

绿色金融能够实现城市生态效益与经济效益的双赢吗？

——基于环境规制与资本配置的双重视角

武英涛¹, 张云², 倪道涵³

(1. 上海师范大学商学院, 上海 200234; 2. 上海立信会计金融学院金融学院, 上海 201620;
3. 埃塞克高等商学院, 法国 巴黎 95000)

摘要: 绿色金融体系是推动中国经济绿色发展的重要支撑, 然而绿色所强调的公益属性和金融所要求的商业性带来的两难冲突会影响绿色金融的持续发展。文章以中国地级市为样本分析了绿色金融的生态效益和经济效益以及实现两者双赢的可行路径。研究发现, 目前中国绿色金融整体上实现了城市生态效益的改善和城市经济效益的提升, 尤其是在金融人才规模、金融科技水平和外来投资水平较高的城市, 其双赢效果更显著; 从影响渠道看, 绿色金融通过驱动技术创新、集聚生产性服务业、强化环境监管力度以及吸引新企业进入市场实现双赢目标。因此, 要实现中国经济绿色发展, 须从金融人才规模、金融科技水平、绿色金融影响渠道等方面优化绿色金融资源配置, 发挥绿色金融对城市经济效益和生态效益的积极作用, 推动城市经济高质量发展。

关键词: 绿色金融; 生态效益; 经济效益; 环境规制; 资本配置

中图分类号: F832; X196 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2024)05-0046-14

一、引言

发展绿色金融是实现经济绿色转型发展的重要措施。理论上, 绿色金融通过建立行之有效的创新性制度能够有效抑制“高污染、高能耗”的传统项目, 引导社会资本向具有更高技术、更低污染的产业领域聚焦, 从长期看, 在提升生态环境效益的同时, 也将通过加快资本要素流动、优化金融资源配置提升资本的整体回报率, 实现可持续发展的双赢目标。然而在实践中, 绿色金融项目存在不少投资周期较长、回报率不高、社会效益难以直接转化为经济效益等问题, 绿色金融发展的商业可持续性不断受到挑战, 即绿色所强调的公益性和金融所强调的商业性可能带来两难冲突, 这将直接影响绿色金融的长效发展。那么, 对于绿色金融发展多年, 且规模位居全球前四的中国^①, 在实现生态效益的同时, 是否实现了相应的经济效益, 尤其是从

收稿日期: 2023-11-05

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“碳中和目标下国际碳泄漏效应与减排合作中国方案研究”(22AJY021)。

作者简介: 武英涛(1981—), 男, 山东寿光人, 上海师范大学商学院副教授;

张云(1978—), 男, 江苏无锡人, 上海立信会计金融学院金融学院教授(通讯作者);

倪道涵(2001—), 女, 浙江绍兴人, 法国埃塞克高等商学院研究生。

①《绿色金融蓝皮书: 全球绿色金融发展报告(2022)》, 中央财经大学绿色金融国际研究院与社会科学文献出版社联合发布, 2023年。

绿色金融的主要供给方如商业银行等角度,绿色金融相对于传统金融是否具有更高的资本(投资)回报率,即是否从整体上实现了生态效益与经济效益的共赢?同时,更好地实现共赢的可能路径有哪些?回答上述问题,对于如何设计绿色金融的激励保障机制,更好地实现绿色金融的商业持续发展和发挥绿色金融效果具有重要意义。

绿色金融作为兼具环境规制与资本配置双重特性的金融服务模式(陆菁等, 2021),既有研究大多关注绿色金融的生态效益与功能,如绿色金融在生态环境保护和应对气候变化方面的积极意义已得到国内外学者的广泛印证(Lamperti等, 2021; 张云等, 2023b)。而有关绿色金融的经济效益方面的文献还相对较少,且现有的相关文献主要集中在绿色金融促进经济的高质量增长方面(文书洋等, 2021, 2022);同时,也有部分文献直接实证分析各地绿色金融规模对经济增长的影响(傅亚平和彭政钦, 2020; Arif等, 2022),研究认为不同地区间因产业结构等差异导致绿色金融对经济增长的效应有所不同,且相关文献的实证结论存在较大差异甚至相悖之处(刘锡良和文书洋, 2019; Ronaldo和Suryanto, 2022)。实际上,金融发展有利于经济增长已有大量研究(武志, 2010),绿色金融作为金融产品的一种,虽然理论上应该能够促进经济增长,但现实中目前仍大多依靠行政权力来推动(黄韬, 2021)。同时,宏观经济增长并不与资本回报率必然一致,作为主要供给方的商业银行等机构非常关注绿色信贷领域投资资本的回报率,期望在长期取得更好的收益。因此,考虑到绿色金融的商业可持续发展,绿色金融更应关注其发展对优化资源配置、提升资本回报的经济效果。

我国绿色金融发展过程中市场行为的作用还存在不足,一定程度上抑制了绿色金融发挥更大的效果。王遥等(2019)发现,绿色信贷的贴息、定向降准、再贷款均是有效且合意的激励政策,一定强度的政策在提高绿色信贷量的同时,也实现了“经济”与“环境”双赢的结果。黄韬(2021)指出,现阶段市场法治约束的不足致使行政推动模式成为绿色金融市场的主要驱动力,但长效性和稳定性无法保证。因此,绿色金融体系的建立必须实现政府与市场的有效协调。

基于此,为考察全社会层面绿色金融的商业可持续能力,本文将从环境规制与资本配置的双重视角切入,以我国地级城市为研究样本,基于城市整体的生态环境和城市资本回报率来分析绿色金融的生态效益和经济效益,探究其双赢效果;并在深入分析绿色金融对两种效益影响机制的基础上,实证分析不同城市条件下绿色金融双赢效应的异质性。本文的边际贡献主要有以下三方面:首先,在经济效益方面,不同于传统考察绿色金融对宏观经济增长的影响,重点考察绿色金融的供给方所重视的资本回报率情况,这也是绿色金融长效可持续发展的关键。其次,实证分析绿色金融实现双赢效果的路径机制,从而提出相应绿色金融发展的完善建议。最后,不同于基于宏观和省级层面样本的传统研究,本文基于城市层面的样本进行了更为细致的研究,同时借鉴城市数字金融发展指标的相关研究,提出了城市层面绿色金融水平的构建方法,对后续城市绿色金融的研究具有一定的参考价值。

二、理论机制与影响路径

(一)绿色金融实现生态效益和经济效益双赢的机制分析

绿色金融作为一种金融制度的创新产品,相对于环境规制政策而言,其实现生态效益和经济效益双赢效果的核心,实际上也是充分利用金融资源配置效应、对不同企业运转施加差异化规制作用的过程(张小可和葛晶, 2021)。这主要分为三个层面:首先,改变融资成本,降低污染排放。绿色金融能够为企业的生产经营提供外部融资支持,在绿色要求的导向之下,绿色信贷等资源更多地从高能耗、高污染的企业向具有绿色发展前途的企业转移,传统污染性企业融资

成本抬升,失去流动性支持,落后产能逐步开始从市场中清退,污染排放规模不断缩小(崔惠玉等,2023)。其次,倒逼绿色创新,提高生产效率。类似于环境规制的波特假说理论,绿色金融对于污染性企业形成威慑后,传统高能耗、高污染企业也将积极谋求自身转型和加强绿色技术创新。此时,绿色金融不仅进一步提升了生态效益,随着技术进步和生产率的提升,相应的经济总体产出将会增加,资本回报也将不断上升(傅亚平和彭政钦,2020)。最后,完善环境监督,壮大绿色经济。绿色金融实际上也是一种政策信号,从信号传递理论来说,一方面,面对新的形势,各级政府更有动力完善环保监督机制,不断促进城市生态效益的全面提升(吴朝霞等,2023);另一方面,可以吸引更多的绿色环保型企业进入,同时在此过程中也将助力高效农业、先进制造业、现代服务业综合发展体系的建立,从而创造更多的经济价值,为经济发展提供更为持久的动力,并实现资本回报率的提升。

综合以上分析,可以得到绿色金融实现双赢的简要理论框架,如图1所示。

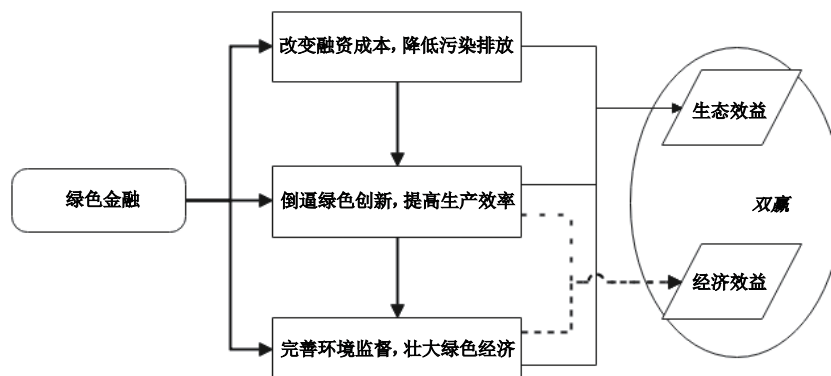


图1 绿色金融实现双赢的简要理论框架

(二)绿色金融实现双赢的机制路径

基于绿色金融实现双赢的理论机制,实现双赢的重要渠道可包括技术创新驱动效应、生产性服务业集聚、强化环境监管力度以及吸引新进企业四方面。

1.技术创新驱动效应的中介作用。绿色金融因兼具环境规制和资本配置的双重特性,基于波特假说理论,绿色金融要实现生态效益和经济效益,就离不开技术创新。绿色金融能够发挥环境规制的作用,通过设置环境准入门槛限制外部融资,从而增加企业的污染排放成本,这会引导企业在环境管理方面加大投入,借助有效的创新来提高自身的生产效率,在不断提高环境效益的同时,也将带来资本回报率的不断提升(张云等,2023a)。

2.生产性服务业集聚的中介作用。环保技术服务等生产性服务业对制造类企业的清洁生产、绿色技术的提升和主业效率的提升等都具有重要作用。诸多研究表明,环境规制的加强将促使生产性服务业集聚,集聚又反过来推动绿色转型和绿色生产率的提升(陈启斐和钱非非,2020;许冬兰和张新阔,2021),而绿色金融作为具有环境规制特性的金融创新,其发展为生产性服务业集聚释放出重要信号。具体来看,首先,生产性服务业的集聚将加强信息扩散,降低各类市场主体的信息搜寻和交易成本,为制造业企业清洁技术研发、减少污染物排放提供保障(刘奕等,2017)。其次,制造业企业将拥有更多的机会来增加生产性服务投入,获取污染防控技术与解决方案,更大程度上实现污染减排。最后,生产性服务业的集聚将会吸引更多的其他企业实现多样化集聚,不但能够实现降污减排,而且所在城市产业链不断延伸并持续发挥不同企

业的比较优势,从而带来更大的经济效益(余奕杉等,2021)。

3.强化环境监管力度的中介作用。绿色金融本身的环境规制特性,使得绿色金融发展过程中自然将协同各类行政型和市场型环境规制政策来强化现有环境政策的监管力度,并通过更加完善的绿色投资识别和监督机制提升绿色项目的经济回报。例如,环保绩效差的企业不仅要受到政府环境规制政策的惩罚和威胁,还受到绿色金融带来的融资约束和融资成本的上升所带来的双重压力,从而使环境综合规制力度加强。企业为了获得绿色金融资源的支持必须以有效的绿色生产行为获得投资机构的信任,从开源和节流两方面为节能减排创造条件,由此带来城市生态效益的改善。同时,环境监管力度的提升也意味着绿色投资项目更完善的监督识别机制与环境信息披露制度,在识别绿色项目的同时综合考虑投资项目的经济回报。

4.新建企业进入市场的调节作用。绿色金融的信号传递效应将引导多元化社会资本投入绿色项目,培育新的绿色业务增长点,发展壮大节能环保产业、清洁能源产业,加强市场主体的良性经营,特别是要让绿色金融充分赋能企业可持续发展,为绿色企业参与市场竞争提供更好的资金支持。因此,新建企业进入市场能够强化市场竞争,通过行业供给端激发活力,为金融机构提供更多优质项目的选择机会,迫使现有企业不断改进环境绩效和经济绩效,加强创新力度(毛其淋和盛斌,2013),这不仅带来城市生态环境的改善,也能够通过技术示范效应和技术扩散效应提高整个行业的创新效率,带来经济产出的增加,从而改善整体的生态环境和经济回报。

三、实证模型与指标选择

(一)基准模型与识别策略

为了考察绿色金融能否实现城市生态效益与经济效益的双赢,参考祁毓等(2016)从生态和经济两个维度采用固定效应模型作为实证估计的基准模型,对城市固定效应和年份固定效应加以控制,具体形式如公式(1)和公式(2)所示:

$$ecology_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \alpha Z_{it} + m_i + d_t + e_{it} \quad (1)$$

$$return_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \alpha Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $ecology_{it}$ 和 $return_{it}$ 为被解释变量,即生态效益和经济效益; GF_{it} 表示绿色金融,为核心解释变量; Z_{it} 代表一系列影响城市生态效益和经济效益的控制变量。 i 表示各城市, t 表示年份。 m_i 和 μ_i 代表城市效应,能够控制各城市不随时间变化但是会影响生态效益和经济效益的因素; d_t 和 δ_t 为时间效应,控制各城市相应变量的年度趋势; e_{it} 和 ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量选择及代理指标说明

1.被解释变量

(1)城市生态效益。参考谢锐等(2018)等学者的研究,并结合城市数据的可得性,从污染多样性(工业粉尘、工业废水、工业二氧化硫)、园林绿化面积、污水处理厂集中处理率、二氧化碳排放量等多方面构建城市生态环境质量综合指标体系(见表1)。其中部分年份的缺失值采用线性插值法补齐,利用熵权法测算各城市生态环境质量指数,其值越大,表明生态效益越好。

表1 城市生态效益评价指标体系

指标层I	指标层II	单位
环境污染(负向)	工业废水排放量	万吨
	工业粉尘排放量	吨
	工业二氧化硫排放量	吨
	二氧化碳排放量	万吨
环境治理(正向)	园林绿化面积	%
	污水处理厂集中处理率	%

(2)城市经济效益。为了更好地体现绿色金融的资本配置效果,本文从城市资本回报率的角度对城市经济效益加以衡量,参考白重恩和张琼(2014)、冀云阳等(2021)的研究,采用Hall-Jorgenson公式估算城市资本回报率,具体设定如下:

$$return = \frac{\alpha(t)}{\frac{P_k(t)K(t)}{P_Y(t)K(t)}} + [\widehat{P}_k(t) - \widehat{P}_Y(t)] - \delta(t) \quad (3)$$

其中, $\alpha(t)$ 为资本收入份额, $P_k(t)K(t)$ 为名义资本存量, $P_Y(t)K(t)$ 为名义GDP, $\widehat{P}_k(t)$ 为资本品价格的变化率, $\widehat{P}_Y(t)$ 为GDP价格的变化率, $\delta(t)$ 为城市资本折旧率。各城市相关数据的计算说明如下:其一,通过C-D函数计算出资本收入份额;其二,资本品价格采用各省份固定资产投资价格指数衡量;其三,资本折旧率设定为10.96%(单豪杰,2008);其四,实际资本存量以2004年为基期,采用永续盘存法计算求得;其五,名义资本存量可以通过资本品价格指数和实际资本存量求得;其六,GDP价格的变化率采用各省份GDP价格指数计算。

2. 核心解释变量。为避免混淆传统金融对经济的作用,突出绿色金融的效果,本文采用城市绿色金融对传统金融的相对发育程度衡量城市的绿色金融发展状况。具体而言,分别对城市绿色金融与传统金融两个指标做标准化处理,采用标准化后的绿色金融与传统金融的比值衡量绿色金融的相对发育程度,以此作为代理指标。其中,传统金融发展水平采用金融机构各项贷款余额与金融机构存款余额的比值衡量。

而绿色金融指标,目前在城市绿色金融的代理指标方面仍相对欠缺,于冬菊(2017)利用内容分析法,使用金融机构报告中有关绿色金融的文本表述篇幅来度量绿色金融发展水平,中国人民银行贵阳中心支行青年课题组(2020)利用百度新闻搜索的与绿色金融相关的新闻发布频率构造我国省市地区的绿色金融发展指数。考虑到百度作为国内处于领导地位的搜索引擎,百度指数利用海量网民行为数据构建而成,反映绿色金融相关新闻舆情的变化,从而较大程度上能够反映各城市绿色金融的发展情况。同时,其他类似指数如金融科技发展指数、数字金融指数、互联网金融指数(沈悦和郭品,2015)等,也是基于以上文本挖掘的类似思路构建的,一定程度上证明了该类方法的合理性。

基于上述分析,本文采用“绿色金融”百度指数衡量城市绿色金融。首先,基于百度指数平台,确定绿色金融、绿色信贷、绿色债券、绿色保险、绿色基金等关键词的收录情况,发现绿色金融词条收录情况最为完整。其次,确定不同城市的名称代码,以“绿色金融”作为关键词爬取不同城市的百度指数。最后,由于2013年之前大部分城市数值为0,本文选择2013年到2019年作为研究区间。

3. 控制变量。本文参考杨君等(2020)、冀云阳等(2021)的研究成果,引入以下控制变量:(1)外商投资水平(FDI):采用实际利用外资额的对数衡量;(2)工业化水平(ind):采用第二产业占GDP的比重衡量;(3)政府干预力度(gov):采用地方财政一般预算内支出和地区生产总值的比值衡量;(4)科研支持力度(RD):采用科学支出和地方财政一般预算内支出的比值衡量;(5)人力资本水平(hc):采用普通高等学校在校学生数和年末总人口数的比值衡量;(6)互联网普及水平($Internet$):采用国际互联网用户数(万户)和年末总人口数(万人)的比值衡量;(7)数字基础设施(new_infra):采用人均电信业务总量衡量。

4. 机制变量。根据理论机制和影响路径的分析,本文选择以下四个机制变量:(1)技术创新能力($Inno$)。从产出和投入两个层面衡量技术创新能力,根据发明、实用新型和外观设计三类

不同专利类型的权重(白俊红和蒋伏心, 2011)加总当年获得的专利数(万件)衡量创新产出;采用城市科学支出(百亿元)衡量创新投入。(2)生产性服务业集聚水平(*aggl*)。借鉴方慧等(2021)和唐昭沛等(2021)的方法,分别采用区位熵(选取批发零售业、交通运输、仓储和邮政、信息传输、计算机服务和软件、金融、租赁和商务服务、科学研究、技术服务和地质勘察、水利环境和公共设施管理七个行业代表生产性服务业)和生产性服务业总体就业密度(生产性服务业就业人数与城市行政土地面积的比值)衡量生产性服务业集聚。(3)环境监管力度(*regulation*)。参考王书斌和徐盈之(2015)、李斌等(2013)的做法,分别采用人均环境处罚案件数目和工业二氧化硫、废水、烟粉尘排放量与地区生产总值比值的倒数衡量环境监管力度。(4)新建企业(*new_built*)。采用中国区域创新创业指数中新建企业进入的对数衡量。

(三)数据来源

1. 数据来源与数据处理。考虑到绿色金融核心指标数据的完整性,本文所使用的数据为2013年到2019年中国地级市及以上级别城市的面板数据。数据来源主要包括:(1)被解释变量、控制变量中涉及的大部分经济数据均来源于EPS全球统计数据平台;(2)核心解释变量来源于百度指数,根据不同城市爬取相应的绿色金融相关指数;(3)全社会固定资产投资自2018年起城市统计年鉴不再直接发布,因此手动收集整理2018年和2019年各城市国民经济和社会发展统计公报,根据其中的全社会固定资产投资增速计算各城市年度投资总额;(4)部分机制变量来源于中国区域创新创业指数;(5)主要银行绿色信贷数据来源于各大银行发布的可持续发展报告。部分城市数据的缺失值通过插值法补齐,剔除缺失较为严重的样本,最终整理得到278个城市面板数据。

2. 描述性统计情况。表2汇报了本文实证部分主要变量的描述性统计结果。

表2 描述性统计情况

变量	指标	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ecology</i>	生态效益	1988	0.1126	0.0918	0.0366	0.9747
<i>return</i>	经济效益	1981	0.0706	0.0707	-0.2201	0.5049
<i>GF</i>	绿色金融	1986	0.2548	0.8895	0.0000	15.3751
<i>hc</i>	人力资本水平	1966	0.1946	0.2494	0.0006	1.3112
<i>FDI</i>	外商投资水平	1913	11.9015	2.0096	2.5866	16.8347
<i>ind</i>	工业化水平	1988	0.4542	0.1040	0.1139	0.8660
<i>gov</i>	政府干预力度	1987	0.2073	0.1035	0.0439	0.9155
<i>RD</i>	科研支持力度	1987	0.0169	0.0175	0.0006	0.2068
<i>Internet</i>	互联网普及水平	1975	0.2467	0.1858	0.0035	1.8902
<i>new_infra</i>	数字基础设施	1962	0.1062	0.1422	0.0038	2.1750
<i>IV1</i>	城市河流长度	1988	0.8664	0.2240	0.3494	1.5229
<i>IV2</i>	城市距离港口最近距离	1988	0.6238	0.2326	0.0440	1.2578
<i>Inno1</i>	技术创新	1988	0.1823	0.4276	0.0009	4.9725
<i>Inno2</i>		1987	0.1237	0.3961	0.0008	5.5498
<i>aggl1</i>	生产性服务业集聚	1927	0.9091	0.3215	0.3489	3.0373
<i>aggl2</i>		1927	0.1677	0.5153	0.0015	7.7550
<i>regulation1</i>	环境监管力度	1988	0.0997	0.3409	0.0000	5.0460
<i>regulation2</i>		1955	0.0880	0.1856	0.0003	3.1718
<i>new_built</i>	新建企业进入	1947	3.7301	0.7735	0.7168	4.6052

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

根据基准回归模型(1)和模型(2)进行面板F检验、豪斯曼检验、BP-LM检验等,得到控制城市效应和年份效应的双边固定效应模型具有最好的估计效果,具体结果见表3。

表3 绿色金融实现双赢的基准回归结果

变量	(1) ecology	(2) ecology	(3) return	(4) return
<i>GF</i>	0.0419*** (0.0078)	0.0094*** (0.0024)	0.0110*** (0.0027)	0.0074*** (0.0019)
<i>hc</i>	0.0544*** (0.0165)	-0.0009 (0.0182)	-0.0343*** (0.0091)	-0.0125 (0.0505)
<i>FDI</i>	0.0070*** (0.0013)	-0.0005 (0.0010)	-0.0006 (0.0011)	-0.0062*** (0.0021)
<i>ind</i>	-0.0646*** (0.0173)	-0.0335 (0.0376)	-0.0608*** (0.0209)	0.0195 (0.0524)
<i>gov</i>	0.0078 (0.0202)	-0.0376** (0.0176)	-0.1874*** (0.0259)	0.2529*** (0.0871)
<i>RD</i>	0.3787** (0.1561)	0.1290* (0.0709)	-0.3238*** (0.1252)	-0.2032* (0.1222)
<i>Internet</i>	0.0529** (0.0206)	0.0203 (0.0186)	0.0374** (0.0177)	-0.0036 (0.0152)
<i>new_infra</i>	0.0710** (0.0334)	0.0093*** (0.0033)	0.1116*** (0.0318)	-0.0008 (0.0115)
常数项	0.0097 (0.0204)	0.1286*** (0.0149)	0.1312*** (0.0230)	0.1213*** (0.0454)
城市效应	否	是	否	是
年份效应	否	是	否	是
面板F检验	72.36[0.0000]		8.17[0.0000]	
豪斯曼检验	147.45[0.0000]		178.56[0.0000]	
BP-LM检验	3251.47[0.0000]		717.64[0.0000]	
样本量	1872	1872	1865	1865
R ²	0.5218	0.1677	0.1502	0.2583

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

表3中第(1)、(3)列为OLS估计结果,第(2)、(4)列为双边固定效应模型的结果。基于以上分析,本文主要采用表3中列(2)和列(4)的结果进行解释。从实证结果看,绿色金融对城市生态效益和经济效益均在1%统计水平上显著。这说明我国绿色金融历经多年发展,从总体上通过推动金融资源在绿色产业领域和高耗能高污染产业领域间的再配置,发挥了良好的正外部性,不仅带来了资本回报率的提升,实现了商业回报,也有效推动了对城市生态环境的保护,达到了双赢效果。

(二) 内生性处理

为处理以上基准回归模型的内生性问题,本文尝试了如下两种工具变量进行解决:

1. 核心解释变量滞后一期作为工具变量。为了减少反向因果问题的干扰,将核心解释变量滞后一期纳入回归,估计结果见表4中第(1)、(2)列。

2. 构造新的工具变量。为了更好地解决反向因果和遗漏变量产生的内生性问题,借鉴包彤(2023)等的做法,同时考虑本文面板样本变量的特点,尝试采用城市河流长度的对数和中国银行业金融机构各项贷款构造交互项作为核心解释变量的工具变量。其原因在于:从相关性来说,中国作为大河文明的代表,城市发展与河流息息相关,水网相对密集的区域一般也是环境治理压力相对较大的地区,相应地对绿色金融的需求也通常较大;同时,城市河流分布本身是一个相对外生的变量,城市生态效益和经济效益都不会影响河流长度,因此城市河流长度可能

成为一个有效的工具变量,但由于这一变量属于不随年份而变化的截面数据,因目前城市金融机构规模显然与绿色金融规模紧密相关,所以本文尝试采用城市河流长度的对数和中国银行业金融机构各项贷款构造交互项作为工具变量。工具变量有效性检验见表4的第(3)列,模型估计结果见表4中第(4)、(5)列。

表4 内生性问题处理结果

变量	(1) ecology	(2) return	(3) GF	(4) ecology	(5) return
<i>L.GF</i>	0.0074*** (0.0026)	0.0066*** (0.0020)			
<i>GF</i>				0.0248*** (0.0045)	0.0499*** (0.0175)
<i>IV1/IV2</i>			5.3921*** (4.76)		
<i>hc</i>	-0.0042 (0.0234)	-0.0157 (0.0567)	-1.5349*** (-3.24)	0.0248 (0.0260)	0.0584 (0.0515)
<i>FDI</i>	-0.0003 (0.0011)	-0.0064*** (0.0022)	0.0203* (1.89)	-0.0009 (0.0007)	-0.0074*** (0.0018)
<i>ind</i>	-0.0411 (0.0444)	0.0483 (0.0573)	0.8773*** (2.60)	-0.0501* (0.0272)	-0.0257 (0.0542)
<i>gov</i>	-0.0327** (0.0162)	0.3609*** (0.1080)	-0.3619 (-0.96)	-0.0304** (0.0123)	0.2683*** (0.0648)
<i>RD</i>	0.1240* (0.0744)	-0.1221 (0.1164)	8.2284*** (2.61)	-0.0047 (0.0805)	-0.5750** (0.2725)
<i>Internet</i>	0.0174 (0.0217)	-0.0066 (0.0162)	-0.3533 (-1.49)	0.0249** (0.0116)	0.0100 (0.0171)
<i>new_infra</i>	0.0088** (0.0034)	0.0063 (0.0151)	0.1046 (0.36)	0.0107* (0.0059)	0.0028 (0.0175)
常数项	0.1334*** (0.0147)	0.0800 (0.0511)			
K-P rk LM				20.965 (0.000)	37.705 (0.000)
K-P rk Wald F				22.668 {16.38}	36.43 {16.38}
城市效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
样本量	1597	1591	1870	1870	1863
R ²	0.1066	0.2380			

从表4第(3)列来看,这一工具变量与绿色金融显著正相关。Kleibergen-Paap rk LM统计量为20.965,在1%水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为22.668,大于其10%的临界值16.38,通过弱IV检验。第(1)、(2)列和第(4)、(5)列估计结果显示,应用两种工具变量后,绿色金融仍显著促进了城市生态环境的改善和经济效益的提升。

(三) 稳健性检验

为保证回归结果的可靠性,本文进一步采用多种稳健性检验方法对基准回归的结果进行验证,包括替换核心解释变量、替换被解释变量(用PM2.5衡量城市生态效益,用资本要素的边际生产率作为城市经济效益的代理变量)和更换实证方法(应用联立方程模型对两种效应进行联合估计)等,估计结果显示绿色金融对城市生态效益和经济效益的结果都是显著的。因篇幅有限,本文只列出了替换核心解释变量的结果,其余留存备案。

1. 使用城市绿色债券发行数量作为核心解释变量的替换代理指标。通过东方财富Choice金融终端收集绿色债券发行信息并根据数量加总到地级市层面,估计结果见表5第(1)、(2)列,表明绿色金融分别在5%和10%的水平上显著促进了城市生态效益和经济效益,证明基准回归的双赢结果仍然稳健。

2. 使用商业银行当年度绿色信贷余额作为核心解释变量的替换代理指标。借鉴李江涛和黄海燕(2022)的表征方法,将各商业银行当年度绿色信贷余额,通过不同银行在城市的网点分支机构数量的占比分解到地级市层面。本文收集18家主要银行各年度《企业社会责任报告》

《可持续发展报告》所披露的绿色信贷余额^①,利用银行业金融分支机构信息,以某银行在某城市分支机构数量占该银行当年度全国总分支机构数量的比重为权重,将绿色信贷总额分解到地级市层面,最终将该城市主要银行绿色信贷余额加总获得的总额作为城市绿色金融发展水平的代理指标。具体衡量方法如式(4)所示:

$$GF_{it} = \sum_{m=1}^{18} \left(\frac{\text{第}t\text{年}m\text{银行在}i\text{城市分支机构数量}}{\text{第}t\text{年}m\text{银行全国分支机构数量}} \times \text{第}t\text{年}m\text{银行绿色信贷余额} \right) \quad (4)$$

回归结果见表5第(3)、(4)列,表明绿色金融在1%的水平上仍显著促进了城市生态效益和经济效益,进一步证明了双赢效果的稳健性。

表5 替换核心解释变量的稳健性检验结果

变量	(1) ecology	(2) return	(3) ecology	(4) return
<i>num_bond</i>	0.0420** (0.0205)	0.0876* (0.0510)		
<i>GF_loan</i>			0.5421*** (0.0411)	0.5277*** (0.0934)
<i>GF</i>				
<i>hc</i>	-0.0060 (0.0245)	-0.0913 (0.0608)	-0.0135 (0.0131)	-0.0218 (0.0289)
<i>FDI</i>	-0.0006 (0.0008)	-0.0076*** (0.0019)	-0.0003 (0.0005)	-0.0061*** (0.0012)
<i>ind</i>	-0.0211 (0.0231)	0.0959* (0.0575)	-0.0347** (0.0151)	0.0170 (0.0333)
<i>gov</i>	-0.0187 (0.0345)	0.6019*** (0.0859)	-0.0277 (0.0172)	0.2619*** (0.0380)
<i>RD</i>	0.0983 (0.0963)	0.1359 (0.2397)	0.0978* (0.0566)	-0.2499** (0.1250)
<i>Internet</i>	0.0349*** (0.0100)	0.0015 (0.0249)	0.0166*** (0.0056)	-0.0064 (0.0125)
<i>new_infra</i>	0.0052 (0.0083)	-0.0007 (0.0207)	0.0054 (0.0057)	-0.0045 (0.0126)
常数项	0.1278*** (0.0182)	-0.0108 (0.0453)	0.1230*** (0.0115)	0.1169*** (0.0254)
城市效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	1061	1057	1872	1865
R ²	0.0367	0.2347	0.1826	0.2648

(四) 影响机制检验

本部分将主要实证检验理论机制提出的技术创新驱动、生产性服务业集聚和强化环境监管力度三个变量的中介作用和新进企业的调节作用。参考江艇(2022)的方法,先通过理论分析确定各中介变量与因变量之间的关系,再实证检验绿色金融对中介变量的影响。因本文第二部分理论机制与影响路径中已分析了四个中介变量对绿色生态效益和经济效益影响的理论机制,因此,这里主要实证检验绿色金融对中介变量的影响。

一方面,得到技术创新驱动、生产性服务业集聚和强化环境监管力度三个中介变量相应两个代理指标的估计结果见表6。表6中第(1)、(2)列分别为技术创新变量两个指标的估计结果,第(3)、(4)列为生产性服务业集聚变量两个指标的估计结果,第(5)、(6)列为强化环境监管力度变量两个指标的估计结果。可以看出,绿色金融对这三个中介变量的影响均在5%和1%的显著性水平上通过了检验,即三者均为绿色金融推动城市生态效益和经济效益双赢的重要渠道。

另一方面,新建企业进入市场的调节作用估计结果如表7所示。表7中第(1)、(2)列为引入新建企业进入情况及其与绿色金融的交互项的结果。从实证结果可以看出,交互项分别能够在

^①银保监会每年公布21家主要银行绿色信贷余额数据,其中3家政策性银行(国家开发银行、中国进出口银行和中国农业发展银行)数据披露较晚,数据较少,所以未纳入实证样本范围。

表6 技术创新驱动、生产性服务业集聚和强化环境监管力度三个变量的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inno1	Inno2	aggl1	aggl2	regulation1	regulation2
<i>GF</i>	0.1578*** (0.0187)	0.1419*** (0.0288)	0.0104** (0.0046)	0.0473*** (0.0034)	0.2496*** (0.0416)	0.0923*** (0.0150)
<i>hc</i>	0.1133 (0.1152)	-0.1518 (0.1491)	-0.0528 (0.0774)	-0.0518 (0.0562)	0.2725 (0.2416)	-0.2903 (0.2017)
<i>FDI</i>	-0.0018 (0.0025)	-0.0018 (0.0026)	-0.0057* (0.0033)	-0.0027 (0.0024)	0.0000 (0.0062)	0.0033 (0.0023)
<i>ind</i>	0.2718** (0.1074)	0.1181 (0.0789)	-0.0846 (0.0899)	0.1842*** (0.0653)	0.2979 (0.3597)	0.1203 (0.0984)
<i>gov</i>	-0.0478 (0.0623)	0.1104 (0.0986)	-0.0806 (0.3337)	1.3316*** (0.2423)	0.0055 (0.9948)	1.1882 (0.8352)
<i>RD</i>	2.5768* (1.3464)	6.0650** (2.3473)	0.1202 (0.1026)	0.0629 (0.0745)	0.3228 (0.2457)	-0.2626*** (0.0967)
<i>Internet</i>	-0.2127* (0.1083)	-0.1768 (0.1610)	0.0385 (0.0340)	-0.0487** (0.0247)	-0.2789 (0.1696)	-0.2160* (0.1126)
<i>new_infra</i>	-0.0742 (0.0911)	-0.1656 (0.1445)	0.0442 (0.0337)	-0.0271 (0.0244)	-0.1505 (0.1167)	-0.1343* (0.0791)
常数项	0.0006 (0.0529)	-0.0028 (0.0541)	1.0265*** (0.0685)	0.0782 (0.0497)	-0.2002 (0.1683)	0.0634 (0.0799)
城市和年份效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1872	1872	1815	1815	1872	1839
R ²	0.6150	0.5656	0.0660	0.1743	0.3963	0.4864

5%和1%的水平上通过显著性检验,并且估计系数为正,说明伴随着新建企业数量增加,更多企业进入市场,绿色金融对城市的生态效益和经济效益的影响均会得到强化。但是引入交互项后,两列绿色金融的系数均变为负数,分别为-0.0364和-0.1327,说明当新建企业指数为0时,此时市场中的厂商流动性差,绿色金融实际上难以发挥出好的效果。

(五) 异质性分析

实际上,绿色金融效果的发挥除受以上四种渠道的影响外,还受到金融人才、投资水平和金融科技等金融发展要素水平的影响,因此,厘清不同金融要素水平上绿色金融效果的差异性对优化绿色金融发展机制、提升双赢效果具有重要意义。

1.基于金融人才规模的异质性影响。本文采用城市金融业从业人员数量衡量金融人才规

模,根据每一年的中位数将城市划分为两组进行分组回归,结果见表8。从表8可以看出,只有金融人才规模较大的城市样本中绿色金融的检验结果才显著,说明在金融业从业人员规模大的城市,金融人才资源的积累为绿色金融对城市生态效益和经济效益的双赢提供了重要支撑,在项目识别、项目监督、投资管理等实现有效推动,而在缺乏金融人才支持的情况下效果大打折扣。

2.基于金融科技水平的异质性影响。本文采用北大数字普惠金融指数衡量城市金融数字化

表7 绿色金融实现“双赢”的调节机制:新建企业进入市场

变量	(1) ecology	(2) return
<i>GF</i>	-0.0364*(0.0209)	-0.1327*** (0.0464)
<i>GF</i> × <i>new_built</i>	0.0103** (0.0046)	0.0310*** (0.0102)
<i>new_built</i>	0.0003 (0.0027)	0.0009 (0.0059)
<i>hc</i>	0.0029 (0.0130)	-0.0008 (0.0288)
<i>FDI</i>	-0.0004 (0.0005)	-0.0047*** (0.0012)
<i>ind</i>	-0.0320** (0.0149)	0.0010 (0.0330)
<i>RD</i>	0.1229** (0.0566)	-0.2262* (0.1254)
<i>gov</i>	-0.0266 (0.0170)	0.2342*** (0.0376)
<i>Internet</i>	0.0265*** (0.0059)	-0.0047 (0.0130)
<i>new_infra</i>	0.0090 (0.0057)	0.0051 (0.0126)
常数项	0.1174*** (0.0146)	0.1095*** (0.0324)
城市效应	是	是
年份效应	是	是
样本量	1839	1839
R ²	0.1301	0.2743

表 8 异质性分析: 基于金融人才规模和金融科技水平的考察

变量	金融人才规模				金融科技水平			
	高 ecology	低 ecology	高 return	低 return	高 ecology	低 ecology	高 return	低 return
<i>GF</i>	0.0094*** (0.0010)	0.0121 (0.0090)	0.0073*** (0.0017)	0.0121 (0.0314)	0.0098*** (0.0011)	0.0006 (0.0018)	0.0055*** (0.0017)	-0.0029 (0.0105)
<i>hc</i>	0.0037 (0.0189)	-0.0096 (0.0205)	-0.0524* (0.0304)	0.1106 (0.0714)	-0.0055 (0.0182)	0.0575*** (0.0178)	-0.0215 (0.0285)	0.1196 (0.1058)
<i>FDI</i>	0.0021 (0.0014)	-0.0016*** (0.0004)	-0.0062*** (0.0023)	-0.0055*** (0.0015)	0.0015 (0.0012)	-0.0006** (0.0003)	-0.0054*** (0.0019)	-0.0060*** (0.0017)
<i>ind</i>	-0.0777** (0.0322)	-0.0143 (0.0130)	-0.1214** (0.0520)	0.0617 (0.0453)	-0.0872*** (0.0327)	-0.0077 (0.0080)	0.0474 (0.0511)	0.0134 (0.0478)
<i>gov</i>	-0.0967** (0.0433)	-0.0141 (0.0136)	0.2824*** (0.0701)	0.2212*** (0.0474)	-0.1292** (0.0546)	-0.0264*** (0.0083)	0.4484*** (0.0859)	0.2791*** (0.0495)
<i>RD</i>	0.2412** (0.1177)	0.0570 (0.0474)	-0.6170*** (0.1899)	-0.0729 (0.1649)	0.2310** (0.1132)	0.0466 (0.0304)	-0.3675** (0.1771)	-0.1323 (0.1808)
<i>Internet</i>	0.0386*** (0.0101)	0.0026 (0.0054)	-0.0066 (0.0163)	0.0050 (0.0188)	0.0270*** (0.0086)	-0.0035 (0.0047)	-0.0037 (0.0134)	-0.0236 (0.0281)
<i>new_infra</i>	0.0108 (0.0089)	-0.0043 (0.0081)	-0.0229 (0.0143)	0.0561** (0.0282)	0.0104 (0.0081)	-0.0026 (0.0061)	-0.0054 (0.0126)	0.0350 (0.0361)
常数项	0.1391*** (0.0266)	0.1094*** (0.0096)	0.2380*** (0.0429)	0.0510 (0.0333)	0.1637*** (0.0272)	0.0916*** (0.0059)	0.0917** (0.0425)	0.0885** (0.0351)
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	976	895	969	895	965	907	958	907
R ²	0.2045	0.1040	0.2794	0.2949	0.1970	0.2088	0.3242	0.2366
截面数	171	170	170	170	173	168	172	168

转型水平, 根据每一年的中位数将城市划分为两组, 结果仍见表8。金融科技水平与金融人才规模的估计结果类似, 即只有金融数字化转型程度高的城市, 绿色金融的影响效果才显著。这在一定程度上说明, 伴随金融数字化转型的深入, 金融科技为绿色金融实践提供了有力的支持, 如果要加强绿色金融的双赢效果, 就须不断提升金融科技水平。

3. 基于外来投资水平的异质性影响。本文根据中国区域创新创业指数中的外来投资笔数的数据将城市划分为高低两组, 实证结果见表9。从表9可以看出, 仍然是只有在外来投资较多的城市, 绿色金融的影响效果才显著。实际上, 大多数外来投资者拥有较为先进的管理理念, 投资的过程实际上也是管理经验和创新理念等信息传递的过程, 因此, 外来投资对于绿色金融体系的建设能够形成有益补充, 并依靠资金供给、参与管理和监督生产为绿色金融效果的发挥提供保障。

五、结论与对策

本文基于2013年到2019年中国278个地级市及以上级别城市的面板数据, 研究了我国整体和不同类型城市绿色金融的生态效益和经济效益, 主要结论如下: 首先, 绿色金融总体上不仅实现了城市生态效益的改善, 同样也促进了城市经济效益的提升, 对城市实现双赢提供了重要支持。其次, 理论结合实证证实了绿色金融将通过技术创新驱动效应、生产性服务业集聚和强化环境监管力度来驱动城市生态效益和经济效益的提升, 以及新建企业的入场将在其中发挥

表9 异质性分析:基于外来投资水平的考察

变量	高 ecology	低 ecology	高 return	低 return
<i>GF</i>	0.0107*** (0.0018)	-0.0014 (0.0035)	0.0060** (0.0027)	-0.0075 (0.0121)
<i>hc</i>	0.0027 (0.0186)	0.0142 (0.0204)	-0.0206 (0.0289)	0.0444 (0.0696)
<i>FDI</i>	0.0026** (0.0013)	-0.0016*** (0.0005)	0.0050** (0.0021)	-0.0092*** (0.0017)
<i>ind</i>	-0.0991*** (0.0323)	-0.0023 (0.0145)	-0.0219 (0.0503)	0.0287 (0.0496)
<i>gov</i>	-0.0836* (0.0487)	-0.0216 (0.0144)	0.3059*** (0.0759)	0.2362*** (0.0491)
<i>RD</i>	0.2373** (0.1165)	0.0609 (0.0533)	-0.5406*** (0.1816)	-0.0162 (0.1816)
<i>Internet</i>	0.0395*** (0.0090)	0.0048 (0.0079)	-0.0045 (0.0140)	-0.0247 (0.0268)
<i>new_infra</i>	0.0090 (0.0083)	-0.0011 (0.0095)	-0.0079 (0.0129)	0.0363 (0.0323)
常数项	0.1321*** (0.0278)	0.1045*** (0.0104)	0.0125 (0.0433)	0.1317*** (0.0356)
城市效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	956	883	956	883
R ²	0.1780	0.0654	0.3511	0.2430

重要的正向调节作用。最后,分组回归的实证结果表明只有在金融人才规模较大、金融科技水平较高和外来投资水平较高的城市,绿色金融才能显著促进城市生态效益和经济效益。据此本文提出如下对策建议:

第一,持续扩大金融人才规模,提升金融科技水平,充分赋能绿色金融。绿色金融效果的有效发挥,不管是生态效益还是经济效益,都与金融整体发展水平密切相关。只有在金融人才规模和金融科技水平得以提升的情况下,绿色金融才能产生更好的效果,因此,不能越过传统金融的发展而孤立地推动绿色金融的发展,应在传统金融发展的基础上持续提升绿色金融的发展水平。一方面,加大高素质绿色金融人才的培育,完善不同类型人才培养方案。如在全国层面组建专家学者高端智库,开展绿色金融前瞻性研究。在高校金融学专业培养计划中拓展绿色金融方向,考虑从信息技术、金融知识、环境知识等多个维度设计课程,培养复合型人才。另一方面,提高金融科技水平,利用金融数字转型助力绿色金融,真正让绿色金融获得技术的有效加持,让信息在数字化转型中逐步走向“对称化”,让金融机构能够通过权威渠道获取企业绿色信息,帮助市场机构有效增强风险识别能力与收益评估能力,从而不断提高绿色金融的商业可持续发展能力。

第二,畅通绿色金融影响渠道,有效引导支持城市生态效益和经济效益双赢发展。根据绿色金融发挥效果的影响机制,做好以下几方面的工作:一是健全完善新建企业审批制度,引导利用外部投资支持初创企业,鼓励新企业持续进入,激发市场竞争活力。二是搭建绿色发展科技创新服务平台,实现各类创新要素的整合,加强政产学研的优势互补与创新协作,建立创新竞争优势,为绿色金融支持城市创新打下良好基础。三是加强绿色金融与环境规制政策的协同,形成政策共振,倒逼污染性企业加强技术创新,使绿色企业发展壮大。四是加强绿色金融政策与产业政策的协同发力,如生产性服务业内部结构的优化升级和空间集聚,建立生产性服务业的引资机制,为生产性服务业的专业化和多样化集聚创造有利条件。

主要参考文献:

- [1] 白重恩,张琼. 中国的资本回报率及其影响因素分析[J]. 世界经济, 2014, (10).
- [2] 白俊红,蒋伏心. 考虑环境因素的区域创新效率研究——基于三阶段DEA方法[J]. 财贸经济, 2011, (10).
- [3] 包彤. 环境目标约束能够助推重污染制造业升级吗——来自“十一五”减排目标的证据[J]. 当代财经,

- 2023, (12).
- [4] 陈启斐, 钱非非. 环境保护能否提高中国生产性服务业比重——基于低碳城市试点策略研究[J]. 经济评论, 2020, (5).
- [5] 崔惠玉, 王宝珠, 徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. 中国工业经济, 2023, (10).
- [6] 方慧, 赵胜立, 吕静瑶. 生产性服务业集聚提高了城市FDI效率吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (7).
- [7] 傅亚平, 彭政钦. 绿色金融发展、研发投入与区域经济增长——基于省级面板门槛模型的实证[J]. 统计与决策, 2020, (21).
- [8] 黄韬. 商业银行绿色信贷的实现路径及其法律掣肘[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2021, (2).
- [9] 冀云阳, 毛捷, 文雪婷. 地方公共债务与资本回报率——来自新口径债务数据和三重机制检验的经验证据[J]. 金融研究, 2021, (6).
- [10] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5).
- [11] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013, (4).
- [12] 李江涛, 黄海燕. 绿色金融的生态环境效应——双碳目标下粤港澳大湾区的实践检验[J]. 广东财经大学学报, 2022, (1).
- [13] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J]. 经济研究, 2019, (3).
- [14] 刘奕, 夏杰长, 李焱. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济, 2017, (7).
- [15] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1).
- [16] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究, 2013, (4).
- [17] 祁毓, 卢洪友, 张宁川. 环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗——来自环保重点城市“达标”与“非达标”准实验的证据[J]. 财贸经济, 2016, (9).
- [18] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952—2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10).
- [19] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015, (3).
- [20] 唐绍沛, 吴威, 刘玮辰, 等. 高速铁路对生产性服务业空间集聚的影响——以长三角城市群为例[J]. 地理科学进展, 2021, (5).
- [21] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (4).
- [22] 王遥, 潘东阳, 彭俞超, 等. 基于DSGE模型绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究, 2019, (11).
- [23] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022, (8).
- [24] 文书洋, 张琳, 刘锡良. 我们为什么需要绿色金融?——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究, 2021, (12).
- [25] 武志. 金融发展与经济增长: 来自中国的经验分析[J]. 金融研究, 2010, (5).
- [26] 吴朝霞, 曾家豪, 刘泓轩, 等. 绿色金融促进治污减排机制与空间效应[J]. 经济地理, 2023, (10).
- [27] 谢锐, 陈严, 韩峰, 等. 新型城镇化对城市生态环境质量的影响及时空效应[J]. 管理评论, 2018, (1).
- [28] 许冬兰, 张新阔. 中国制造业服务化的绿色福利效应研究——基于污染改善与环境TFP双重视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021, (4).
- [29] 杨君, 刘瑶, 蒋墨冰. 房价上涨、建筑业扩张与中国制造业资本回报率——基于中国285个地级城市数据的实证[J]. 产业经济研究, 2020, (3).
- [30] 于冬菊. 金融机构发展绿色金融的影响因素研究——基于先行国家的实证检验[J]. 财经问题研究, 2017, (12).
- [31] 余奕杉, 卫平, 高兴民. 生产性服务业集聚对城市绿色全要素生产率的影响——以中国283个城市为例[J]. 当代经济管理, 2021, (4).
- [32] 张小可, 葛晶. 绿色金融政策的双重资源配置优化效应研究[J]. 产业经济研究, 2021, (6).
- [33] 张云, 方霞, 杨振宇. 数字金融、企业风险承担与技术创新[J]. 系统工程理论与实践, 2023a, (8).
- [34] 张云, 韩云, 吕纤. 机构投资者绿色关注的减排作用与溢出效应[J]. 经济学动态, 2023b, (10).
- [35] Arif A, Vu H M, Cong M, et al. Natural resources commodity prices volatility and economic performance: Evaluating the role of green finance[J]. *Resources Policy*, 2022, 76: 102557.

- [36] Lamperti F, Bosetti V, Roventini A, et al. Three green financial policies to address climate risks[J]. *Journal of Financial Stability*, 2021, 54: 100875.
- [37] Ronaldo R, Suryanto T. Green finance and sustainability development goals in Indonesian Fund Village[J]. *Resources Policy*, 2022, 78: 102839.

Can Green Finance Achieve “Win-Win” between Urban Ecological Benefits and Economic Benefits? Based on the Dual Perspectives of Environmental Regulation and Capital Allocation

Wu Yingtao¹, Zhang Yun², Ni Daohan³

(1. School of Finance and Business, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China;

2. School of Finance, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201620, China;

3. ESSEC Business School, Paris 95000, France)

Summary: Green transformation and development is an important issue in global climate change. As an important support for promoting green development, green finance has been highly valued by many countries. However, the public welfare attribute emphasized by “green” and the commercial nature required by “finance” bring conflicts, affecting the sustainable development of green finance. Taking prefecture-level 278 cities in China as the sample, this paper constructs a bilateral fixed effect panel model to empirically analyze the ecological benefits and economic benefits of green finance and the path to achieve “win-win” between them. The study finds that at present, China’s green finance has achieved the improvement of urban ecological benefits and economic benefits as a whole. Moreover, the results remain robust after replacing dependent variables and core explanatory variable proxy indicators, replacing empirical models, and using instrumental variables. Heterogeneity analysis finds that only when the scale of financial talents, the level of Fintech, and the level of foreign investment are above the median of sample city data, the “win-win” effect of green finance is more significant. From the perspective of channels, green finance can achieve “win-win” goals by driving technological innovation, gathering producer services, strengthening environmental supervision, and attracting new enterprises to enter the market. That is, the smooth flow of these channels plays an important role in the effectiveness of green finance. Therefore, it is necessary to optimize the allocation of green finance resources from the aspects of continuously improving the overall level of financial development and unblocking the influence channels of green finance, so as to give full play to the positive role of green finance in urban ecological benefits and economic benefits and promote the high-quality development of urban economy.

Key words: green finance; ecological benefits; economic benefits; environmental regulation; capital allocation

(责任编辑: 王西民)