

绿色金融创新政策与企业生产率差异

——来自中国上市公司的证据

金环 于立宏 徐扬*

摘要: 在经济高质量发展、碳达峰与碳中和目标约束等政策背景下,将绿色金融创新政策纳入高质量发展分析框架具有重要的理论和现实意义。本文基于绿色金融改革创新试验区设立的准实验,采用双重差分法研究了绿色金融创新政策对企业全要素生产率的影响及机制。研究表明,试验区的设立显著抑制了企业生产率提升。进一步地,该政策对生产率的抑制作用主要体现在非重污染企业,而重污染企业在政策倒逼下形成了超过遵循制度成本的“补偿性收益”。机制检验发现,绿色金融引致的信贷资源错配效应与策略性政策套利行为是试验区企业全要素生产率降低的关键诱因,而金融市场化水平的提升、要素市场扭曲的改善则有助于缓解绿色金融的负向影响。基于上述结论,本文提出完善中国绿色金融改革创新的政策建议。

关键词: 绿色金融;全要素生产率;市场环境;政策套利

中图分类号: F275.4;F832.0

一、引言

党的十九大报告明确提出,在中国经济由高速增长转向高质量发展的新阶段,要“推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。如何提升全要素生产率是中国经济进入新常态以来亟待解决的关键问题。目前,国内外学者多从金融发展(李健、卫平,2015)、环境规制(Berman and Bui,2001;Albrizio et al.,2017)、“一带一路”倡议(王桂军、卢潇潇,2019)、基础设施投资(贾俊雪,2017;Yang et al.,2019)和产业政策(钱雪松等,2018;林毅夫等,2018;邱风等,2021)等视角探究企业全要素生产率的提升路径和机制。在众多考察全要素生产率的制度安排中,较少有人注意到绿色金融对推动企业绿色发展和竞争力提升的影响。作为产业政策与环境管理交叉衍生出的一种新形态,绿色金融创新政策主要指由中央或地方政府制定的、以绿色金融工具(绿色信贷、绿色债券等)为核心手段、以推动环境与产业协同发展为目标的政策组合,属于典型的绿色产业政策(Rodrik,2014)。在双碳目标约束等绿色发展背景下,科学评估绿色金融创新政策的经济效应具有重要的理论和现实意

*金环,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:kimfuping@sina.com;于立宏(通讯作者),华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:ylhcumt@vip.sina.com;徐扬,暨南大学产业经济研究院,邮政编码:510630,电子信箱:jxy1992@163.com。

本文获国家社科基金重点项目“逆全球化时代中国战略性新兴产业供应链重塑研究”(项目编号:21AZD110)的资助。作者感谢匿名审稿专家和李丹蒙副教授提出的建设性意见,当然文责自负。

义。

一般而言,探寻产业政策或环境政策与企业生产率之间因果关系的合理做法是寻找准实验。林毅夫等(2018)将20世纪80年代开始分批设立的国家级经济技术开发区作为一项外生冲击,实证检验了区域型产业政策与企业全要素生产率之间的关系,发现开发区主要通过提供更好的政策环境促进企业生产率提升。逮东和池毅(2019)认为政府颁布《中国制造2025》这一支持创新的产业政策主要通过增加企业研发投入、获得政府资源支持,促进企业生产率提升,且对高新技术企业生产率的提升效果更明显。然而,重点产业政策的扶持对象也可能会因资源过度充裕产生“创新惰性”,造成企业投资效率降低,最终不利于生产率提升(张莉等,2019)。钱雪松等(2018)以中国2009年十大产业振兴规划的出台作为自然实验,采用双重差分法考察选择性产业政策对企业全要素生产率的影响,发现该政策导致实验组企业投资敏感度下降,降低了企业资本配置效率,最终不利于企业生产率水平提升。

与产业政策制定的目标不同,环境政策主要用来解决污染问题。新古典经济学关于环境政策的理论认为,环境规制在降低污染的同时,必然以增加企业的私人成本、牺牲其竞争力为代价(Gray,1987)。“波特假说”却认为,设计严格合理的环境规制不仅能够倒逼企业选择绿色技术创新,而且产生的“创新补偿效应”能够弥补“遵循制度成本”,有利于企业竞争力提升(Porter and Van der Linde,1995)。于是,学界围绕“波特假说”这条分水岭展开激烈的争论。近年来,国内部分学者利用准实验的方法对“波特假说”进行检验,均一致认为以市场化手段为主导的环境规制能够在降低污染的同时提高企业的竞争力。例如,任胜钢等(2019)利用2007年国内首次大规模实施的二氧化硫排放权交易试点政策作为准实验,发现市场型环境规制不仅降低二氧化硫排放,还通过技术创新激励效应和资源配置优化效应促进企业生产率提升。

综上所述,现有研究对产业政策或环境政策与企业全要素生产率之间的关系做了十分有益的探索,且得出了较为丰富和具有启示性的结论,但鲜有学者就绿色金融创新这一交叉政策自身的成效进行评估。不仅如此,目前关于产业政策或环境政策对企业全要素生产率的影响仍存在诸多争议,那么,以推动环境与产业协同发展为目的的绿色金融创新政策,能否在降低污染的同时实现企业创新发展?2017年在中国五省设立的绿色金融改革创新试验区^①为解答上述疑问提供了一个得天独厚的条件和视角。试验区不仅囊括了中国东部、中部和西部地区在内的三类梯度型城市,而且在经济发展、产业结构、资源禀赋以及环境承载力等方面都各有优劣,能够充分体现试点政策的差异性和代表性。

与现有文献相比,本文的创新之处在于以下四个方面:第一,研究内容上,考察绿色金融创新政策对企业全要素生产率的影响,不仅拓宽了国内绿色产业政策绩效评估方面的文献,也为深入推进绿色金融改革创新试验区提供了经验支持。第二,研究方法上,将绿色金融改革创新试验区的设立作为一项准实验,避免过去仅靠单一指标量化政策效果导致的测量误差以及可能存在的反向因果问题,可以较为精准地识别出因果效应。第三,本文考察了地区市场环境对绿色金融创新政策实施效果的调节效应。这是因为中国不同地区市场环境存在

^①2017年首批设立的绿色金融改革创新试验区包括:广东省的广州市,浙江省的湖州市、衢州市,贵州省的贵安新区,江西省的赣江新区以及新疆维吾尔自治区的哈密市、昌吉州和克拉玛依市。2019年11月,国务院再次批复甘肃省的兰州新区成为绿色金融改革创新试验区,由于获批时间较晚,该地区未纳入本文研究样本内。

较大差异,可能会影响政策发挥的作用效果。本文还考虑了“优胜劣汰”的市场竞争机制和要素市场扭曲对绿色金融调节效应的影响,为中国绿色金融创新政策的实施应以打破行政垄断和促进市场公平为目的提供了实证依据。最后,从资源错配与政策套利视角,本文揭示了绿色金融创新政策对企业全要素生产率影响的内在机制,并准确甄别出试验区上市公司生产率降低的真实原因。

二、理论分析与研究假说

从理论上来说,绿色产业政策、产业政策和环境政策三者具有内在的统一性,其本质都是为了解决市场失灵问题(李晓萍等,2019)。因此,绿色产业政策在内化环境外部性成本的同时,也应该可以促进企业全要素生产率提升。绿色金融改革创新试验区的设立初衷,一方面是依托金融工具提高污染企业的融资成本,倒逼污染企业绿色技术创新,试图产生“创新补偿效应”,以弥补“遵循制度成本”;另一方面是为了缓解非污染企业融资约束,为这些企业的技术创新提供必要的资金支持,以期实现制造业绿色转型和升级。具体而言,试验区通过一次性奖励和财政补贴等优惠措施形成“洼地效应”,为区内企业提供新的融资渠道;不仅如此,金融部门还通过设立环境信用评价标准,将环境治理与保护因素纳入投融资活动中,为那些达到绿色金融认定标准的企业提供绿色信贷支持,同时减少对污染项目的资金供给(刘强等,2020),从而实现资金的绿色配置。事实上,无论是重污染企业还是非重污染企业,只要达到绿色金融机构的认定标准,均能获得短期信贷支持。这一“鲶鱼效应”为企业信贷资源配给提供了稳定来源,也为进一步创新型融资提供了关键保障(苏冬蔚、连莉莉,2018)。此外,从创新要素流动视角出发,技术创新被认为是促进企业全要素生产率提升的关键(任胜钢等,2019)。而创新活动需要大量的资金支持,试验区企业在获得持续稳定的外源融资后,技术创新所面临的融资约束就会得到缓解,企业能够投入更多的研发资金用于技术改造和革新,有助于推动其生产率提升(黄婷婷、高波,2020)。因此,本文提出有待检验的核心假说1。

假说1:绿色金融创新政策有利于试验区企业全要素生产率水平提升。

然而,在融资约束缓解的背景下,既可能有企业利用融资便利增加研发投入,也可能有企业利用融资便利扩大固定资产投资(钱雪松等,2021)。当受产业政策支持的企业预计将获得更多的政府补贴和财税优惠时,可能出现为“寻扶持”而创新的策略性行为(黎文靖、郑曼妮,2016)。当前,绿色金融改革创新试验区内部仍主要依靠金融工具为非污染企业提供更多的绿色信贷,同时提高污染企业的投资风险,进一步降低污染企业的融资机会,从而将绿色资源转向从事清洁生产的企业(沈璐、廖显春,2020)。这种做法的初衷是倒逼污染企业实现绿色转型。如果绿色金融工具的设计灵活合理,那么环境规制引发的“创新补偿效应”理应能够抵消合规成本,有利于提高企业的市场竞争力(Porter and Van der Linde, 1995)。然而,实际效果并不尽如人意。一方面,由于绿色金融在国内起步较晚,开发性金融创新工具尚处于探索期,对绿色金融的认定标准尚未统一,短时间内绿色金融工具难以兼顾经济绩效与环境绩效双赢的目的。另一方面,由于试验区内绿色金融监管和绿色金融创新的实现机制并不完善,导致多数企业存在“染绿”或“洗绿”的投机行为,从而造成试验区内绿色资金的错配,出现部分企业拿“绿色的钱”不干“绿色的事”等现象,最终不利于试验区企业整体生产率提升。从这一角度分析,本文提出有待检验的核心假说2。

假说2:绿色金融创新政策不利于试验区企业全要素生产率水平提升。

产业政策或环境政策可能会因行业特征或地区市场环境对企业全要素生产率产生异质性影响。绿色产业政策本质上仍属于产业政策的范畴,也会因不同行业或地区市场环境特征对企业生产率的影响产生显著差异。一方面,对于试验区内重污染企业来说,绿色信贷产生的融资惩罚效应与投资抑制效应会导致其债务成本上升和经营绩效下滑(苏冬蔚、连莉莉,2018),在绿色发展背景下,重污染企业只能被迫选择绿色技术创新以提高生产率水平。事实上,融资约束越高的企业,越有可能积极进行环境治理,参与绿色项目投资,并投身于履行社会责任(沈璐、廖显春,2020)。刘强等(2020)在考察2012年《绿色信贷指引》的实施对重污染企业创新绩效的影响时也发现,短期内绿色信贷政策虽然会提高重污染企业融资门槛,加剧重污染企业的融资约束,但长期来看重污染企业会更加注重创新效率的提升。因此,更为紧缩的绿色信贷规制会倒逼重污染企业通过绿色创新补偿的方式实现生产率水平提升。相反,非重污染企业本身污染排放量较低,有更高的概率获得试验区绿色项目融资。在试验区绿色金融认定标准不一致以及绿色金融跨部门协调机制不完善的情况下,非重污染企业或许并不会选择高风险、长周期的实质性创新,反而可能为了获得短期的绿色融资产生顺势迎合效应,即一种为“寻扶持而创新”的策略性行为。黄维娜和袁天荣(2021)发现,工业企业并购受绿色产业政策扶持的目标企业可能仅仅是一种策略性的政策套利行为,其目的是为了得到更多的财政补贴和税收优惠,而非实质性的绿色转型升级。另一方面,地区市场环境的激励机制会改善资源错配,激发企业创新,影响企业全要素生产率。作为发展中经济体,中国市场整体发育程度较低,市场扭曲现象广泛存在(孙早、席建成,2015),而市场竞争机制的完善、要素市场扭曲的改善一定程度上能够正向调节绿色金融对企业生产率的不利影响。综上所述,本文提出有待检验的核心假说3。

假说3:绿色金融创新政策导致的信贷资源错配不仅加剧了重污染企业的融资约束,同时使非重污染企业出现为“寻扶持而创新”的策略性行为;而地区市场环境的改善在一定程度上能够正向调节绿色金融的负向影响。

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 模型设定

本文运用双重差分模型考察2017年在中国开始设立的绿色金融改革创新试验区如何影响企业全要素生产率,该模型能够利用两次差分缓解政策之外其他因素对估计结果的干扰。具体而言,首先设置政策分组变量 $Policy$,如果上市公司注册地址位于绿色金融改革创新试验区内,该变量取值为1,否则取值为0。同时,根据设立绿色金融改革创新试验区的时间节点设置政策时间变量 $After$,当样本观测值位于2017年及之后时,该变量取值为1,否则取值为0。计量模型构建如下:

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Policy_i \times After_t + X'_i \theta + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中:下标 i 表示企业, t 表示年份; tfp_{it} 表示企业全要素生产率; $Policy_i$ 表示分组虚拟变量, $After_t$ 表示时间虚拟变量; X_i 为企业层面的一系列控制变量; v_i 表示个体固定效应; u_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项。在该模型中, $After_t$ 的系数和 $Policy_i$ 的系数已被个体固定效应和时间固定效应吸收,本文主要观察 $Policy_i$ 和 $After_t$ 交互项的系数 β_1 ,它衡量了绿色金融创新政策对企业全要素生产率影响的净效应。

(二) 数据说明

本文以2015—2019年沪深A股上市公司作为研究样本。为了避免处理组样本与对照

组样本均值和方差存在显著差异,本文只保留了上市公司注册地址位于浙江省、广东省、贵州省、江西省以及新疆维吾尔自治区在内的所有企业。这一处理方式一方面能够尽量降低全国其他地区不可观测的宏观因素对政策效果造成干扰;另一方面也能将绿色金融创新政策空间溢出所带来的影响充分考虑进去,以便更加精确地估计出因果处理效应。其中,计算全要素生产率的财务数据以及相关控制变量来源于 CSMAR 数据库。参考已有研究,本文剔除了金融保险类、ST* 类企业及数据缺失严重的企业,并删除了资产负债率大于 1 等异常值样本。最后,为了避免极端值对估计结果的干扰,对所有连续型变量进行上下 1% 的缩尾处理。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

企业全要素生产率是本文的被解释变量。目前,对全要素生产率测算的常见方法主要有普通最小二乘法、广义矩估计法以及半参数方法。通常而言,普通最小二乘法由于没有考虑模型的内生性,估计结果较为粗糙;广义矩估计法虽然能够解决模型的内生性问题,但囿于难以找到合适的工具变量;半参数 OP 法在第一阶段要求企业的真实投资必须大于零,这一限制可能导致上市公司样本在估计生产率过程中损失较多信息。因此,本文选择半参数 LP 法测算企业全要素生产率。该方法使用企业的中间投入品作为不可观测的生产率冲击的代理变量,可以有效解决 OP 法产生的遗漏样本问题(鲁晓东、连玉君,2012)。此外,Akerberg 等(2015)提出的 ACF 法将劳动力投入引入中间品生产函数,并放弃在第一阶段将劳动力系数估计出来,能够有效避免 LP 法产生的多重共线性问题。综合考虑,本文分别选择 LP 法和 ACF 法测算企业全要素生产率。

2. 核心解释变量

本文将绿色金融改革创新试验区的设立作为一项外生政策冲击,用分组虚拟变量 *Policy* 与时间虚拟变量 *After* 的交互项表示。由于本文同时控制了个体固定效应和时间固定效应,因此基准模型无需再单独加入分组虚拟变量与时间虚拟变量。

3. 控制变量

借鉴林毅夫等(2018)、张莉等(2019),本文选取的控制变量主要包括企业规模、营业利润率、企业年龄、管理费用率、账面价值比、现金流比率、资产负债率以及股权集中度。考虑到样本区间跨年份的价格波动影响,本文分别对企业规模和营业收入进行平减处理。

主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	样本量	均值	标准差
被解释变量	企业 TFP	<i>tfp_lp</i>	半参数 LP 法估计	4 289	6.030	0.920
	企业 TFP	<i>tfp_acf</i>	半参数 ACF 法估计	4 289	6.410	0.980
解释变量	绿色金融	<i>DID</i>	分组变量与时间变量交互项	4 454	0.090	0.290
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产(元)取自然对数	4 454	22.081	1.219
	营业利润率	<i>Ros</i>	营业利润(元)/营业收入(元)	4 454	0.100	0.170
	企业年龄	<i>Age</i>	当年年份-开业年份+1	4 454	20.130	5.760
	管理费用率	<i>Mcf</i>	管理费用(元)/营业收入(元)	4 454	0.090	0.060
	账面价值比	<i>Grow</i>	市场价值(元)/资产总额(元)	4 322	0.620	0.470
	现金流比率	<i>Cash</i>	经营现金流净额(元)/营业收入(元)	4 454	0.110	0.160
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额(元)/资产总额(元)	4 454	0.400	0.190
	股权集中度	<i>Stock</i>	管理层持股数量(股)/总股数(股)	4 392	0.190	0.220

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表2报告了分别控制地区、行业、时间以及个体固定效应的回归结果。第(1)、(2)列显示,在加入企业层面的控制变量以及行业、地区和时间固定效应后,绿色金融创新政策对企业全要素生产率的回归系数显著为负。即在给定其他条件不变的情况下,位于绿色金融改革创新试验区内的企业生产率水平显著低于试验区外的企业,这说明绿色金融改革创新试验区的设立抑制了企业生产率提升。第(3)、(4)列中更细致地考虑了不随时间变化的个体特征,在加入个体固定效应和时间固定效应后,政策虚拟变量依然显示为负。两种模型回归系数方向一致,表明绿色金融改革创新试验区的设立整体上抑制了企业全要素生产率,因此,假说2不能在统计上被拒绝。此外,其他变量的回归结果也基本符合预期。例如,规模越大的企业生产率水平也越高;利润率越高的企业越有动机去进行技术改造和革新,从而有利于生产率提升;管理费用率和资产负债率越高的企业债务融资成本也越高,融资约束限制了企业创新与企业生产率提升。

表2 绿色金融创新政策对企业全要素生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.1126 ** (0.0547)	-0.0984 * (0.0539)	-0.0939 * (0.0562)	-0.0855 (0.0573)
<i>Size</i>	0.3166 *** (0.0127)	0.4607 *** (0.0125)	0.1532 *** (0.0527)	0.3362 *** (0.0524)
<i>Ros</i>	1.0703 *** (0.1174)	1.0392 *** (0.1174)	0.1620 * (0.0967)	0.1573 (0.1009)
<i>Age</i>	0.0002 (0.0022)	0.0015 (0.0022)	0.0600 (0.0817)	0.0433 (0.0842)
<i>Mcf</i>	-2.1238 *** (0.2545)	-2.2542 *** (0.2608)	-1.1396 *** (0.3706)	-1.0769 *** (0.3744)
<i>Grow</i>	-0.1509 *** (0.0345)	-0.0968 *** (0.0336)	-0.0206 (0.0377)	-0.0173 (0.0380)
<i>Cash</i>	-0.3983 *** (0.0855)	-0.2830 *** (0.0869)	-0.2239 *** (0.0830)	-0.2338 *** (0.0847)
<i>Lev</i>	-0.0080 (0.0889)	-0.1682 * (0.0883)	-0.3662 ** (0.1472)	-0.4752 *** (0.1461)
<i>Stock</i>	-0.0478 (0.0510)	0.0728 (0.0511)	0.3460 ** (0.1732)	0.3897 ** (0.1718)
<i>Constant</i>	2.8659 *** (0.1389)	2.7681 *** (0.1366)	5.9284 *** (1.4676)	4.6604 *** (1.5143)
个体固定效应	NO	NO	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	NO	NO
地区固定效应	YES	YES	NO	NO
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.5517	0.6058	0.1564	0.1666
<i>N</i>	4 106	4 106	4 106	4 106

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健标准误;下同。

(二) 平行趋势检验与动态效应

双重差分法能够准确识别因果关系的前提是处理组和对照组样本需要满足平行趋势假设,即在没有政策干预的前提下,企业全要素生产率在处理组和对照组之间的变化趋势一

致。在最初样本筛选时,本文选择位于五省份的上市公司作为考察对象,虽然在一定程度上能够缓解处理组与对照组不平行的趋势,但仍需要更严谨的实证方法加以证明。由于绿色金融改革创新试验区设立较晚,为了清晰地展现政策实施前后企业全要素生产率的动态趋势,本文参考 Beck 等(2010)、王桂军和卢潇潇(2019)采用事件分析法检验绿色金融创新政策的动态趋势变化,设定模型如下:

$$tfp_{it} = \sum_{t=2015}^{2019} \lambda_t (Policy_i \times Year_t) + X'_{it} \rho + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中: $Year_t$ 表示年度虚拟变量。为了避免多重共线性问题,本文以试点实施的2017年为基准,检验绿色金融创新政策前2年和后2年的趋势变化。 λ_t 是本文重点关心的系数,可以帮助识别绿色金融创新政策影响企业全要素生产率的动态效应和变化趋势;其他各项控制变量的定义与基准模型保持一致。

表3的第(1)、(2)列表示在控制不随时间变化的个体特征后,以不同方法测算的企业全要素生产率在处理组与对照组之间的差异。结果显示,处理组和对照组在试点政策实施前两期均不存在明显的差异,满足平行趋势假设。试验区设立第二年(2018年)企业生产率降低效应为-0.0873,且在5%的水平上显著;在设立后的第三年(2019年),企业全要素生产率进一步下降,但显著性却由最初的5%降到10%。以ACF法计算的企业全要素生产率也存在同样的动态变化趋势。第(3)、第(4)列进一步控制了地区、行业以及时间固定效应,依然显示政策实施前试验区与非试验区企业并无明显差异,政策实施后仅在2019年企业全要素生产率出现明显的下降趋势。从这一结果或许可以推测出,虽然短期内试验区的设立抑制了企业生产率提升,但长期来看,这一负向影响会逐渐削弱直至统计上不显著。产生这一现象的原因可能是,绿色金融在国内仍处于探索阶段,试验区设立之初对绿色企业和绿色产品的认定标准尚未统一,区内企业“漂绿”、“洗绿”等投机行为制约了生产率水平的提升。那么,究竟是何原因导致绿色金融创新政策抑制了试验区企业生产率提升?外部市场环境的改善能否有利于缓解绿色金融对企业生产率的负向影响?本文后续将对此进行细致检验。

表3 绿色产业政策对全要素生产率影响的动态趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	tfp_lp	tfp_acf	tfp_lp	tfp_acf
<i>Policy</i> × <i>year</i> 2015	0.0019 (0.0027)	0.0023 (0.0028)	0.0025 (0.0044)	0.0029 (0.0044)
<i>Policy</i> × <i>year</i> 2016	-0.0016 (0.0370)	0.0065 (0.0374)	-0.0431 (0.0734)	-0.0385 (0.0725)
<i>Policy</i> × <i>year</i> 2018	-0.0873** (0.0426)	-0.0865** (0.0438)	-0.0750 (0.0784)	-0.0684 (0.0767)
<i>Policy</i> × <i>year</i> 2019	-0.1305* (0.0670)	-0.1238* (0.0676)	-0.1581* (0.0840)	-0.1443* (0.0824)
<i>Constant</i>	5.9043*** (1.4688)	4.6365*** (1.5167)	2.8545*** (0.1398)	2.7577*** (0.1376)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	NO	NO
行业固定效应	NO	NO	YES	YES
地区固定效应	NO	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1567	0.1668	0.5519	0.6060
N	4 106	4 106	4 106	4 106

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 检验

为了尽量降低处理组与控制组样本的个体特征差异,防止样本选择偏误导致的内生性问题,本文采用倾向得分匹配法,在控制组中为处理组寻找最合适的匹配样本。借鉴王桂军和卢潇潇(2019)的做法,分别选择半径匹配和一对一近邻匹配两种方法,并利用匹配后的样本重新进行双重差分估计,结果如表4中第(1)~(4)列所示。可以发现,在同时控制个体和时间固定效应的情况下,选择半径匹配后的政策虚拟变量估计系数绝对值要比基准回归模型略大,而选择一对一近邻匹配的估计结果与基准回归结果更为接近。但无论选择何种匹配方法,绿色金融改革创新试验区的设立均显著抑制了企业全要素生产率提升。

2. 熵平衡法检验

Hainmueller(2012)认为,倾向得分匹配法的匹配结果高度依赖第一阶段 Logit 模型的设定。为此,借鉴其提出的熵平衡法选择那些可能导致政策评估有偏的特征变量,通过高阶匹配获得一组权重,使实验组和控制组样本所有特征变量的均值和方差相同,然后从控制组中寻找与实验组更接近的样本赋予更高的权重,并采用加权回归估计模型,最后利用匹配后的样本重新进行双重差分估计。结果如表4中第(5)、(6)列所示,核心解释变量回归系数依然在10%水平上显著为负,表明绿色金融创新政策的生产率抑制作用较为稳健。

表 4 消除样本选择偏误的稳健性检验

	半径匹配		一对一近邻匹配		熵平衡法匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.1327 ** (0.0560)	-0.1293 ** (0.0569)	-0.0940 * (0.0562)	-0.0857 ** (0.0434)	-0.1015 * (0.0552)	-0.0931 * (0.0559)
<i>Constant</i>	5.8885 *** (1.5460)	4.5551 *** (1.5880)	5.9275 *** (1.4675)	4.6598 *** (0.9109)	2.4388 *** (0.9378)	1.0111 *** (0.3498)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.1568	0.1672	0.1564	0.1666	0.8644	0.8775
<i>N</i>	4 059	4 059	4 105	4 105	4 079	4 079

3. 改变政策冲击时间

考虑到绿色金融创新政策发布时间为2017年6月,中央文件传达到地方政府,再到政策发挥作用可能存在一定的滞后性。因此,在稳健性检验中,本文将2018年作为政策冲击年份,2018年之前为政策未实施区间,2018年及之后为政策实施区间。另外,为了避免2017年这一不完全冲击年份对估计结果造成的干扰,本文选择将2017年所有观测样本进行剔除。表5中第(1)、(2)列的回归结果显示,即使改变政策冲击时间,绿色金融创新政策依然显著抑制了试验区企业全要素生产率提升。

4. 筛选出差异较小的子样本

以上市公司作为研究对象可能存在样本选择偏误,尽管前文已经做了大量的匹配工作作为稳健性检验,但一个不容忽视的问题是,很多上市公司在试点地区和非试点地区同时设立了分公司,甚至存在试点地区的母公司并不直接参与具体生产活动的情况。为避免这一

样本选择偏误对估计结果造成的干扰,本文对比研究了上市公司合并报表与母公司报表总资产的差额(reduce),并挑选出该差值处于25%~75%分位区间的子样本重新进行双重差分估计。选择这一做法的原因主要是,如果reduce差异很大,表示有可能存在子公司分散经营等情况,反之,在差异较小的情况下,试点地区的上市公司样本选择偏误发生的概率相对较低。表5中第(3)、(4)列回归结果显示,即使在剔除总资产差异较大的极端样本值后,绿色金融改革创新试验区的设立对企业全要素生产率的回归系数仍然显著为负。

5. 替换被解释变量

尽管全要素生产率能够较为准确地反映企业技术进步和技术效率提升,但代理变量的选择和样本分布的不同均可能导致半参数法估计的全要素生产率存在一定的差异。因此,在稳健性检验中,本文再次选择更为一般的劳动生产率作为被解释变量的替代指标。在测算企业劳动生产率过程中同样考虑两种方法:一是选择企业主营业务收入与全体职工人数之比(lp_one);二是选择企业增加值与当期平均职工人数之比(lp_two),其中企业增加值主要由劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧以及营业盈余之和构成。表5中第(5)、(6)列回归结果表明,与非试验区相比,绿色金融创新试点政策仍然显著抑制了试验区企业劳动生产率提升。

表5 其他类型的稳健性检验

	改变政策冲击时间		挑选差异较小的子样本		替换被解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>lp_one</i>	<i>lp_two</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.1014** (0.0510)	-0.0910* (0.0516)	-0.1355* (0.0695)	-0.1269* (0.0701)	-0.0436* (0.0239)	-0.1155** (0.0484)
<i>Constant</i>	5.4455*** (1.0427)	4.0844*** (1.0551)	2.2911* (1.2888)	1.1275 (1.2985)	18.6962*** (0.4813)	16.7919*** (1.0155)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.1869	0.1991	0.1785	0.1841	0.4374	0.1361
<i>N</i>	3 196	3 196	2 071	2 071	4 259	4 106

五、异质性分析

(一) 行业异质性

通常情况下,试验区内非重污染企业有更高的概率满足绿色信用评价标准,从而更容易获得绿色融资,这为非重污染企业的绿色技术创新提供了必要的资金支持。相比而言,重污染企业难以获得绿色信贷支持,一方面将会导致重污染企业面临较为严重的信贷约束压力,制约其绿色发展水平;另一方面绿色金融带来的融资约束也可能产生“创新补偿效应”,倒逼重污染企业更加注重生产效率的提升,并努力改善自身环境绩效,从而有助于企业获得试验区环境资质认证,也能够帮助企业提高赢取绿色金融资助的概率。因此,在绿色金融改革创新试验区内,哪类企业更有动机进行创新以实现生产率提升仍不确定。

为此,本文利用三重差分法分行业考察绿色金融创新政策的作用效果差异。采用三重差分法的前提条件是需要找到第三个维度的外生冲击。本质上,国家设立绿色金融改革创新

新试验区的初衷,在于考察绿色金融创新政策能否发挥资金导向作用,并合理引导资金流向绿色环保企业,倒逼污染企业绿色转型升级。由此,该政策便在地区、行业以及时间三个维度上出现差异,即着重比较政策实施前后,试验区重污染行业内的企业、非重污染行业内的企业以及非试验区重污染行业内的企业、非重污染行业内的企业生产率差异。本文构建如下三重差分模型进行异质性分析:

$$tfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Policy_i \times After_t \times Poll_j + \gamma_2 Policy_i \times Poll_j + \gamma_3 After_t \times Poll_j + \gamma_4 Policy_i \times After_t + X'_{it} \tau + v_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中: $Poll_j$ 表示行业虚拟变量,本文根据环境保护部2010年发布的《上市公司环境信息披露指南》,将石油化工、煤炭、造纸、采矿、纺织、制革、冶金和火电等16个污染严重的行业归类为重污染行业。如果上市公司属于上述16个行业, $Poll_j$ 记为1,反之 $Poll_j$ 记为0。 γ_1 是本文重点关注的系数,它反映的是与非重污染行业内的企业相比,绿色金融创新政策对重污染行业内企业全要素生产率的影响。

表6中第(1)、(2)列的回归结果显示,无论是以LP法还是以ACF法测算的企业全要素生产率,三重差分项的系数 γ_1 始终为正,且至少在10%水平上显著,说明与非重污染行业内的企业相比,试验区的设立能够促进重污染行业内的企业生产率提升。这表明绿色金融创新政策对重污染企业产生了“创新补偿效应”,倒逼重污染企业不断改善自身环境绩效,努力提升生产率水平。另外,由于试点城市与非试点城市内的上市公司样本量相差悬殊,为避免重污染行业中处理组企业和对照组企业初始条件不同而引起的样本选择偏误,出于稳健性考虑,本文进一步引入PSM-DDD进行稳健性测验。表6第(3)、(4)列结果显示,试验区的设立仍然能够促进重污染企业生产率提升,且显著性较匹配之前略有增强。综上所述,本文证实了绿色金融创新政策对不同行业的企业全要素生产率作用效果存在显著差异。

表6 重污染行业与非重污染行业内企业生产率差异

	DDD		PSM-DDD	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	tfp_lp	tfp_acf	tfp_lp	tfp_acf
$Policy \times After \times Poll$	0.2128 ** (0.1016)	0.1991 * (0.1027)	0.2467 ** (0.1007)	0.2392 ** (0.1015)
$Policy \times Poll$	-0.6971 * (0.4146)	-0.7065 (0.4341)	-0.7450 * (0.4124)	-0.7588 * (0.4321)
$After \times Poll$	0.0569 (0.0438)	0.0538 (0.0438)	0.0568 (0.0438)	0.0535 (0.0438)
$Policy \times After$	-0.1567 ** (0.0660)	-0.1453 ** (0.0676)	-0.2095 *** (0.0642)	-0.2045 *** (0.0656)
Constant	6.0858 *** (1.4565)	4.8156 *** (1.5007)	6.0404 *** (1.5295)	4.7065 *** (1.5686)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1610	0.1708	0.1621	0.1721
N	4 106	4 106	4 059	4 059

(二) 市场环境异质性

作为中国绿色产业政策的重要实践,绿色金融创新政策是否会因地区市场环境的不同而对企业全要素生产率的影响产生显著性差异呢?为此,本文试图通过引入宏观层面的市场环境变量来分析绿色金融创新政策对微观企业生产率的调节影响。具体来看,我们将采用市场竞争程度和要素市场扭曲程度来衡量市场环境。一方面,市场竞争程度越激烈,政府通过行政手段对企业的干预能力越弱、干预成本越高,绿色金融创新政策就越能基于市场机制引导企业选择绿色发展;另一方面,要素市场扭曲程度越高,地方政府对要素资源的主导和控制能力越强,要素资源错配的概率就会越高,导致企业会将更多的资源从生产性领域转移到非生产性活动中,从而对企业创新投入和投资行为等产生挤出效应,降低企业的创新激励。为此,本文通过构建如下模型来探究市场环境对绿色金融创新政策实施效果的影响:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_i \times After_t + \alpha_2 Market_{jpt} + \alpha_3 (Policy_i \times After_t \times Market_{jpt}) + X'_{it} \rho + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中: j 代表二位码行业, p 代表省份, $Market_{jpt}$ 表示市场环境,具体包括市场竞争程度和要素市场扭曲程度。其中,市场竞争程度采用赫芬达尔指数(HHI)来衡量, $HHI = \sum (Q_i/Q)^2$, Q_i 表示行业内企业*i*的销售额,该指数越大表明市场竞争程度越低。借鉴张杰等(2011)对要素市场扭曲程度($Distort$)的测度方法,本文将要素市场扭曲程度定义为 $Distort = (\text{各省份地区产品市场市场化进程指数} - \text{要素市场市场化进程指数}) / \text{产品市场市场化进程指数}$ 。各省份的市场化指数来自王小鲁等(2019)编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

1. 市场竞争程度

当用市场竞争程度来代表市场环境时, α_2 表示以赫芬达尔指数衡量的市场竞争程度对企业全要素生产率的影响,交互项 α_3 的系数表示绿色金融创新政策与市场竞争程度的联合作用。本文预期交互项系数为负,即绿色金融创新政策对企业生产率的抑制作用随着市场竞争程度的加强而降低。

表7中第(1)、(2)列报告了在控制了个体和时间固定效应后,市场竞争程度对企业全要素生产率影响的检验结果。研究发现,政策虚拟变量系数为负,这与基准模型回归系数的方向保持一致。由于 HHI 越小表示市场竞争程度越强,因此,变量 HHI 回归系数为负意味着市场竞争程度的增强会促进企业生产率水平提升,但该系数在统计意义上并不显著。与此同时,交互项 α_3 的回归系数也未能通过显著性检验,但系数为负至少表明本文预期市场竞争程度对绿色金融创新政策影响企业全要素生产率的调节方向是正确的。

考虑到整体样本中包含企业所有制特征,通常国有企业的市场化水平较低,导致市场竞争程度和绿色金融创新政策之间可能存在相关性。本文参照宋凌云和王贤彬(2013)选择弱相关性样本进行回归的做法,即如果市场竞争和绿色金融创新政策之间存在相关性,那么这种相关性在市场竞争程度更低的行业中更为严重。因此,本文剔除了市场竞争程度更低的国有企业样本,使得保留下来的样本可能具有较弱的内生性问题。表7第(3)、(4)列回归结果显示,在剔除国有企业样本后,交互项 α_3 的回归系数绝对值出现明显下降,虽然统计上并不显著,但系数符号也与预期一致。

表 7 地区市场环境:市场竞争程度差异性

	市场竞争程度		剔除国有企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.0555 (0.0656)	-0.0484 (0.0681)	-0.0145 (0.0675)	-0.0316 (0.0699)
<i>HHI</i>	-0.3168 (0.8780)	-0.0340 (0.6609)	-0.0067 (0.3988)	-0.1422 (0.3261)
<i>Policy</i> × <i>After</i> × <i>HHI</i>	-2.0957 (2.1141)	-2.0436 (2.3091)	-1.1961 (2.6155)	-1.4367 (2.6676)
<i>Constant</i>	5.9111 *** (1.4654)	4.6475 *** (1.5130)	3.2994 (2.2321)	2.2189 (2.2639)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1571	0.1671	0.1756	0.1815
N	4 106	4 106	3 040	3 040

2. 要素市场扭曲程度

当用要素市场扭曲程度来代表市场环境时, α_2 表示以要素市场扭曲衡量的市场环境对企业全要素生产率的影响, 交互项 α_3 的系数表示绿色金融创新政策与要素市场扭曲的联合作用。我们预期交互项 α_3 的符号为负, 即要素市场扭曲程度的改善会对绿色金融创新政策的作用效果产生正向影响。

表 8 中第(1)、(2)列报告了在控制了个体和时间固定效应后, 要素市场扭曲程度对企业全要素生产率影响的检验结果。结果显示, 要素市场扭曲程度 *Distort* 与政策虚拟变量的交互项 α_3 系数为负且在 5% 的水平上显著, 说明随着市场扭曲程度的减弱, 绿色金融创新政策对企业全要素生产率的抑制作用也有所缓解。原因可能是, 要素市场扭曲程度越严重的地区, 地方政府对要素资源的干预和支配权就越大, 这一方面加剧了要素资源错配的概率, 破坏了市场优胜劣汰的竞争机制; 另一方面也容易导致创新资源从生产性领域转移到非生产性活动中, 降低企业的创新激励, 从而抑制企业生产率提升。

表 8 地区市场环境:要素市场扭曲程度差异性

	要素市场扭曲程度		要素市场发育程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_acf</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.0340 (0.0643)	-0.0231 (0.0665)	-1.2580 *** (0.3969)	-1.2715 *** (0.4022)
<i>Distort</i>	0.0634 (0.0819)	0.0649 (0.0819)		
<i>Policy</i> × <i>After</i> × <i>Distort</i>	-0.3772 ** (0.1533)	-0.3926 ** (0.1591)		
<i>Mark</i>			-0.0764 (0.2031)	-0.1115 (0.2067)
<i>Policy</i> × <i>After</i> × <i>Mark</i>			2.0636 *** (0.7193)	2.0930 *** (0.7321)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1593	0.1696	0.1954	0.1968
N	4 106	4 106	2 920	2 920

3. 金融市场化水平

最后,本文选择金融市场化水平作为地区要素市场扭曲的稳健替代指标,原因是金融市场化水平越高的地区,要素资源错配的概率就越低。本文将王小鲁等(2019)提供的要素市场发育程度评分设定为金融市场化水平(*Mark*)的代理变量。表8中第(3)、(4)列结果显示,政策虚拟变量与金融市场化水平的交互项系数依然在1%水平上显著为正。

综上所述,本文认为地区市场环境改善有利于缓解绿色金融创新政策对企业全要素生产率的不利影响,但具体路径是通过降低要素市场扭曲程度、缓解资源错配来实现的,而市场竞争程度这一外部路径并没有发挥真正的调节作用。

六、拓展分析:机制量化与分解

(一) 信贷资源错配:创新要素流动视角

张莉等(2019)利用中国工业企业数据库分析发现,受到重点产业政策支持的企业更可能过度投资,造成投资效率降低。如果这些企业获得的资源只是用来进行无效率投资,那么要素资源边际回报率的下降就会导致产业政策的生产率提升效果大打折扣。同样,如果试验区金融市场化水平较低,加之绿色金融监管力度不强,那么在要素市场扭曲下部分非重污染企业的绿色资金将会从生产性活动转向非生产性活动,从而挤出企业的研发创新投入,不利于企业全要素生产率提升。

为了检验绿色金融改革创新试验区的设立是否导致金融资源从重污染企业流向非重污染企业,并造成非重污染企业出现政策套利行为,本文将分两阶段进行逐步机制量化检验。首先参照徐思等(2019)的做法,采用经营性净现金流、现金股利、现金持有以及资产负债率等变量构建微观层面的融资约束KZ指数,然后借鉴徐佳和崔静波(2020)构建宏观层面的整体信贷水平,考察绿色金融创新政策对不同行业信贷资源配置的影响,模型如下:

$$Capital_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Clean_{ijt} + \gamma_2 Poll_{ijt} + X'_{it}\rho + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中: $Capital_{it}$ 表示企业获得的金融资源,包括融资约束(KZ)和金融机构贷款(*loan*)。其中,融资约束采用KZ指数表示,该指数越大表明企业面临的融资约束程度越严重;金融机构贷款采用城市年末金融机构各项贷款余额合计的对数值表示,*loan*越大表示企业获得金融机构的贷款越多。 $Clean_{ijt}$ 和 $Poll_{ijt}$ 分别表示非重污染行业内的企业和重污染行业内的企业两类虚拟变量,若企业属于重污染行业,则 $Poll_{ijt}$ 赋值为1,否则为0;若企业属于非重污染行业,则 $Clean_{ijt}$ 赋值为1,否则为0。

表9中报告了式(5)的回归结果。第(1)、(2)列显示,以KZ指数衡量企业融资约束后,政策虚拟变量的系数在非重污染企业为负,在重污染企业为正,虽然统计意义上均不显著,但符号方向与本文的预期保持一致。同理,以金融机构贷款余额的对数(*loan*)作为被解释变量后,第(3)、(4)列表明,试验区建成后,相较于重污染企业,非重污染企业能够获得更多的信贷资源。因此,本文验证了绿色金融创新政策是通过干预金融资源在不同行业内企业之间的分配产生影响的,无论是缓解融资约束还是获得金融贷款,非重污染企业都要优先于重污染企业。

表 9 绿色金融创新政策对信贷资源配置的影响

	非重污染企业	重污染企业	非重污染企业	重污染企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KZ</i>	<i>KZ</i>	<i>loan</i>	<i>loan</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	-0.2554 (0.4159)	0.1098 (0.1582)	0.0503 *** (0.0075)	-0.0010 (0.0119)
<i>Constant</i>	2.1064 (2.4478)	8.3941 ** (3.4241)	18.5563 *** (0.1479)	18.5110 *** (0.2238)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.3812	0.3982	0.7109	0.7224
<i>N</i>	2 478	995	2 328	939

(二) 技术创新:实质性绿色创新还是策略性政策套利

在众多影响因素中,技术创新被证明是提升企业全要素生产率的核心驱动力。事实上,无论是研究产业政策还是环境政策的文献,技术创新在企业生产率提升过程中始终作为重要的中介变量(任胜钢等,2019;逯东、池毅,2019)。如果绿色金融改革创新试验区的设立导致金融资源由重污染企业流向非重污染企业,而非重污染企业在缓解融资约束后并没有足够的动机进行绿色创新,或者仅是为“寻扶持”选择策略性创新,那么试验区就会出现以下现象:愿意创新的重污染企业因没有资金支持而缺乏创新动机,相反,不愿意创新的非重污染企业仅是为了获得更多的绿色信贷资源选择策略性迎合行为。这一现象能够充分解释为何绿色金融创新政策反而抑制了试验区企业生产率提升。为了检验获得更多金融资源的非重污染企业是否仅是为“寻扶持”开展策略性创新活动,参照任胜钢等(2019)的做法,本文构建如下计量模型:

$$Innovation_{it} = \eta_0 + \eta_1 Policy_i \times After_t + X_{it}' \varphi + v_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中: $Innovation_{it}$ 表示非重污染企业的绿色技术创新。本文分别采用绿色发明专利与绿色实用新型专利衡量企业的实质性创新与策略性创新。借鉴徐佳和崔静波(2020)的做法,选择绿色发明专利申请量加1取自然对数($EnvirInvpatt$)和企业申请的绿色发明专利占其当年申请的所有发明专利的比值($RatioEnvirInvpatt$)作为企业实质性创新的代理指标;选择绿色实用新型专利申请量加1取自然对数($EnvirUtypatt$)和企业申请的绿色实用新型专利占其当年申请的所有实用新型专利的比值($RatioEnvirUtypatt$)作为企业策略性创新的代理指标。

表10报告了式(6)的回归结果,其中,第(1)、(2)列显示了企业实质性创新的结果;第(3)、(4)列显示了企业策略性创新的结果。可以发现,绿色金融创新政策显著促进了非重污染企业以绿色实用新型专利表征的策略性创新,对绿色发明专利的影响在统计上并不显著。这说明绿色金融改革创新试验区的设立导致金融资源由重污染企业流向非重污染企业,反而加剧了非重污染企业为寻求扶持选择策略性创新的动机,加上非重污染企业数量远高于重污染企业,因此,试验区整体企业全要素生产率水平呈现下降的趋势。

表 10 实质性绿色创新还是策略性政策套利检验结果

	绿色发明专利		绿色实用新型专利	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EnvirInupat</i>	<i>RatioEnvirInupat</i>	<i>EnvirUtypat</i>	<i>RatioEnvirUtypat</i>
<i>Policy</i> × <i>After</i>	0.0908 (0.1376)	0.0348 (0.1139)	0.0446* (0.0266)	0.1298*** (0.0451)
<i>Constant</i>	7.8555 (6.3314)	9.5380* (4.9397)	0.2711 (0.1994)	4.3680*** (1.5531)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.0545	0.0624	0.1805	0.0333
<i>N</i>	3 036	1 047	3 036	1 634

七、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文以 2015—2019 年沪深 A 股上市公司面板数据为样本,采用双重差分法检验了绿色金融创新政策对企业全要素生产率的影响及机制。研究发现:(1)与非试验区企业相比,绿色金融创新政策短期内显著抑制了试验区企业全要素生产率水平提升。在选择不同匹配方法及筛选出母公司差异较小的子样本以降低选择偏误、改变政策冲击时间以及替换被解释变量后,绿色金融创新政策的生产率抑制作用仍然稳健成立;(2)进一步,利用三重差分法从地区市场环境和行业特征等角度对绿色金融的异质性作用进行了探究,发现绿色金融创新政策对全要素生产率的负向影响主要体现在非重污染行业内的企业,而要素市场扭曲程度的改善和金融市场化水平的提高均有利于缓解绿色金融的不利影响;(3)绿色金融创新政策导致信贷资源从重污染企业流向非重污染企业,一方面加剧了重污染企业的融资约束,产生了“创新补偿效应”倒逼试验区重污染企业生产率提升;另一方面导致非重污染企业缺乏实质性创新的动机,仅是为迎合政策标准选择策略性套利行为。

(二) 政策建议

第一,从短期来看,政府在推行绿色金融改革创新试验区政策时,不能盲目地采取一刀切策略,而应基于企业所在地区和行业特征采取差异化策略。本文研究结果显示,绿色金融改革创新试验区设立之后,与重污染行业内的企业相比,非重污染行业内的企业全要素生产率受绿色金融创新政策冲击的负向影响相对更大;相比而言,更高的金融市场化水平、更低的要素市场扭曲程度有利于降低要素错配的概率,弱化绿色金融创新政策冲击对企业全要素生产率的负向作用。因而,政府一方面要借助绿色金融工具(绿色金融债券、绿色环保基金以及环境污染责任保险等)进一步压缩重污染企业的生存空间,倒逼重污染企业产生“波特效应”;另一方面要谨防试验区企业蹭政策热点的“泛绿化”、“漂绿化”式的策略性行为,加强对已获绿色金融支持的企业的跟踪评价与监测,动态调整试点措施,必要时可以采取退出机制,强制收回已获取政策套利的企业的绿色资金,并勒令其整改和全面披露其环保信息。

第二,从长期来看,一方面,政府要继续深化金融供给侧结构性改革,加强资本市场服务

实体经济的平稳功效,建立长效机制支持绿色金融创新发展。对于重污染企业,地方政府要加大对其环保项目的补贴力度,缓解重污染企业面临的融资约束,鼓励重污染企业通过绿色技术改造和生产工艺改进的方式实现产品附加值和市场竞争力的提升。对于非重污染企业,金融监管部门要进一步完善信贷投向的信息共享机制与追踪机制,避免这些企业出现“脱实向虚”的倾向。同时,为了防止非重污染企业资金配置方向与政府环保补助方向“脱钩”,还应在企业间建立绿色创新竞争机制,引导非重污染企业提升创新意愿,自主选择绿色技术创新。

另一方面,政府要积极探索不同类型的绿色金融模式,放眼国际,依托高起点、高标准推进绿色金融高质量发展。在宏观结构上,可以借鉴欧盟以差异化治理模式为特色的绿色金融发展体系。欧盟各成员国在经济发展水平、产业结构等方面存在较大差异,而中国东、中、西部地区不同梯度城市的绿色金融试验区同样各有优劣,因此,差异化治理模式能够在总量上实现污染减排的同时兼顾试验区的差异性。在法律保障上,推动建立绿色金融法制化,通过立法强制要求上市公司将环境问题纳入金融市场的信息披露框架中,定期提供潜在环境风险评估报告,对于非重污染行业中的套利企业恪守“守信则激励、失信则严惩”的原则。

参考文献:

- 1.贾俊雪,2017:《公共基础设施投资与全要素生产率:基于异质企业家模型的理论分析》,《经济研究》第2期。
- 2.黄婷婷、高波,2020:《金融发展、融资约束与企业创新》,《现代经济探讨》第3期。
- 3.黄维娜、袁天荣,2021:《实质性转型升级还是策略性政策套利——绿色产业政策对工业企业绿色并购的影响》,《山西财经大学学报》第3期。
- 4.黎文靖、郑曼妮,2016:《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第4期。
- 5.李健、卫平,2015:《金融发展与全要素生产率增长——基于中国省际面板数据的实证分析》,《经济理论与经济管理》第8期。
- 6.李晓萍、张亿军、江飞涛,2019:《绿色产业政策:理论演进与中国实践》,《财经研究》第8期。
- 7.林毅夫、向为、余森杰,2018:《区域型产业政策与企业生产率》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
- 8.刘强、王伟楠、陈恒宇,2020:《〈绿色信贷指引〉实施对重污染企业创新绩效的影响研究》,《科研管理》第11期。
- 9.鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 10.逯东、池毅,2019:《〈中国制造2025〉与企业转型升级研究》,《产业经济研究》第5期。
- 11.钱雪松、丁滋芳、陈琳琳,2021:《缓解融资约束促进了企业创新吗?——基于中国〈物权法〉自然实验的经验证据》,《经济科学》第1期。
- 12.钱雪松、康瑾、唐英伦、曹夏平,2018:《产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究》,《中国工业经济》第8期。
- 13.邱风、盛志鹏、殷功利,2021:《融资约束下政府补贴对创新绩效影响研究——来自中国上市公司2010—2019专利数据的经验证据》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第5期。
- 14.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红,2019:《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》第5期。
- 15.沈璐、廖显春,2020:《绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据》,《金融论坛》第10期。
- 16.宋凌云、王贤彬,2013:《重点产业政策、资源重置与产业生产率》,《管理世界》第12期。
- 17.苏冬蔚、连莉莉,2018:《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期。
- 18.孙早、席建成,2015:《中国式产业政策的实施效果:产业升级还是短期经济增长》,《中国工业经济》第7期。
- 19.王桂军、卢潇潇,2019:《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》第3期。

- 20.王小鲁、樊纲、胡李鹏,2019:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。
- 21.徐佳、崔静波,2020:《低碳城市和企业绿色技术创新》,《中国工业经济》第12期。
- 22.徐思、何晓怡、钟凯,2019:《“一带一路”倡议与中国企业融资约束》,《中国工业经济》第7期。
- 23.张杰、周晓艳、李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8期。
- 24.张莉、朱光顺、李世刚、李夏洋,2019:《市场环境、重点产业政策与企业生产率差异》,《管理世界》第3期。
- 25.Ackerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. 2015. “Identification Properties of Recent Production Function Estimators.” *Econometrica* 83(6): 2411–2451.
- 26.Albrizio, S., T. Kozluk, and V. Zipperer. 2017. “Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms.” *Journal of Environmental Economics and Management* 81(3): 209–226.
- 27.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. 2010. “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States.” *The Journal of Finance* 65(5): 1637–1667.
- 28.Berman, E., and L. Bui. 2001. “Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries.” *Review of Economics & Statistics* 83(3): 498–510.
- 29.Gray, W. B. 1987. “The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown.” *American Economic Review* 77(77): 998–1006.
- 30.Hainmueller, J. 2012. “Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies.” *Political Analysis* 20(1): 25–46.
- 31.Porter, M. E., and C. Van der Linde. 1995. “Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship.” *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 97–118.
- 32.Rodrik, D. 2014. “Green Industrial Policy.” *Oxford Review of Economic Policy* 30(3): 469–491.
- 33.Yang, X., S. Lin, J. Zhang, and M. He. 2019. “Does High–Speed Rail Promote Enterprises Productivity? Evidence from China.” *Journal of Advanced Transportation* 4: 1–19.

Green Finance Innovation Policy and Enterprise Productivity Difference: Evidence from Chinese Listed Companies

Jin Huan¹, Yu Lihong¹ and Xu Yang²

(1: School of Business, East China University of Science and Technology;

2: Institute of Industrial Economics, Jinan University)

Abstract: In the policy context of high–quality economic development, carbon peaking and carbon neutral target constraints, it is of great theoretical and practical significance to incorporate green financial innovation policy into the analytical framework of high–quality development. Based on a quasi–experiment on the establishment of a green financial reform and innovation pilot zone, this paper investigates the impact and mechanism of green financial innovation policies on the total factor productivity of enterprises using a difference–in–difference method. The findings show that the establishment of the pilot zone significantly inhibits the productivity increase of firms. Further, the productivity dampening effect of the policy is mainly found in non–heavy polluting firms, while heavy polluting firms are forced by the policy to generate “compensatory gains” that exceed the cost of following the system. The mechanism test finds that the mismatching effect of credit resources and strategic policy arbitrage caused by green finance is the key cause of the lower total factor productivity of enterprises in the pilot area, while the improvement of financial marketization and factor market distortion can help mitigate the negative impact of green finance. Based on the above findings, this paper proposes policy recommendations to improve the reform and innovation of green finance in China.

Keywords: Green Finance, Total Factor Productivity, Market Environment, Policy Arbitrage

JEL Classification: D24, G32, L52

(责任编辑: 惠利、陈永清)