng et al.,2013;Flammer,2018),用净资产报酬率(ROE)来表示企业发展 ESG 时面临的股权融资约束(Flammer,2018;Albuquerque et al.,2020);用公司存续时间(Age)表示公司进行 ESG 内部投资的持续条件;行业虚拟变量(Industry)表示行业对 ESG 水平的影响。指标定义如表 1 所示。

表 1 指标定义

变量符号	变量名称	变量解释
N_ESG	披露 ESG	华证公布 ESG 评分中,未评分为 0,已评分为 1
S_ESG	ESG 评分	华证公布 ESG 评分的数值化,AAA 为 9,依次从上到下,CCC 为 1
DID_Main	绿色政策引导	根据绿色金融改革创新试验区设立时间的年份和试点城市的上市公司,并构建双重差分,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0
DID_Try	积极申请试点	根据积极申请绿色金融改革创新试验区,但未进入试点城市名单的城市的上市公司,构建双重差分,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0
DID_M1	第一批绿色政策引导	根据绿色金融改革创新试验区的设立时间的年份,对试点分批,其中 2017 年首次进入试点城市的上市公司构建双重差分
DID_M2	第二批绿色政策引导	根据绿色金融改革创新试验区的设立时间的年份,对试点分批,其中 2019 年第二批进入试点城市的上市公司构建双重差分
DT	低碳间接政策引导	根据低碳城市建设试验区的设立时间的年份,对试点地区所在城市的上市公司进行双重差分构建,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0
DT2017	2017 年新入低碳间接政策引导	统计 2017 年进入低碳城市建设试验区的试点地区,并对所在城市的上市公司双重差分构建,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0

续表

变量符号	变量名称	变量解释
DT_Mix	双重试点政策交叉引导	统计同时进入低碳城市建设和绿色金融改革的试点地区所在城市,并对上市公司进行双重差分构建,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0
DT_Mix2017	2017 年新入双重试点政策交叉引导	统计 2017 年同时进入低碳城市建设和绿色金融改革的试点地区所在城市,并对上市公司进行双重差分构建,将处理组中 1×1 的部分赋值为 1,其他赋值为 0
Disclose	绿色专项信息披露	统计每年上市公司自愿和规制中要求非年报范围内的绿色专项信息披露,有专项披露赋值 1,未有赋值为 0
ESG_N	ESG 选择披露因子	样本中披露和未披露 ESG 公司分组后的组合收益率
ESG	ESG 表现因子	样本中披露 ESG 公司的高、中、低 ESG 表现的组合收益率
MKT	市场股票收益率	股票组合中去除无风险收益率的年度市场回报率
SMB	SMB 因子	4 因子中的市值因子
HML	HML 因子	4 因子中的账面市值比因子
Ri_Rf	股票收益率	股票组合 i 的年度考虑现金红利再投资的年个股回报率
LEV	总杠杆率	最近 12 个月的负债率=总负债/总资产
SGR	可持续发展能力	最近 12 个月的可持续增长率=(销售净利率×总资产周转率×留存收益率×权益乘数)/(1-销售净利率×总资产周转率×留存收益率×权益乘数)
ROE	净资产报酬率	最近 12 个月的净资产报酬率,扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率,该数据直接来源于上市公司年报的财务摘要
Age	公司年龄	公司注册时间到 2021 年的差值,注册时间来源于公司基本信息
industry	行业	按照证监会公布 2020 年行业分类大类进行赋值,其中工业大类细分至 2 类,共 45 个行业
year	年份	数据的统计年份,从 2010—2021 年

4.2 计量模型变量

为检验在控制外部经济环境变量、公司个体变量的情况下,绿色金融试点改革政策是否依然存在对试点城市(或地区)ESG 披露的显著影响,构建多期双重差分变量 $DID_{i,t}$,其中政策实施前后的时间组为上市公司的注册地进入绿色改革试验区的年份,控制组为是否披露 ESG(N_ESG)、ESG 评分(ESG)和缩小样本至仅披露 ESG 下,按低、中、高的 ESG 评分进行分组的 ESG 表现(ESG_S_G)^①。表 2 的 T 检验结果显示,25311 个样本中,556 个样本进入实验组,披露 ESG 的

^① 参考债券市场对评分的通用规则,将评分中低于 CCC(含)的公司划分在低 ESG 表现组(L),评分高于 BBB(含)的公司划分在高 ESG 表现组(H),其他在 BB 和 B 评分的公司皆在中 ESG 表现组(M)中,在整体样本中,中 ESG 表现组的公司占比 61.66%,较 ESG 评分的均分更为合理。

比例和 ESG 表现皆在 1%水平上,显著高于控制组。

表 2 披露 ESG 和 ESG 表现 DID 的 T 检验结果

面板 A:绿色政策试点城市和地区					
变量	DID_Main = 0		DID_Main = 1		T 检验
N_ESG	25311	0.346	556	0.478	-0.132 ***
S_ESG	25311	1.4	556	1.91	-0.510 ***
ESG_S_G	25311	0.691	556	0.948	-0.257 ***

面板 B:积极申请但未进入绿色政策试点的城市和地区					
变量	DID_Try = 0		DID_Try = 1		T 检验
N_ESG	25312	0.35	555	0.305	0.046 **
S_ESG	25312	1.416	555	1.175	0.241 ***
ESG_S_G	25312	0.698	555	0.6	0.098 **

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

为考察试点城市绿色政策是否对相关地区具有额外的引导溢出效应,除十个已经获批的绿色金融改革创新试验区外,考察在 2017 年同批申报的江苏省南京市、河南省郑州市、安徽省合肥市、山东省威海市作为积极推进样本组,构建双重差分变量(DID_Try),来分析主动进行绿色政策引导城市的上市公司 ESG 的表现是否存在披露和高表现差异。表 2 对主动申请实验组的变量(DID_Try)进行 T 检验,结果显示在 5%水平上积极申报但未获批试点的地地区的上市公司的 ESG 水平皆显著低于非试点地区。

图 2 对两组变量进行年度 ESG 评分的趋势分析,可直观发现,试点地区的上市公司 ESG 评分无论在申请前还是申请后,皆显著高于非试点地区的上市公司,且随着绿色政策的不断演进,试点城市公司的 ESG 对非试点地区有绿色示范作用,非试点地区的 ESG 评分均值随着绿色金融政策的推进,逐渐趋同于试点城市,但积极申请试点城市的上市公司,具有“漂绿”嫌疑,所在地区公司的 ESG 评分均值,在未进入试点后,每年反而显著低于市场平均水平,且根据图 2

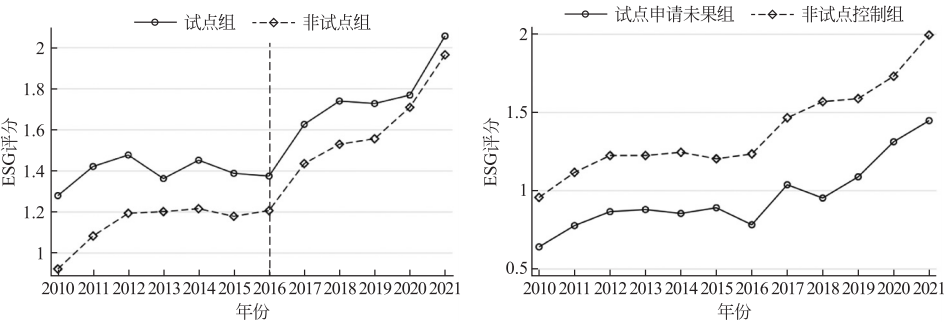


图 2 试点城市上市公司的 ESG 评分趋势

右图显示,2017年前后,积极申请试点城市的 ESG 评分均值有显著异常波动,在申请当年迅速提高并在未获得绿色试点政策时又显著下滑,不排除为增加进入砧码的“漂绿”行为。由于 2016 年政策要求中明确提出要严防“漂绿”,总体对左右图进行比较发现,绿色政策试点城市的选取具有良好的示范作用,也为之后绿色融资政策的正向引导提供良好的基础。

由于试点城市的上市企业在绿色政策引导前就具有更高的 ESG 表现。这种更高的绿色价值,根据模型(15)和模型(16)的结论,会在金融市场中被直接观察,并获得长期价值投资者青睐(金缙,2021,2022)。但这仅仅作作为模型的理想状态,通过第 5 章构建实验组和对照组的 DID 检验,对我国市场的 ESG 风险资产的溢价进行实证检验,并进一步对假设进行实证分析。

5 实证检验

在本章的实证检验中,采用 DID 模型对我国样本公司进行实验性检验,用于评估试点城市的政策外部冲击对 ESG 风险溢价的市场反应。首先,采用基准检验,通过比较试点城市和非试点城市在干预前后的差异来验证研究设计的有效性。其次,在基准检验中同时采用灵活匹配检验,寻找个体差异更小的实验组和对照组,进一步提高研究设计的准确性,并在控制趋势差异、个体效应和经济周期等影响因素差异的情况下,使用平稳趋势检验和安慰剂检验验证,以求获得更可靠的基准结果。此外,延展性地通过异质性分析和交叉效应分析,对政策冲击进行分层、时序、横向交叉效果间的分组检验,从而对我国市场体制下政策引导 ESG 风险溢价的市场反应路径作出全面分析。

5.1 基准回归结果

5.1.1 绿色政策试点城市的 ESG 风险溢价

表 3 显示两阶段回归在控制个体效应,并通过 Newey-West 控制 4 阶时序后的 DID 回归结果。面板 A 对一阶段双重差分项进行回归,比较第(1)和第(4)列结果发现,在绿色金融改政策的推动下,已披露 ESG 信息的公司较未披露 ESG 信息的公司存在当期显著为正的绿色额外收益回报,并持续在第 2 至第 4 期内存在回报的显著持续波动,回报波动率在第 4 年、第 5 年消失。第(4)列在进行灵活时间匹配后通过平行趋势检验,结果显示披露 ESG 的公司在试点城市当期存在高于非试点城市 6.9%的额外风险回报,且当期回报系数通过显著性检验。假设 H1a 得证。

面板 B 为第二阶段对 ESG 因子在横截面上的风险溢价波动系数检验,结果显示试点城市样本公司具有当期、第二期、第三期 ESG 因子的显著风险溢价,但

风险溢价的波动系数与非试点城市差异较小。结合面板 A 中第(4)和第(5)列的结果发现,绿色试点城市的上市公司具有显著更高的 ESG 风险溢价,假设 H1a 进一步得证。

表 3 试点城市的 ESG 风险溢回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 A: DID 回归							
	ESG_N	ESG	Ri_Rf	ALL		仅披露 ESG	
				ESG 因子	Ri_Rf	ESG 因子	Ri_Rf
	All			灵活时间匹配			
<i>T</i> -1	0.017 *** (5.120)	-0.040 *** (-13.570)	-0.089 ** (-2.430)	0.020 (18.703)	-0.214 * (-7.674)	-0.076 (-7.128)	-0.195 ** (-2.997)
<i>T</i>	0.017 *** (2.927)	0.051 *** (3.378)	-0.172 *** (-3.123)	0.069 *** (74.784)	-0.347 *** (-10.615)	0.027 ** (2.528)	-0.373 *** (-4.111)
<i>T</i> +1	0.031 *** (5.815)	-0.064 *** (-3.863)	0.187 *** (3.121)	0.086 *** (92.874)	-0.234 *** (-8.883)	-0.064 *** (-5.906)	-0.323 *** (-5.789)
<i>T</i> +2	-0.120 *** (-70.327)	-0.045 *** (-6.553)	0.107 (1.561)	-0.041 *** (-44.198)	-0.220 *** (-6.684)	-0.130 *** (-12.179)	-0.218 *** (-3.159)
<i>T</i> +3	0.091 *** (289.489)	-0.005 *** (-1.582e+12)	0.148 (0.635)	0.050 *** (54.260)	-0.135 *** (-2.645)	-0.135 *** (-12.625)	-0.219 * (-1.954)
<i>T</i> +4	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.231 *** (-21.547)	-0.024 (-0.240)
<i>T</i> +5	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.048 (52.555)	0.066 (1.319)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	第一阶段	第一阶段	第一阶段	第一阶段	第一阶段	第一阶段	第一阶段
行业控制				Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应控制				Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.017 *** (-5.693)	0.034 *** (13.029)	-0.021 ** (-2.432)	-0.034 *** (-69.501)	0.155 *** (11.961)	0.064 *** (11.058)	0.187 *** (6.334)
<i>N</i>	25703	9035	9035	1511	1489	464	455
adj. <i>R</i> ²	0.015	0.008	0.003	0.360	0.035	-0.046	-0.002
面板 B: 第二阶段横截面 ESG 风险溢价							
	<i>T</i> -1	<i>T</i>	<i>T</i> +1	<i>T</i> +2	_b_cons	<i>N</i>	<i>R</i> ²
披露 ESG							
非试点城市	0.055 (0.002)	0.003 *** (0.002)	0.072 *** (0.003)	-0.054 *** (0.002)	-0.020 *** (0.002)	743	4.44%
试点城市	0.054 (0.002)	0.003 *** (0.002)	0.071 *** (0.003)	-0.054 *** (0.002)	-0.019 *** (0.002)	768	4.44%

续表							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 B: 第二阶段横截面 ESG 风险溢价							
	<i>T</i> -1	<i>T</i>	<i>T</i> +1	<i>T</i> +2	_b_cons	<i>N</i>	<i>R</i> ²
高 ESG 表现							
非试点城市	-0.029 (0.021)	0.074 *** (0.021)	-0.016 (0.023)	-0.083 *** (0.021)	0.021 (0.021)	235	24.61%
试点城市	-0.011 (0.025)	0.092 *** (0.025)	0.002 (0.024)	-0.065 *** (0.024)	0.002 (0.025)	229	25.16%

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

进一步对高 ESG 表现组合的风险溢价的双重差分两阶段结果进行分析,结果显示随着绿色金融政策在试点城市的影响,高 ESG 表现的公司具有显著更高的风险溢价和溢价波动,第(6)列显示在去除未通过平行趋势检验的样本后,绿色金融试点城市较非绿色试点城市,高 ESG 表现的资产组合具有显著的 2.7% 的当期额外收益,且在之后第 2~4 期存在显著的 ESG 风险溢价波动,故不拒绝假设 H1b。结合面板 B 对 ESG 因子横截面系数的分组检验,结果发现短期内 ESG 投资的风险溢价波动也显著高于非试点城市,进一步证明基准假设 H1b。

进一步对风险溢价的波动趋势进行分析发现,在单一政策冲击的当期,面板 A 显示高 ESG 表现因子的风险溢价表现出显著的正向效应,并在第 3~5 期内均值回复,且在第 1~2 期进行了回报预期的负向修正,这种现象在试点和非试点城市均存在。根据模型(18)计算 ESG 因子横截面的影响变量^①可知,第 1、2 期横截面系数 0.072 和-0.054 是由于披露比例的上升,同时影响分子和分母的 σ_{ESG}^2 增大而导致的风险溢价波动趋势。由于 ESG 表现较差组合的收益波动 σ_w^2 相比于冲击前即使不变,而分母中 $(N-1)\rho$ 系数变大,故导致试点和非试点城市 ESG 因子的横截面系数皆存在正向变化。但在政策冲击后几期,ESG 表现较差组合的收益波动 σ_w^2 相比于冲击前变大,从而分母变大,高 ESG 风险溢价总体呈现负向变化。

此外,由于在第二阶段横截面回归中,试点城市和非试点城市溢价波动趋势相似,参考模型(18)、(19)的结论,若 ESG 不存在信息传递上试点城市规模的传播阻碍,则新增 ESG 信息会加速市场提高 ESG 风险溢价的波动调整速度。这也进一步证明,通过绿色金融试点改革,利用全国金融市场信息传递的规范性和统一性,能有效降低 ESG 资产的信息传递壁垒,从而为 ESG 企业价值有效评估提供基础。

$$\textcircled{1}\beta_{\text{ESG}} = \frac{N(N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)}{M_1(N\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)^2 + (M_1\sigma_{\text{ESG}}^2 + \sigma_v^2)N(1 + (N-1)\rho)\sigma_w^2} \circ$$

(17)

5.1.2 灵活时间的 DID 匹配检验

由于绿色金融改革试点的分批性,且两批试点城市的政策冲击存在交错干预的时间。为降低固定处理效应的弱假设问题,参考 Dettmann et al. (2019) 方法,在表 3 面板 A 的基准 DID 检验中第(4)~(7)列采用灵活时间匹配方法,选取部分实验组和匹配组进行检验。首先,将干预开始时间信息纳入匹配过程,为每个处理组单元寻找合适的控制组单元。表 4 结果显示,通过灵活事件匹配 25703 个样本中的各组,共匹配 1271 个控制组,240 个处理组在仅披露 ESG 的 464 个样本中,共匹配 395 个控制组,69 个处理组,匹配的依据皆采用综合的统计距离函数^①,并在表 4 中报告。灵活匹配的检验结果显示,全部控制变量在两组间的均值和方差皆不存在显著的差异,且所有用于匹配的连续变量在匹配之后均与 45° 线有较小的偏离,且偏离大多发生在分布的尾部,这说明样例连续变量匹配较好。

表 4 灵活匹配样本的检验统计量

变量	均值			T 检验		$V(T)/V(C)$
	处理组	控制组	均值偏差/%	t	$p> t $	
面板 A:ALL						
LEV	0.45382	0.45521	-0.7	-0.02	0.983	0.95
ROE	0.09213	0.09202	0.2	0.01	0.996	1.39
SGR	0.0511	0.04035	27.7	0.9	0.375	2.09
Age	24.714	24.714	0.00	0.00	1.00	0.92
AllControl	0.13553	0.13553	0.00	0.00	0.00	0.00 [*]
PsR^2	LRchi2	$p>chi2$	MeanBias	MedBias	B	R
0.067	4.44	0.423	7.1	0.4	59.9 [*]	1
面板 B:仅披露 ESG						
LEV	0.45382	0.4541	-0.1	0	0.997	0.95
ROE	0.09213	0.09213	3.5	-0.01	0.909	1.4
SGR	0.0511	0.04086	26.3	0.85	0.399	2.09
Age	24.714	24.714	0.00	0.00	1.00	0.92
AllControl	0.13553	0.13553	0.00	0.00	0.00	0.00 [*]
PsR^2	LRchi2	$p>chi2$	MeanBias	MedBias	B	R
0.076	4.44	0.35	7.5	1.8	64.5 [*]	0.94

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

在对表 3 面板 A 的第一阶段第(2)和第(6)列的横向比较,结果显示未进行灵活匹配的 DID 检验中,披露 ESG 公司的额外收益的波动性,无论是政策前还是政策后皆较大,但在灵活披露 DID 的样本中政策前,实验组的 ESG 风险溢

^① 结合了连续变量的平均绝对差与分类变量的广义匹配系数的方式计算距离,具体而言,先计算匹配企业与实验企业之间的加总距离,之后分别计算表示连续变量的平均绝对差和分类变量的广义匹配系数。

价的波动系数皆不具有统计意义。说明在匹配样本模型中,更好地消除了个体效应因素导致的 ESG 风险溢价波动在政策前后对模型结果产生的干扰。此外在对表 3 面板 B 的第二阶段各风险溢价横截面系数的平衡趋势检验结果发现,无论系数大小,风险溢价横截面系数在政策前皆不存在统计意义上的显著性,说明灵活匹配后消除了政策前未知因素对基准结果产生的干扰。

5.1.3 平稳趋势检验

由于多期双重差分模型的关键前提是试点城市和非试点城市在政策实施前,需在 ESG 风险溢价上符合平行趋势的假设。在未进行灵活匹配前,对披露 ESG 的风险溢价中各组前 1 期的试点城市和非试点城市的虚拟变量进行最小二乘法回归分析和固定效应回归分析,将样本缩小至已披露的 ESG 样本,发现模型均未通过平行趋势检验。在通过灵活匹配后,图 3 对绿色试点城市的政策实施前 1 年和后 5 年内的 ESG 风险溢价的平行趋势检验,结果显示研究样本通过了平行趋势检验。此外,对实施后 5 年内的 ESG 风险溢价的波动进行分析,右图显示在当期更高 ESG 表现的公司,在试点城市的政策引导下,会在后 4 年内经历先正后负再正的持续溢价波动。进一步证明假设 H1b。

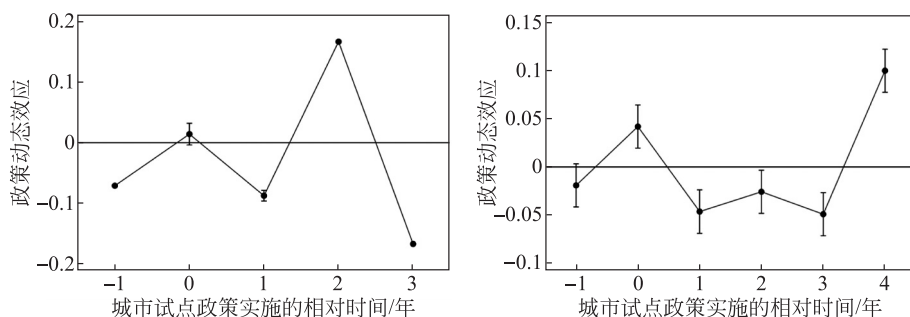


图 3 平衡趋势检验

5.1.4 安慰剂检验

首先,将实验事件提前 1 至 3 年,构建拟政策虚拟变量(did1 和 did2)对表 3 结果进行重新回归。结果显示系数估计值在 10%的水平上均未通过显著性检验,也再次证明了我国的绿色政策显著提高了试点城市的 ESG 风险溢价。其次,将绿色试点城市换为积极申请城市变量(DID_Try),并通过在样本城市中随机抽取 10 个城市作为虚拟的处理组变量(did3),来分析虚拟政策的冲击效果,表 5 结果显示,积极申请的城市在试点政策发布后,存在更显著为负的风险溢价,这与图 2 年度趋势先后呼应,说明虚拟政策并不存在与绿色试点城市一样的引导效果。此外,将上述过程重复 500 次,图 4 显示 500 个系数估计值的核密度分布,回归系数落在 0 值附近且服从正态分布。累计 500 次的 p 值在披露 ESG 风险溢价下为 -0.0173,在高 ESG 表现风险溢价下, p 值为 -0.006,皆在

99%水平下属于小概率事件,说明绿色政策对 ESG 风险溢价的市场影响对试点城市具有显著性。

表 5 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)	(6)	(7)	(8)
	披露 ESG		ESG 表现			披露 ESG		ESG 表现	
did1	0.018		0.049		DID_Try	-0.017***		-0.007	
	(4.244)		(6.787)			(-20.455)		(-0.469)	
did2		-0.010		0.018	did3		-0.017		0.006
		(-2.867)		(1.527)			(-37.929)		(0.964)
_cons	0.006*	0.007**	-0.010***	-0.008***	_cons	0.021***	0.022***	0.070***	0.069***
	(1.812)	(2.309)	(-3.930)	(-3.195)		(20.902)	(21.540)	(5.961)	(5.927)
N	12964	13269	4882	5187	N	25617	25617	8772	8772
adj. R ²	24%	25%	4%	13%	adj. R ²	-0.110	-0.108	-0.123	-0.123

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

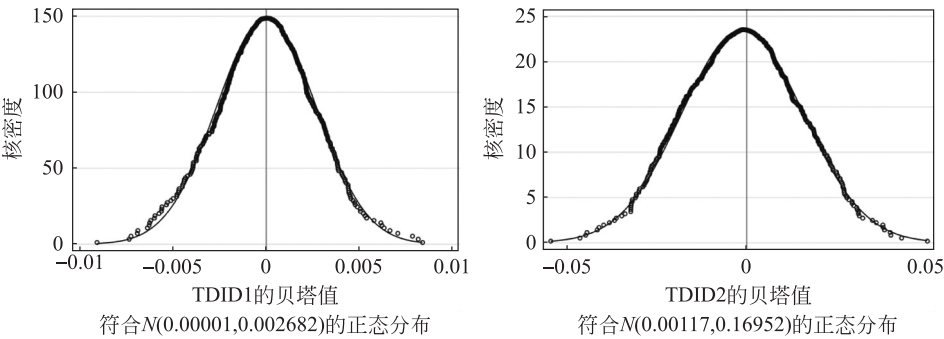


图 4 安慰剂检验

5.1.5 稳健性检验

第一,考察 ESG 风险溢价可能会对绿色金融试点政策的反向因果,即在 2017 年试点前,在试点城市更高 ESG 评分的企业,会为城市争取更大的绿色融资支持,从而增加城市被绿色金融试点政策选中的可能。将高 ESG 表现的资产组合的前 1、2 期超额收益作为解释变量,对试点城市双重差分做面板因果检验,结果显示历史高 ESG 表现的高风险溢价在 10%水平上系数未通过 Granger 因果检验。试点城市上市公司的历史高 ESG 资产组合的风险溢价难以影响绿色金融引导的试点城市的选择,模型不存在反向因果造成的内生性偏误。

第二,考察其他非绿色政策在 2017 年寻找试点城市时,可能对 ESG 风险溢价的交叉影响,导致基准结果有偏的可能性。构建创新城市虚拟双重差分

(did4)考察上述上市公司的 ESG 风险溢价,其中创新城市的采样源自于同年(2016 年)为贯彻落实科技部和国家发改委《建设创新型城市工作指引》,国家发改委公布的 17 个创新试点城市^①。根据样本分析发现,这 17 个城市与绿色试点城市并无交叉,表 6 结果显示,上述创新性试点城市中的上市公司,无论是披露 ESG 加入资产组合还是高 ESG 表现的公司加入资产组合,皆不存在显著的 ESG 风险溢价。说明创新城市的试点并未显著提高城市内上市公司的 ESG 溢价水平,也进一步佐证绿色政策对 ESG 风险溢价影响的有效性。

表 6 创新试点城市的 ESG 风险溢价

	T-1	T	T+1	T+2	T+3
披露 ESG	0.001 (0.301)	0.006 (1.286)	0.001 (0.356)	0.003 (0.850)	-0.005 (-1.228)
Control	Yes				
_cons	0.011 *** (8.209)				
N	14099				
adj. R ²	23%				
ESG 表现	0.001 (0.111)	0.011 (0.601)	-0.016 (-0.782)	0.005 (0.285)	-0.006 (-0.335)
Control	Yes				
_cons	0.052 *** (18.560)				
N	4870				
adj. R ²	44%				

注:为结果的稳健性,参考上述 Dettmann et al. (2020)方式,对创新试点城市进行基于控制变量的差异匹配,进行灵活时间的实验组和控制组匹配,并从总样本中分别 14099 个样本和 4870 个样本进行第二阶段的回归分析,并分别使用控制行业、企业的固定效应和 Newey-West 滞后 4 期的变量对模型随机变量进行横截面和时序自相关的控制,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

第三,即使企业个体价值短期内难以影响绿色金融政策,但地区的经济水平取决于当地企业,所在地区的上市公司价值可能存在绿色超额回报,内生性促进当地绿色金融改革。为考察地区绿色发展水平差异可能对基准检验结果的影响,其一,对整体样本的 ESG 风险溢价在控制个体效应的同时,与各省份、城市分别做回归。回归结果显示不同省份和城市,并不存在显著的 ESG 因子的回报差异。其二,将全部试点城市赋值为 1,构造二值变量“试点城市”(CityT),并分别对 ESG 因子和加入 ESG 因子的总超额回报进行回归,表 7 面板 A 的第(1)、

^① 城市分别为吉林市、徐州市、绍兴市、金华市、马鞍山市、芜湖市、泉州市、龙岩市、潍坊市、东营市、株洲市、衡阳市、佛山市、东莞市、玉溪市、拉萨市、汉中市。

第(4)列结果显示,试点城市并无显著的 ESG 因子回报差异,且其地区的上市公司在含 ESG 因子的超额总回报中也未具有与其他地区显著的差异,参考第(3)、第(6)列在控制了整体超额回报的结果下,也皆未发现试点城市的显著市场差异,说明地区的企业个体绿色差异较难直接引导当地加入金融改革试点城市。

表 7 ESG 因子超额回报的地区差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
面板 A:地区差异与回报						
	All			仅披露 ESG		
FFESG	0.292 (0.496)		0.433 (0.845)	-0.711 (-0.647)		-0.613 (-0.666)
Ri_Rf		0.030 (0.474)	0.041 (0.736)		0.084 (1.143)	0.099 (0.850)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-3.092 *** (-10.669)	-3.181 *** (-8.052)	-3.176 *** (-9.359)	-3.382 *** (-6.360)	-3.337 *** (-6.679)	-3.329 *** (-6.248)
N	24168	23426	23426	7414	7205	7205
面板 B:融资约束与回报						
自变量	FFESG	Ri_Rf	FFESG	FFESG	Ri_Rf	FFESG
	All			仅披露 ESG		
LEV(非试点城市)	0.005 (1.433)	0.064 ** (2.043)	0.007 * (1.725)	-0.013 *** (-2.868)	0.035 (0.635)	-0.013 ** (-2.433)
LEV(试点城市)	0.011 (0.947)	0.104 *** (3.104)	0.007 (0.923)	-0.018 *** (-2.810)	-0.204 * (-1.713)	-0.015 ** (-2.326)
Ri_Rf			-0.027 *** (-8.192)			0.027 *** (9.367)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.014 *** (-9.334)	0.007 (0.484)	-0.014 *** (-7.844)	0.016 *** (8.106)	0.021 (0.772)	0.015 *** (6.681)
N	25617	24775	24775	8772	8498	8498
adj. R ²	-0.099	-0.021	-0.043	-0.110	-0.032	-0.044

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

第四,由于企业个体绿色价值的存在,也可能会通过影响地区绿色贷款等政策,从而增加企业当期 ESG 风险溢价。不同地区的绿色贷款融资约束可能通过此路径,导致上市公司在试点城市的 ESG 风险溢价差异。对上市公司整体融资约束程度(杠杆率 LEV)向 ESG 因子风险溢价做固定效应回归,表 7 的面板 B 第(1)~第(3)列结果显示,在整体样本中,不存在试点城市显著的绿色融资约束差异。将样本缩小至仅披露 ESG 的上市公司,结果无异。说明无论是否在试点范围内,投资者皆会在企业绿色负债增加的情况下,降低对其绿色价值的回

报期望,且系数并未因整体市场回报的控制而产生显著差异。上市公司绿色融资可能的地区差异,并不会反向影响基准模型结果。

5.2 异质性分析

5.2.1 绿色政策信息密度对 ESG 风险溢价的引导差异

首先通过基准模型的灵活匹配规则,构建第一批绿色政策变量(DID_M1)^①和第二批绿色政策变量(DID_M2)^②,同理在缩小样本为 ESG 表现的样本组内,重新对第一批和第二批试点城市分别进行样本匹配,其次对匹配结果进行 DID 回归。表 8 结果显示,第一批试点城市的资产组合中,超额收益率显著低于其他城市,更低的超额收益率在第三、四期才逐渐调整回来。而第二批试点城市,当年显著提高了试点城市中披露 ESG 公司在资产组合中的超额收益率 9.6%,并在第二、三、四期引起投资波动。除在当年显著增加了 ESG 披露公司资产的风险回报外,第二批试点城市 ESG 风险溢价的波动调整速度还显著快于第一批,假设 H2 得证。

表 8 分批灵活 DID 的 ESG 风险溢价分析

	2016	2017	2018	2019	2020	2021	_cons	N	adj. R ²
面板 A:披露 ESG									
	0.016 ***	-0.008 ***	-0.077 ***	0.094 ***	-0.003 ***	-0.000 ***	0.022 ***	1481	0.551
DID_M1	(8.000)	(-3.855)	(-37.772)	(46.356)	(-35.752)	(-2.716)	(11.213)		
	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5		
	0.018	-0.006	-0.075 ***	0.096 ***	-0.071 ***	-0.004	0.021 *	501	0.481
DID_M2	(1.569)	(-0.566)	(-6.668)	(8.475)	(-6.309)	(-0.361)	(1.878)		
	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2			
面板 B:ESG 表现									
	-0.032	0.029 *	-0.060 ***	-0.039 *	-0.062 ***	0.087 ***	0.053 **	464	0.376
DID_M1	(-1.448)	(1.278)	(-2.662)	(-1.744)	(-2.783)	(3.866)	(2.416)		
	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5		
	-0.032	0.029	-0.060 ***	0.039 *	-0.062 ***	0.087 ***	0.053 **	21	0.50
DID_M2	(-1.448)	(1.278)	(-2.662)	(1.744)	(-2.783)	(3.866)	(2.416)		
	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2			

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

① 从第一批试点城市的处理组企业,在接受绿色政策干预的前一期(2016年)开始匹配,去掉无法寻找到匹配组的35个样本,并为进入控制变量匹配半径的71个样本公司,匹配1410个具有相似财务指标的样本,平衡性检验结果显示所有匹配变量在均值上均无显著性差异。

② 对第二批2019年试点城市的处理组进行多期灵活条件的DID匹配分析,并为进入匹配半径的48个样本公司,匹配453个上市公司,平衡性检验结果显示所有匹配变量在均值上均无显著性差异。

在缩小样本至仅披露 ESG 的公司样本中,对资产组合中高 ESG 表现公司在第一批和第二批试点城市的风险溢价进行回归,结果发现高 ESG 表现的资产组合在第二批城市更为显著,系数从第一批的 2.9% 显著提高到了 3.9%,绿色政策的引导效应提高 34.5%,进一步证明了 H2 和模型(20)~(22)的结论。由于含 ESG 信息的公司数量 M_1 随着绿色政策引导下试点城市的增加和绿色政策的引导,逐渐提高, ρ 会随 M_1 而动态增加,从而会引发下一期 M_1 数量的增加,导致第二批试点城市的政策引导效应对 ESG 风险溢价的影响显著大于第一批。

5.2.2 高 ESG 表现在资产中的长期回报

高 ESG 表现被证明是与竞争对手争夺客户的有效方式(Gruca and Rego, 2005;Flammer,2018),高 ESG 水平对公司财务价值有显著的正向促进作用(谢红军和吕雪,2022;徐雪高和王志斌,2022)。为检验高 ESG 表现是否存在对公司长期价值回报的市场预期影响,对试点城市进行分批次资产组合的回报分析。

一方面考察每批次试点城市在试点前后,高 ESG 表现的上市公司的比例是否存在显著差异。若每批试点城市的 ESG 表现存在显著的城市特点,则在各批次绿色政策信息价值的比较中,ESG 风险溢价的差异会有偏。考察第一批试点城市在 2017 年后的 490 个上市公司样本中,披露 ESG 的比例为 49.18%,在近一半的已披露 ESG 信息的公司中,均值和中值的 ESG 评分皆为 B,评分在 BBB(含)以上的占比 10.37%,对比非试点城市在同期的 4202 个样本中,披露 ESG 信息的占比 44.9%,高 ESG 表现的占比 11.7%,在样本比例上与试点城市差异较小,故可剔除因样本比例差异导致的整体回报的组间系数无统计意义。

另一方面,在控制 T 至 $T+2$ 期在绿色政策引导下的资产组合回报时,考察 $T+3$ 期开始的长期回报。若因试点城市不同,绿色信息引导效应的长期价值存在显著性差异,说明绿色政策存在对 ESG 风险溢价长期回报的影响。而 ESG 评分在资产组合中的超额回报若持续存在,说明市场对新的披露信息反应不足。若 ESG 资产组合的长期风险溢价逐渐趋近于零,说明更多的绿色政策的引导效应会对非试点城市进行溢出,并使得市场迅速获得 ESG 信息所表达的全部信息,市场对绿色政策引导效应不存在反应过度的现象。

表 9 面板 A 结果显示,更高 ESG 表现的资产组合为正的长期溢价,但未通过显著性检验。高 ESG 表现的收益率在 $T+3$ 期之后,与低 ESG 表现的资产组合收益率间并无显著差异。同时期面板 B 结果显示,在非试点城市中,无论高 ESG 表现还是低 ESG 表现的资产回报,ESG 因子皆存在显著的风险溢价,故不拒绝假设 H3,第一批绿色政策试点城市的上市公司,高 ESG 表现的收益率在 $T+3$ 期之后,逐渐趋于试点城市 ESG 资产组合均值的现象,说明模型(27)和模

型(28)的结论具有普适性,随着享受试点政策优惠的持续推进, ΔM_s 逐渐趋于零, σ_{ESG}^2 也会逐渐趋于零,在试点城市中市场对 ESG 额外风险的回报期望将随着绿色政策的持续推荐逐渐降低,市场的过度反应会随着政策引导的持续性而更快地消失。

表 9 区分第一批试点城市的 $T+3\sim T+4$ 期的 ESG 超额收益回归结果

	<i>N</i>	横截面系数	标准差	<i>T</i> 值	<i>P</i> 值	<i>R</i> ²
面板 A:试点城市						
L	14	0.014	0.011	1.24	0.233	5.39%
M	85	0.016	0.012	1.32	0.188	5.25%
H	13	0.033	0.021	1.53	0.148	5.31%
面板 B:非试点城市						
L	268	0.009***	0.002	47.728	0	3.56%
M	1801	0.114***	0.001	61.790	0	3.53%
H	276	0.109***	0.002	45.043	0	3.56%

注:回归采用控制样本个体效应的横截面系数回归,并通过 Newey-West 控制 $T\sim T-2$ 期的超额收益结果,计算自第 3~4 期的资产组合收益。

5.3 绿色政策的交叉引导效应

5.3.1 低碳政策的交叉引导效应

在基准回归中,绿色试点城市的融资政策会有效引导市场关注高 ESG 表现的公司,并形成高 ESG 表现的高风险溢价。同时期国家发展改革委发布了《国家发展改革委关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知》,并在同年将 2010 年和 2012 年的低碳城市的试点范围扩大至 71 个城市和 4 个区县,根据第三次试点的工作要求,低碳试点城市需要以实现碳排放峰值目标,探索低碳发展的模式创新、制度创新、技术创新和工程创新。尽管政策中并未提到对低碳城市融资支持政策的要求,但王锋和葛星(2022)实证发现,城市中的企业为达到试点政策要求的碳排放标准,显著增加了购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与资产。说明低碳政策也存在对上市企业绿色融资的可能的交叉效应。

本文构建低碳政策变量(DT)对国家 285 个分三批进入低碳试点城市中上市公司进行统计,并在样本中获得 8234 个公司-年份样本,并同时构建新低碳政策变量(DT2017)来分析 2017 年新加入低碳城市试点的 2063 公司-年份样本,来分析低碳城市建设政策是否对 ESG 风险溢价具有交叉效应。表 10 面板 A 结果显示,在低碳试点城市中,无论是否披露 ESG,上市公司皆存在显著为正的资本回报预期,在缩小样本至仅披露 ESG 的上市公司中,城市同时进入低碳试点和绿色金融试点的情况下,绿色政策的交叉效应会导致高 ESG 表现的上市公司

存在当期显著的更低的超额回报(−0.006)。进一步将样本缩小至 2017 年新增的低碳试点城市发现,由于进入灵活 DID 可匹配组的样本量缩小至 2 个才通过平稳检验,交叉效应的结果并不显著,说明多项绿色政策显著为负的交叉效应,可能与交叉试点城市的样本量较小有直接关系。但将样本通过贝叶斯方法进行 1000 次模拟回归检验,发现−0.007 系数在 10%的水平上依然显著为负。结合基准模型结果发现,低碳政策会在增加上市公司绿色成本的情况下,具有对绿色金融政策负的交叉效应。

表 10 低碳政策引导的交叉效应回归分析结果

	DT	试点城市 DT	DT	试点城市 DT
	面板 A:低碳城市			
	All		仅披露 ESG	
处理组	0.009 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	−0.002 (0.006)	−0.006 (0.004)
控制组	0.008 *** (0.001)	0.005 (0.008)	−0.012 * (0.006)	−0.054 *** (0.008)
	面板 B:仅 2017 年新增低碳城市			
	All		仅披露 ESG	
处理组	0.009 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	−0.004 (0.004)	−0.007 (0.004)
控制组	0.011 ** (0.004)	0.011 (0.031)	−0.053 *** (0.004)	−0.099 *** (0.012)

注:篇幅原因,省略横截面回归中的每个回归样本数和调整 R^2 ,整体回归皆通过 Newey-West4 期的调整,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

5.3.2 专项披露的政策引导交叉效应

绿色政策引导的专项披露(Disclose)会增加公司选择披露 ESG 的积极性。一方面,绿色政策要求强制披露的内容公布有利于第三方评级机构获取准确的公司 ESG 数据,并作出及时更新,而非赋值为空值;另一方面,绿色政策的强制披露,会带来公司对专项环境、社会责任和公司治理的整改,从而增加公司获得更高的关注度、公布更多 ESG 信息的动力。在试点城市中,被要求进行专项披露信息的上市公司占比为 77.69%,其中披露 ESG 的公司占比为 35.6%。同时期,非试点城市中上述两个占比分别为 46.8%和 17.47%,试点城市在绿色政策的引导下,被要求更多的绿色专项披露,并同时有披露更强 ESG 的选择偏好。投资者针对试点城市含绿色专项披露信息的公司进行 ESG 投资,可能获得更准确的绿色信息和更高的风险溢价。

表 11 对上述绿色政策的交叉效应进行分析,结果显示,试点城市含绿色专

项披露信息的公司,在当期的 ESG 风险溢价显著为负,且更高 ESG 表现的公司的投资收益率更低,这与苏冬蔚和刘子茗(2023)结论基于不同的指标结果一致,即专项披露下的公司的高 ESG 表现,市场会认为具有“漂绿”嫌疑,并导致企业市场价值的负向溢价波动。其中,选择在试点城市被动改善 ESG 的公司,会有更显著为负的风险溢价,并在资产组合中显著会降低当期回报 2.1%。结合基准结果可发现,被要求绿色披露的公司所披露的 ESG 信息,与自愿披露和改善 ESG 的信息,在资产组合中会被投资者赋予不同的意义。

表 11 绿色专项披露的 ESG 风险溢价回归分析结果

	Disclose	试点城市 Disclose	Disclose	试点城市 Disclose
	All		仅披露 ESG	
处理组	0.013 ***	0.006 ***	0.002	-0.006
	(0.000)	(0.000)	(0.01)	(0.05)
控制组	-0.003 ***	-0.013 ***	-0.015 ***	-0.021 ***
	(0.000)	(0.007)	(0.001)	(0.005)

注:篇幅原因,省略横截面回归中的每个回归样本数和调整 R^2 ,整体回归皆通过 Newey-West4 期的调整,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

6 主要研究结论与政策建议

6.1 主要研究结论

从模型的推演到实证分析,本文的结论总结为三个相互印证的部分:

首先,在绿色试点城市中高 ESG 表现的上市公司,存在显著为正的风险溢价,在非强制披露的 ESG 信息制度下,绿色金融政策会在试点城市增加市场对 ESG 信息的正确识别。第二,绿色政策引导对 ESG 资产价值具有显著的溢出效应,第一批绿色试点城市的 ESG 风险溢价和回报调整的速度较第二批显著提高,且随着绿色金融改革政策引导,当地 ESG 信息会逐步形成在短期内的信息聚集和公告溢出,结合模型发现,ESG 信息不会对公司长期价值的回报反应过度,ESG 资产的额外风险溢价会最终趋于零。第三,各种绿色政策的引导存在相互为负的交叉效应。更多的绿色政策在同一试点城市,或是试点城市被动改善 ESG 的公司,不会增加公司高 ESG 表现的市场表现,反而会增加市场对高 ESG 表现公司的“漂绿”风险判断,导致 ESG 资产的风险溢价当期为负,说明市场对更多的规制、更迎合绿色政策所导致的高 ESG 表现信息表现出更大的不信任。这也侧面反映了我国金融市场对 ESG 资产的价格判断在理性预期的范围内,不存在对绿色企业的市场反应过度。

6.2 政策建议

通过本文递进的论证过程,可对完善绿色金融政策引导企业绿色发展提供理论依据。围绕有利于绿色金融政策引导效应更好发挥的关键点,本文提出以下三点政策建议:第一,增加更多的非规制的绿色金融改革措施,以便更好地提高市场识别“好”企业的效率。第二,分区域加快低碳城市建设和绿色融资试点政策的推广,通过不交叉、不同区域、不同行业的绿色政策扶持,降低市场噪声,引导市场正确识别好的 ESG 资产,提高市场对高 ESG 表现的企业可持续价值投资。第三,深化目前已试点城市的绿色金融改革,鼓励各金融机构通过创新绿色金融产品和服务、先行先试绿色金融标准,对绿色、社会友好型和向善企业提供资金支持。此外积极探索更多拓宽绿色投资、融资的渠道,并为形成更准确的绿色资产价值投资体系贡献先行先发能力。

参考文献

- 高杰英,褚冬晓,廉永辉,等. 2021. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, (11): 24-34, 72.
- Gao Y J, Chu D X, Lian Y H, et al. 2021. Can ESG performance improve enterprise investment efficiency? [J]. *Securities Market Herald*, (11): 24-34, 72. (in Chinese)
- 金缦. 2021. 保险资金的高 ESG 投资偏好研究——基于公司长期价值投资路径分析[J]. 金融与经济, (11): 14-24.
- Jin M. 2021. Research on high ESG investment preference of insurance funds-based on the analysis of the company's long-term value investment path [J]. *Journal of Finance and Economics*, (11): 14-24. (in Chinese)
- 金缦. 2022. 机构投资者的 ESG 偏好对绿色创新价值的影响[J]. 金融理论与实践, (1): 65-75.
- Jin M. 2022. The preference of green innovation preference of institutional investors [J]. *Financial Theory & Practice*, (1): 65-75. (in Chinese)
- 李瑾. 2021. 我国 A 股市场 ESG 风险溢价与额外收益研究[J]. 证券市场导报, (6): 24-33.
- Li J. 2021. ESG risk premiums and excess returns in China's a-share market [J]. *Securities Market Herald*, (6): 24-33. (in Chinese)
- 邱牧远,殷红. 2019. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 36(3): 108-123.

- Qiu M Y, Yin H. 2019. An analysis of enterprises' financing cost with ESG performance under the background of ecological civilization construction[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 36(6): 108-123. (in Chinese)
- 苏冬蔚, 刘子茗. 2023. 绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险? [J]. *国际金融研究*, (4): 74-85.
- Su D W, Liu Z M. 2023. Does green financial reform affect corporate green performance and greenwashing risk? [J]. *Studies of International Finance*, (4): 74-85. (in Chinese)
- 王波, 杨茂佳. 2022. 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*, 36(6): 78-84.
- Wang B, Yang M J. 2022. A study on the mechanism of ESG performance on corporate value-empirical evidence from a-share listed companies in China[J]. *Soft Science*, 36(6): 78-84. (in Chinese)
- 王锋, 葛星. 2022. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. *中国工业经济*, (5): 81-99.
- Wang F, Ge X. 2022. Can low-carbon transition impact employment-empirical evidence from low-carbon city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*, (5): 81-99. (in Chinese)
- 王琳璘, 廉永辉, 董捷. 2022. ESG表现对企业价值的影响机制研究[J]. *证券市场导报*, (5): 23-34.
- Wang L L, Lian Y H, Dong J. 2022. Study on the impact mechanism of ESG performance on corporate value[J]. *Securities Market Herald*, (5): 23-34. (in Chinese)
- 王蓉. 2022. 成本—收益视角下ESG信息披露与企业价值关系研究[J]. *上海对外经贸大学学报*, 29(4): 74-86.
- Wang R. 2022. Research on the relationship between ESG information disclosure and enterprise value from the perspective of cost-benefit[J]. *Journal of SUIBE*, 29(4): 74-86. (in Chinese)
- 王晓红, 栾翔宇, 张少鹏. 2023. 企业研发投入、ESG表现与市场价值——企业数字化水平的调节效应[J]. *科学学研究*, 41(5): 896-904, 915.
- Wang X H, Luan X Y, Zhang S P. 2023. Corporate R&D investment, ESG performance and market value-The moderating effect of enterprise digital level[J]. *Studies in Science of Science*, 41(5): 896-904, 915. (in Chinese)
- 谢红军, 吕雪. 2022. 负责任的国际投资: ESG与中国OFDI[J]. *经济研究*, 57(3): 83-99.
- Xie H J, Lv X. 2022. Responsible multinational investment: ESG and Chinese

- OFDI[J]. *Economic Research Journal*, 57(3): 83-99. (in Chinese)
- 徐雪高, 王志斌. 2022. 境外企业 ESG 信息披露的主要做法及启示[J]. 宏观经济管理, (2): 83-90.
- Xu X G, Wang Z B. 2022. Main practices of and inspirations from ESG information disclosure of overseas enterprises [J]. *Macroeconomic Management*, (2): 83-90. (in Chinese)
- 张兵. 2005. 中国股市日历效应研究: 基于滚动样本检验的方法[J]. 金融研究, (7): 33-44.
- Zhang B. 2005. Research on Chinese stock market's calendar effects: Based on rolling sample tests[J]. *Journal of Financial Research*, (7): 33-44. (in Chinese)
- 张小艳, 鲍思萌. 2023. 民营企业 ESG 表现提升企业价值了吗——基于经济政策不确定性视角的检验[J/OL]. 会计之友, (22): 61-69.
- Zhang X Y, Bao S M. 2023. Does ESG performance of private enterprises enhance enterprise value: A test based on the uncertainty of economic policy[J]. *Friends of Accounting*, (22): 61-69. (in Chinese)
- Albuquerque R, Koskinen Y, Yang S, et al. 2020. Resiliency of environmental and social stocks: An analysis of the exogenous COVID-19 market crash[J]. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3): 593-621.
- Bauer R, Koedijk K, Otten R. 2005. International evidence on ethical mutual fund performance and investment style [J]. *Journal of Banking & Finance*, 29(7): 1751-1767.
- Bauer R, Otten R, Rad A T. 2006. Ethical investing in Australia: Is there a financial penalty? [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 14(1): 33-48.
- Ben-Rephael A, Carlin B I, Da Z, et al. 2021. Information consumption and asset pricing[J]. *The Journal of Finance*, 76(1): 357-394.
- Campbell J Y, Ammer J. 1993. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns [J]. *The Journal of Finance*, 48(1): 3-37.
- Chang X, Fu K, Jin Y, et al. 2022. Sustainable finance: ESG/CSR, firm value, and investment return[J]. *Asia Pac Finance of Study*, (1): 1-20.
- Deng X, Kang J K, Low B S. 2013. Corporate social responsibility and stakeholder value maximization: Evidence from mergers[J]. *Journal of Financial Economics*, 110(1): 87-109.
- Dettmann E, Giebler A, Weyh A. 2019. Flexpaneldid: A Stata command for causal analysis with varying treatment time and duration[J]. *Halle Institute for Economic Research (IWH) Discussion Papers*. (2): No:3/2019.

- Ding W Z, Levine R, Lin C, et al. 2021. Corporate immunity to the COVID-19 pandemic[J]. *Journal of Financial Economics*, 141(2): 802-830.
- Fama E F, MacBeth J D. 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests [J]. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.
- Flammer C. 2018. Competing for government procurement contracts: The role of corporate social responsibility [J]. *Strategic Management Journal*, 39(5): 1299-1324.
- Garel A, Petit-Romec A. 2021. Investor rewards to environmental responsibility: Evidence from the COVID-19 crisis[J]. *Journal of Corporate Finance*, 68: 101948.
- Gruca T S, Rego L L. 2005. Customer satisfaction, cash flow, and shareholder value [J]. *Journal of Marketing*, 69(3): 115-130.
- Hong H, Kacperczyk M. 2009. The price of sin: The effects of social norms on markets [J]. *Journal of Financial Economics*, 93(1): 15-36.
- Hsu P H, Li K, Tsou C Y. 2023. The pollution premium[J]. *The Journal of Finance*, 78(3): 1343-1392.
- Huynh T D, Xia Y. 2021. Panic selling when disaster strikes: Evidence in the bond and stock markets[J]. *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.3767376.
- Jiraporn P, Jiraporn N, Boeprasert A, et al. 2014. Does corporate social responsibility (CSR) improve credit ratings? Evidence from geographic identification [J]. *Financial Management*, 43(3): 505-531.
- Kempf A, Osthoff P. 2007. The effect of socially responsible investing on portfolio performance[J]. *European Financial Management*, 13(5): 908-922.
- Lamont O, Frazzini A. 2007. The earnings announcement premium and trading volume. Unpublished working paper [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Lee D D, Faff R W. 2009. Corporate sustainability performance and idiosyncratic risk: A global perspective[J]. *The Financial Review*, 44(2): 213-237.
- Luo X M, Bhattacharya C B. 2006. Corporate social responsibility, customer satisfaction, and market value[J]. *Journal of Marketing*, 70(4): 1-18.
- Mirza N, Naqvi B, Rahat B, et al. 2020. Price reaction, volatility timing and funds' performance during Covid-19[J]. *Finance Research Letters*, 36: 101657.
- Naughton J P, Wang C, Yeung I. 2019. Investor sentiment for corporate social performance[J]. *The Accounting Review*, 94(4): 401-420.
- Oikonomou I, Brooks C, Pavelin S. 2012. The impact of corporate social performance on financial risk and utility: A longitudinal analysis [J]. *Financial Management*, 41(2): 483-515.

- Phan H V, Nguyen N H, Nguyen H T, et al. 2019. Policy uncertainty and firm cash holdings[J]. *Journal of Business Research*, 95: 71-82.
- Ramelli S, Wagner A F. 2020. Feverish stock price reactions to COVID-19[J]. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3): 622-655.
- Savor P, Wilson M. 2013. How much do investors care about macroeconomic risk? Evidence from scheduled economic announcements[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(2): 343-375.
- Savor P, Wilson M. 2016. Earnings announcements and systematic risk[J]. *The Journal of Finance*, 71(1): 83-138.
- Sharfman M P, Fernando C S. 2008. Environmental risk management and the cost of capital[J]. *Strategic Management Journal*, 29(6): 569-592.
- Statman M, Glushkov D. 2009. The wages of social responsibility[J]. *Financial Analysts Journal*, 65(4): 33-46.
- Xiao Y C, Faff R, Gharghor P, et al. 2013. An empirical study of the world price of sustainability[J]. *Journal of Business Ethics*, 114(2): 297-310.
- Yan A M, Zou B L, Du K R, et al. 2020. Do renewable energy technology innovations promote china's green productivity growth? Fresh evidence from partially linear functional-coefficient models[J]. *Energy Economics*, 90: 104842.
- Zerbib O D. 2021. A sustainable capital asset pricing model (S-CAPM): Evidence from green investing and sin stock exclusion[J]. *Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.3455090.

Research on the Impact of Green Finance Reform Policy on ESG Premia

—Empirical Evidence from China's A-share Market

Man Jin¹ Shixian Ling²

(1. Department of Economics and Law, ChaoHu University;

2. Business School, ShanDong University)

Abstract This article employs China's green finance reform policy pilot as an exogenous shock for constructing a theoretical model of multi-factor risk asset portfolios that incorporate ESG factors. The empirical investigation utilizes a multi-period DID model to examine the impact of green finance reform policies on the ESG risk premium of listed companies in pilot cities. The findings indicate that firms which disclose ESG information and exhibit high ESG performance tend to generate higher additional capital

returns within green finance pilot cities. Notably, these outcomes remain robust even after subjecting the results to a series of rigorous tests for validity. The results of the heterogeneity test show that with the continuity of the green financial reform pilot policy, policy guidance will become more significant as the number of pilot cities increases, resulting in a more significant risk premium for high ESG performance companies in the short term, and an increase in the market's response speed to ESG risk premiums in the long term. The cross-effect results show that there is an indirect negative cross-effect of guidance from various green policies, and the market shows greater distrust of high ESG performance information caused by more regulations. Overall, this study offers a foundational theoretical framework for China to leverage green finance reform as a mechanism for guiding listed companies towards enhancing green value returns and fostering the development of a green economy.

JEL Classification G28