

绿色金融对企业绿色创新的影响

王红, 苏政雄

(湖南农业大学商学院, 长沙 41000)

摘要: “双碳”战略背景下, 绿色金融已成为支持企业绿色创新、推动绿色经济发展的重要金融工具。基于2012—2021年的沪深A股上市公司数据, 利用固定效应模型检验绿色金融对企业绿色创新的影响。研究结果表明, 绿色金融显著促进了企业的绿色创新活动, 并且能够通过影响企业的研发投入来进而影响企业的绿色创新。且经过一系列稳健性检验, 该结论依然成立。进一步以企业所有制与地区进行异质性分析, 绿色金融对于国有企业与东部地区企业的绿色创新具有更大的作用。

关键词: 绿色金融; 绿色创新; 研发投入

中图分类号: F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)16-0001-06

当前, 经济绿色化转型成为高质量发展的必然选择。绿色金融逐渐成为引导金融资源由传统的高污染、高耗能产业向绿色、高新技术产业转移, 支持绿色创新, 实现绿色发展的重要支撑。因此, 研究绿色金融和绿色创新的关系, 对于实现绿色低碳发展、达成“双碳”目标、推动社会经济结构绿色转型具有重要的现实意义。

绿色金融是一种以政府为主导, 企业、金融机构以及公众共同参与的新型金融模式, 本质上是通过各种金融手段实现金融资源向绿色领域流动, 以实现经济的绿色可持续发展, 包括绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色租赁等各类产品与服务。关于绿色金融的经济效应可以从宏观、中观、微观三个层面进行梳理归纳。在微观层面, 多样化、针对性的绿色金融产品和服务模式能有效缓解企业融资约束, 拓宽企业的融资渠道, 实现贷款期限与创新项目周期匹配, 满足企业绿色创新的资金需求^[1]。企业应用新技术等创新成果能为企业降低市场运营成本, 并向社会输出更多的绿色产品与服务。同时, 绿色金融以优惠的利率和灵活的还款方式向居民提供消费贷等金融产品, 降低绿色消费的成本, 促进社会消费结构的升级优化, 使社会居民消费趋向绿色低碳^[2]。此外, 绿色金融还强化了金融机构对资金使用者的监督责任^[3], 提高金融机构对企业环境绩效的关注度, 降低自身的环境风险, 促进整

体业务效益的提升。在中观层面, 绿色金融通过发挥资源配置功能, 引导资源向绿色行业流动, 减少对“两高一剩”等行业的金融支持, 迫使相关行业加快自身的绿色化转型, 实现产业结构优化^[4]。另有绿色金融产品如绿色保险等为企业绿色创新活动兜底, 进一步分散或降低企业风险, 提升企业投资绿色创新活动的积极性, 促进绿色产业的可持续发展^[5]。在宏观层面, 绿色金融通过支持社会绿色创新, 提升社会绿色全要素生产率, 促进产业结构的优化升级, 引导绿色消费, 降低经济增长的资源环境代价^[6], 实现经济发展提质增效^[7]。

关于绿色创新的影响因素的文献指出, 环境规制与企业绿色创新呈倒“U”形关系, 弱环境规制会发挥创新补偿效应, 促进企业绿色创新; 而强环境规制会产生遵循成本效应, 抑制企业的绿色创新^[8]。经济发展水平高的地区能为企业提供良好的创新生态服务, 为创新成果产出与转化提供保障^[9]。另外, 企业自身的绿色技术与知识积累越多, 更能发挥累积效应与溢出效应, 其创新活动越容易出成果^[10]。除此之外, 外商直接投资水平、利益相关者、企业规模、公司治理等也会对企业绿色创新产生影响。

现阶段, 学术界已经较为全面地分析了绿色金融的经济效应与绿色创新的影响因素, 但对于绿色金融如何影响企业绿色创新的相关文献较少, 且绝

收稿日期: 2024-04-09

基金项目: 湖南省社会科学基金(20YBA143)

作者简介: 王红(1974—), 女, 湖南邵阳人, 博士, 副教授, 研究方向为公司治理和绩效评价; 苏政雄(2001—), 男, 湖南娄底人, 硕士研究生, 研究方向为绿色金融、企业财务绩效评价。

大部分基于双重差分模型考察《绿色信贷指引》、绿色金融改革创新试验区等绿色金融政策对于绿色创新的影响,鲜有文献通过全面衡量绿色金融发展水平来探究绿色金融对于企业绿色创新的影响。基于此,本文从绿色信贷、绿色债券、绿色保险、绿色投资和碳金融五大方面构建绿色金融发展水平测度指标体系,用以衡量各省绿色金融发展水平,并采用固定效应模型考察其对于微观企业的影响以及作用机制,以期丰富绿色金融与企业绿色创新的研究。

1 理论分析与研究假设

企业的绿色创新活动本质是一种投资行为,需要一定规模的长期稳定的资金投入,但创新活动的长周期性与高风险,会对企业资金链条造成压力,为了维持稳定运营,企业不得不寻求外部资金来缓解压力。而传统金融通常以利益为导向,更青睐于资金回流周期短、收益高的项目^[11],开展绿色创新的企业从传统金融市场获取金融资源的难度大。而绿色金融体系的建立拓宽了企业资金来源渠道,缓解了企业的融资约束问题,为研发创新提供支持。

绿色金融本质上是一种金融服务,绿色属性让其具有环境规制的功能,基于可持续发展目标,引导和激励资本流向绿色领域。相关绿色金融政策如《绿色信贷指引》明确规定要求金融机构优先支持绿色行业,减少和控制对重污染企业的贷款支持,同时,金融机构能针对绿色企业与项目实施差异化的普惠定价策略,根据绿色贷款制定灵活符合市场行情的普惠贷款利率优惠方案,如湖州银行推行的绿色园区贷款支持地方传统产业转型升级,中长期贷款平均执行利率仅为5.3%,低于同类型贷款定价。因此,绿色企业进行绿色创新活动能获得优先优惠的金融支持,提高企业融资的可获得性,缓解企业融资约束问题,并且绿色金融产品中绿色债券的长周期性能与企业绿色创新活动周期相匹配,能为企业研发提供充足而稳定的资金流,保障绿色创新活动的顺利进行;基于信号传递理论,企业申请或获得绿色金融资源会通过市场传递绿色信号,社会投资者受政策导向影响,会更青睐于这一类企业,为其提供资金支持^[12]。此外,企业申请绿色金融除了提供必要的公司财务信息,还需要向金融机构说明资金投资领域、使用情况、绿色项目规划等内容,投资者们也可以获得企业关于绿色投资、资金用途等相关方面的更多的信息,进而缓解

了企业与投资者之间的信息不对称问题,降低外部投资者所承受的信息风险。另外,绿色保险基于企业绿色标的所提供的绿色贷款保证保险、信用保证保险、首台(套)保险等服务,进一步降低了企业获取金融创新资金的难度,同时也为企业进行风险评估,提供风险分散机制^[13],强化企业创新项目的风险管理能力。

绿色金融通过发挥资源配置功能、降低企业内外部信息不对称程度、分散风险等途径缓解企业的融资约束问题,促进企业的研发投入的增加。同时,绿色金融政策明确规定企业获得的绿色金融资金用途,约束企业的“漂绿”行为,确保资金用于研发投入,进而促进企业的绿色创新。绿色金融保障企业绿色创新活动有着充足的研发资金,随着创新活动的推进,相关人才、技术与设备等创新资源不断积累,基于知识累积效应与溢出效应,企业的创新要素使用效率与创新能力得到进一步强化,研发产出与成果转化效率也实现提升。基于以上分析,提出以下假设。

H1:绿色金融的发展促进了企业的绿色创新;

H2:绿色金融通过增加企业研发投入对企业绿色创新产生正向影响。

2 研究设计

2.1 样本选择和数据来源

研究对象为2012—2021年沪深A股上市企业,并对样本进行以下处理:剔除金融类与ST类上市企业;剔除存在缺失值的样本;保留持续时间大于等于5年的样本;为避免回归结果受到极端值或异常值的影响,对所有连续变量在1%的水平上进行缩尾处理。最终得到2696家企业的23208个观测值。所使用的数据来源于国泰安数据库、国家统计局、中国研究数据服务平台(Chines research data services platform,CNRDS平台)、Wind数据库、全球统计数据/分析平台(economy prediction system, EPS数据平台)以及各类统计年鉴。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:绿色创新

采用企业的绿色发明专利授权数加1后取自然对数处理来代表企业的绿色创新水平。与实用新型、外观设计专利相比,发明专利通常具有更高的技术门槛,更能够展示企业的技术创新能力与竞争力。

2.2.2 解释变量:绿色金融发展水平

以《关于构建绿色金融体系的指导意见》为指

导,并结合曾学文等^[14]的做法,构建指标体系衡量绿色金融发展水平,如表1所示。该体系从五大方面衡量绿色金融,相较于单一指标更能反映绿色金融发展情况。

2.2.3 中介变量:研发投入

以企业研发支出在营业收入中的占比这一相对指标来衡量企业的研发投入情况,以此来考察研发投入在绿色金融与绿色创新关系中的中介作用。

2.2.4 控制变量

考虑企业层面其他因素可能会影响企业的绿色创新,选择企业年龄、现金比率、资产负债率、资本密集度、企业规模、托宾Q、两职合一情况、ROA和ROE作为控制变量。主要变量情况如表2所示。

2.3 模型设定

为分析绿色金融对企业绿色创新的作用机制,构建以下模型。

$$\ln GP_{et} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{pt} + \alpha_e Controls_{et} + \lambda_e + \mu_e + \vartheta_e + \epsilon_{et} \quad (1)$$

$$RDSR_{et} = \beta_0 + \beta_1 GF_{pt} + \beta_e Controls_{et} + \lambda_e + \mu_e + \vartheta_e + \epsilon_{et} \quad (2)$$

$$\ln GP_{et} = \gamma_0 + \gamma_1 GF_{pt-1} + \gamma_2 RDSR_{et-1} + \gamma_e Controls_{et} + \lambda_e + \mu_e + \vartheta_e + \epsilon_{et} \quad (3)$$

式中: e 为个体企业; p 为省份; t 为时间年份; $\ln GP_{et}$ 为被解释变量,表示 e 企业在 t 年的绿色创新; GF_{pt} 为解释变量,表示 p 省在 t 年的绿色金融发展水平; $RDSR_{et}$ 为中介变量,表示 e 企业在 t 年的研发投入情况; $Controls_{et}$ 为控制变量; λ_e 、 μ_e 、 ϑ_e 分别为个体固定效益、时间固定效应和行业固定效应; ϵ_{et} 为随机误差项。其中:模型(1)为基准回归模型,基于中介效应检验逐步法构建模型(2)和模型(3),用于检验研发投入的中介效应。因创新活动具有长周期性,研发投入对技术创新的作用可能存在滞后效应,因此对模型(3)中的绿色金融与研发投入变量进行滞后一期处理。

3 实证检验

3.1 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表4所示,可以发现,不同区域之间的绿色金融发展水平以及不同企业的绿色创新和研发投入均存在较大差距。控制变量方面,企业年龄均值为10.2994,营业收入增长率均值为0.1572,现金比率均值为0.8032,资产负债率均值为0.4229,资本密集度均值为2.5196,托宾Q的均值为2.0782,ROA与ROE的均值分别为0.0421和0.066。

表1 绿色金融发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标含义	方向
绿色金融	绿色信贷	高耗能工业利息支出占比	六大高耗能工业利息支出/工业利息支出	—
		环保上市公司借款规模	A股环保上市公司借款/A股上市公司借款	+
	绿色债券	环保企业市值占比	环保企业总产值/A股总市值	+
		高耗能工业市值占比	六大高耗能产业总市值/A股总市值	—
	绿色保险	农业保险深度	农业保险收入/农业总产值	+
		农业保险赔付率	农业保险支出/农业保险收入	+
	绿色投资	环境污染治理投资占比	环境污染治理投资/总投资	+
		地方财政环境保护	地方财政环境支出额/GDP	+
	碳金融	金融碳强度	碳排放量/GDP	—

表2 变量说明

变量名称	符号	说明
绿色创新	lnGP	企业发明专利授权数+1取自然对数
绿色金融	GF	由表1指标体系熵值法求得
研发投入	RDSR	企业研发支出/营业收入
企业年龄	Age	企业当年成立年数+1取自然对数
现金比率	Cash	现金及现金等价物/流动负债
资产负债率	Lev	总负债/总资产
资本密集度	Capital	总资产/营业收入
企业规模	Size	ln(总资产)
托宾Q	TobinQ	市值/总资产
两职合一情况	DUAL	董事长与总经理是否为同一人:否:0;是:1
总资产净利率	ROA	净利润/总资产
净资产收益率	ROE	净利润/股东权益

表4 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
lnGP	23 208	0.141 6	0.439 1	0.000 0	2.564 9
GF	23 208	0.192 8	0.089 5	0.094 0	0.552 3
RDSR	23 208	0.018 1	0.032 85	0.000 0	0.175 8
Age	23 208	2.126 5	0.860 1	0.000 0	3.332 2
Cash	23 208	0.803 2	1.225 1	0.021 2	7.939 6
Lev	23 208	0.422 9	0.205 5	0.057 1	0.912 9
Capital	23 208	2.519 6	2.084 3	0.437 7	13.692 7
Size	23 208	22.248 5	1.323 0	19.885 2	26.365 6
托宾Q	23 208	2.078 2	1.365 0	0.851 6	8.912 1
ROA	23 208	0.042 1	0.065 0	—0.238 6	0.223 7
ROE	23 208	0.066 0	0.126 8	—0.626 8	0.351 0

3.2 基准回归结果分析

绿色金融与企业绿色创新基准回归结果如表5所示。表5列(1)中绿色金融的回归系数为0.2417,且在1%的水平上显著,表明绿色金融发展越好,企业绿色创新程度越高。因此,H1得到证实,即绿色金融能促进企业的绿色创新。

3.3 稳健性检验

为增强上述结论的说服力和可靠性,本文通过以下方式进行稳健性检验。

一是替换被解释变量,用绿色专利授权数占公司专利授权总数的比例来替换被解释变量,以符号lnGPR表示,该数值越高,表明该企业更加注重绿色创新,表6列(1)为替换被解释变量后的回归结果,在更换被解释变量之后结果依然显著为正,H1依旧成立。

二是剔除特殊样本,考虑到直辖市有着较大的经济、政治特殊性,在剔除直辖市的样本后重新进行回归检验,回归结果如表6列(2)所示,绿色金融的系数依然显著为正,说明绿色金融能够显著提升企业绿色创新的结论仍然成立。

三是剔除异常值影响,为了进一步考虑异常值的潜在影响,对连续变量分别在2%与5%的位置上重新进行缩尾处理,结果如表6列(3)和列(4)所示,结果仍然显著,说明主要结论依旧可靠。

表5 基准回归结果

变量	(1)
	lnGP
GF	0.2417*** (4.824 4)
Age	0.007 0 (0.906 3)
Cash	-0.002 2 (-0.876 8)
Lev	-0.026 7 (-1.166 6)
Capital	-0.002 9* (-1.678 5)
Size	0.028 3*** (4.975 4)
托宾 Q	0.002 6 (1.140 7)
DUAL	-0.010 7 (-1.604 0)
ROA	-0.122 0 (-1.458 9)
ROE	-0.026 0 (-0.698 2)
常数项	-0.563 7*** (-4.012 6)
观测值	23 208
Ind	Yes
Year	Yes
Firm	Yes
R ²	-0.111 3
F	11.301 0

注:*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平;括号内为t值。

3.4 中介效应检验

为检验绿色金融是否通过研发投入这一中介变量影响企业绿色创新,现对其进行回归分析,表7为中介效应的回归结果。其中,列(1)为基准回归结果,列(2)显示,绿色金融系数为0.044 9,且在1%的水平上显著为正,表明地区绿色金融发展水平越高,企业可以更容易地获得外部融资,进而满足或加大企业研发投入所需资金;列(3)结果显示,研发投入的系数为0.646 1,且在1%的水平上显著,表明企业的研发投入增加,企业可利用的创新资源得到增加,企业创新效率进一步提高,进而促进企业绿色创新。通过逐步法检验研发投入的中介效应,得到的结果显示研发投入的中介效应显著,说明绿色金融能够通过影响企业的研发投入进而影响企业绿色创新,证实了H2。

3.5 异质性分析

3.5.1 区域异质性分析

不同地区的经济发展各方面或多或少存在差异,为验证区域差异是否会对绿色金融的效果产生影响,将样本划分为东、中、西部三个地区子样本并进行分组回归。现实条件下,地区经济发展水平呈现东高西低的局面,西部地区金融发展水平低,金融资源较为匮乏,相关的基础设施与东、中部地区相比存在较大差距。因此,处于西部地区的企业获取外部融资的难度更大,企业创新活动所需资金大多数依靠内部资源,难以覆盖整个创新项目周期。相比之下,东、中部地区有着更丰富的社会资源条件,金融体系更为健全,市场机制更为完善,因此,这两地的企业融资渠道更多,其融资成本更低。回归结果如表8列(1)~列(3)所示,绿色金融在1%

表6 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnGPR	lnGP	lnGP	lnGP
GF	0.014 9*** (2.786 0)	0.370 1*** (4.434 2)	0.213 3*** (4.415 2)	0.180 5*** (3.877 3)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.028 9* (-1.926 7)	-0.554 6*** (-3.610 1)	-0.421 6*** (-3.223 3)	-0.279 2** (-2.492 4)
观测值	23 208	18 561	23 208	23 208
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	-0.129 1	-0.113 0	-0.114 1	-0.117 3
F	2.173 8	9.192 6	9.855 3	8.198 8

注:*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平;括号内为t值。

表 7 研发投入的中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnGP	RDSR	lnGP
GF	0.241 7*** (4.824 4)	0.044 9*** (12.599 5)	
L. RDSR			0.646 1*** (5.972 4)
L. GF			0.202 1*** (3.649 3)
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	0.032 9 (0.453 1)	-0.022 5** (-2.252 7)	-0.548 0*** (-3.485 8)
观测值	23 208	23 208	20 511
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes
R ²	-0.113 5	0.453 5	-0.132 3
F	13.176 4	610.775 3	9.301 9

注: *、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;括号内为 *t* 值。

的显著水平上正向影响东部地区企业的绿色创新,而在 10%的显著水平上影响中部地区企业绿色创新,但对西部地区企业绿色创新的影响不显著。

3.5.2 产权性质的异质性分析

为考察绿色金融对企业绿色创新的影响是否会因为企业产权的不同而产生不同的影响,将样本按产权划分为国企与非国企两个子样本,并分别进行回归检验。结果如表 8 列(4)和列(5)所示。国有企业子样本的回归结果中,绿色金融的系数在 1%水平上显著为正,而非国有企业子样本的回归结果仅在 10%水平上显著,相比之下,绿色金融对国有企业绿色创新的促进作用更强。这是因为国有企业在获得政府支持和外源融资等方面具有更大的优势,同时国有产权使得国有企业有着政府背书兜底,本身存在一定的声誉效应,获取绿色金融的难度更低。

4 结论与建议

基于 2012—2021 年沪深 A 股上市公司样本数据,实证分析绿色金融对企业绿色创新的作用机制,得到以下结论。

(1)绿色金融的发展对于企业绿色创新具有显著的促进作用,且企业研发投入在其中发挥着重要的中介作用。

(2)绿色金融对于企业绿色创新的作用效果受区域发展水平、企业所有制的影响,对东部地区的作用效果最强,中部地区次之,对西部地区不显著;对于国有企业绿色创新的提升作用要强于非国有企业。

表 8 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部 lnGP	中部 lnGP	西部 lnGP	国企 lnGP	非国企 lnGP
GF	0.179 2*** (2.763 0)	0.408 8* (1.735 4)	0.100 4 (0.959 5)	0.374 8*** (4.952 1)	0.127 2* (1.804 2)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.690 0*** (-3.997 5)	-0.546 9 (-1.536 5)	0.143 8 (0.406 0)	-0.452 0 (-1.640 1)	-0.834 7*** (-4.882 5)
观测值	17 209	3 142	2 857	8 315	14 893
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	-0.113 4	-0.110 9	-0.101 5	-0.109 1	-0.129 4
F	9.341 1	2.514 5	2.815 3	6.443 9	6.744 9

注: *、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;括号内为 *t* 值。

基于以上研究结论,提出以下几点建议。

(1)持续推进绿色金融体系建设,推进绿色金融可持续发展。结合市场实践发展完善绿色金融的统一标准、规范与统计制度等基础性制度,实现绿色金融市场的有序发展;加强绿色金融供给侧建设,引导社会资本有序参与绿色金融市场,扩大绿色金融市场规模;鼓励支持金融机构创新发展绿色金融产品与服务,以多元化的金融产品满足多元化的市场需求。加强资金使用监督管理,确保资金精准支持,对于企业的绿色金融申请,提高对企业绿色创新的权重评估,重点关注绿色创新绩效,使得绿色金融资源切实流向绿色产业或项目。

(2)完善风险管理与激励机制,促进绿色金融与绿色创新的协同发展。通过政策激励、税收减免等方式鼓励金融机构因地制宜,丰富绿色保险产品体系,开发有针对性的创新产品与服务,以此弱化或分担金融需求者的潜在风险。此外,建立健全绿色项目信息披露机制,加强对绿色项目的评估,提高绿色项目的信息透明度,规避信息风险。同时,定期对金融机构的绿色投融资绩效进行考评,在金融机构考评体系中增加绿色项目投资占比、绿色投融资信息披露等维度,并对考评优秀的金融机构予以一定利率优惠和财政支持。

(3)因地制宜,实施差异化的绿色金融区域发展政策。首先,东部地区坚持并完善现有的绿色金融发展体系,实现绿色金融发展创新,顺应绿色经济发展的时代趋势。其次,加强对中、西部地区的支持力度,通过财政投资、转移支付等手段缩小区域经济发展差距,借鉴东部地区的发展模式,建立适合本地的绿色金融发展模式。此外,加强环境保

护力度,注重经济建设与生态文明建设协调发展,避免以环境为代价来实现经济发展。

参考文献

[1] 夏雨,刘婷婷,魏明侠.绿色金融对企业绿色创新影响的实证研究[J/OL].重庆工商大学学报(社会科学版),1-16 [2024-04-08]. <https://link.cnki.net/kcms/detail/50.1154.C.20230927.1656.003>.

[2] 姚战琪,夏杰长.绿色金融政策与绿色消费发展——基于绿色金融改革创新试验区与合成控制法[J].中国流通经济,2023,37(8):101-115.

[3] 王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188.

[4] 丁攀,金为华,陈楠.绿色金融发展、产业结构升级与经济可持续增长[J].南方金融,2021(2):13-24.

[5] 刘兆赢,张宪昌.绿色金融、技术创新与产业结构优化升级[J].科技和产业,2024,24(3):112-118.

[6] 周琛影,田发,周腾.绿色金融对经济高质量发展的影响效应研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2022,28(6):1-13.

[7] 汪明月,张浩,李颖明,等.绿色技术创新绩效传导路径的双重异质性研究——基于642家工业企业的调查数据[J].科学学与科学技术管理,2021,42(8):141-166.

[8] 任建辉,赖琳琳,何则,等.基于绿色专利的黄河流域绿色创新格局的时空演进及影响因素[J].世界地理研究,2023,32(9):78-92.

[9] 许玉洁,刘曙光.黄河流域绿色创新效率空间格局演化及其影响因素[J].自然资源学报,2022,37(3):627-644.

[10] 马文聪,侯羽,朱桂龙.研发投入和人员激励对创新绩效的影响机制——基于新兴产业和传统产业的比较研究[J].科学学与科学技术管理,2013,34(3):58-68.

[11] 康雯,吴云霞.绿色金融、融资约束内在机理与反融资约束效应[J].经济问题探索,2022(6):124-133.

[12] 于波.绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新?[J].经济管理,2021,43(11):35-51.

[13] 潘明清,谢清华,崔冉.资源配置视角下绿色金融对绿色技术创新的影响研究[J].经济问题,2024(4):52-59.

[14] 曾学文,刘永强,满明俊,等.中国绿色金融发展程度的测度分析[J].中国延安干部学院学报,2014,7(6):112-121.

Impact of Green Finance on Enterprise Green Innovation

WANG Hong, SU Zhengxiong

(School of Business, Hunan Agricultural University, Changsha 41000, China)

Abstract: Under the background of the “dual carbon” strategy, green finance has become an important financial tool to support enterprise green innovation and promote the development of green economy. Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2021, a fixed effects model was used to test the impact of green finance on corporate green innovation. The research results indicate that green finance significantly promotes the green innovation activities of enterprises and can influence their green innovation by influencing their R&D investment. After a series of robustness tests, this conclusion still holds. Further heterogeneity analysis based on enterprise ownership and region reveals that green finance plays a greater role in promoting green innovation between state-owned enterprises and enterprises in the eastern region.

Keywords: green finance; green innovation; R&D investment