

绿色信贷对绿色经济增长的影响机制研究

熊婷燕, 廖迎, 何志毅

(江西财经大学统计与数据科学学院, 江西 南昌 333013)

摘要: 在梳理绿色信贷促进绿色经济增长相关理论的基础上, 构建绿色经济与绿色技术水平的GML指数, 并使用不同回归方法进行实证, 结果表明: 绿色信贷政策既可以直接促进绿色经济增长, 也可以通过推动绿色技术进步与绿色产业转型促进绿色经济增长; 同环境强度规制下的绿色信贷政策效应存在较为明显的异质性, 绿色信贷政策在低环境规制强度区域政策效应较强, 在高环境规制强度区域政策效应较弱。

关键词: 绿色信贷政策; 绿色经济增长; 绿色技术进步; GML指数

中图分类号: F830.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2023)05-0020-11

一、引言

随着快速工业化与城镇化进程的推进, 中国整体经济增长迅猛, 但快速发展的背后蕴藏着巨大的环境问题。以粗放式发展来实现快速经济增长的方式注定是缺乏质量、不可持续的。为实现高质量发展, 坚定保护环境的基本国策、走清洁低碳的绿色发展道路, 已成为推进高质量发展的必然选择。目前, 中国的融资方式仍然以间接融资为主。在此背景下, 绿色信贷政策对推进绿色发展有着不可或缺的重大意义。2012年2月24日, 中国银监会发布《绿色信贷指引》, 明确了绿色信贷政策的标准, 为后续政策实施提供了详细的操作意见, 也意味着绿色信贷政策的正式实施。作为当今全球第二大经济体, 中国目前仍面临严峻的环境压力, 污染排放和生态破坏的严峻形势没有根本改变(季凯文和罗璐慧, 2022)^[1], 部分地区仍然过分注重GDP数量上的增长, 从而导致信贷资源向重污染企业倾斜(Dong et al, 2019)^[2]。绿色信贷政策作为政策工具, 有利于正确引导信贷资源向绿色产业倾斜, 对我国经济由“粗放式增长”向“集约式发展”转变, 进而改变我国环境现状有着重要作用。

中国大部分企业的融资方式仍以间接融资为主。正因如此, 绿色信贷政策在整个绿色金融政策体系中极为重要, 是实现绿色发展的必由之路。目前, 研究绿色信贷政策对绿色经济增长的文献中, 多数探讨绿色信贷政策对绿色经济增长的直接作用, 较少考虑绿色信贷政策是通过何种路径对绿色经济增长产生间接作用的。除此以外, 较少研究环境规制强度对绿色信贷政策的影响, 不同环境规制强度下区域的绿色信贷政策效应是否存在异质性? 因此, 研究绿色信贷政策对绿色经济增长的影响机制与影响的异质性, 将丰富绿色信贷政策、绿色经济增长相关研究的理论体系, 有利于挖掘绿色信贷政策促进绿色经济增长的潜在动力。

收稿日期: 2023-04-26

基金项目: 国家社会科学基金项目“金融资本服务我国制造业高质量发展的统计测度与评价研究”(20BTJ008); 江西省高校人文社会科学研究青年项目“绿色金融服务制造业高质量发展的统计测度与评价研究——以江西赣江新区绿色金融改革创新改革试验区为例”(TJ20201); 第70批博后面上资助项目“‘双碳’目标下绿色金融发展对制造业绿色转型的影响研究”(2021M701509)

作者简介: 熊婷燕(1981—), 女, 江西奉新人, 博士, 讲师, 研究方向为绿色金融、全要素生产率、应用计量经济学。

二、文献综述与理论机制

(一) 文献综述

目前学术界普遍认为通过金融中介机构,推行绿色金融政策可以有效落实环境保护政策,解决污染问题。而绿色金融政策中最具可实施性、适用范围最广的途径是通过商业银行对重污染企业进行信贷约束,而给予绿色企业利率优惠与信贷支持(李晓西等,2015)^[3]。部分学者通过构造准自然实验,对比政策实施后重污染企业的投融资行为,发现绿色信贷政策显著抑制了这些企业的重污染投资,导致其债务成本显著上升、经营绩效大幅下滑(苏冬蔚和连莉莉,2018;丁杰,2019)^[4-5]。绿色信贷政策虽然抑制重污染企业的投融资行为,但并不会对总体经济产生较为严重的负面影响,主要由于绿色信贷政策可以显著促进产业结构升级(李毓等,2020)^[6],一定强度的绿色信贷政策不仅可以提高绿色信贷量,改善环境,而且不会对产出与就业产生显著负面影响(王遥等,2019)^[7]。

传统经济学认为经济持续增长的动力来自技术进步,技术进步所导致的生产率提高是经济增长的根本原因(Slow,1957)^[8]。金融机构在经济增长中的重要作用之一是通过优化资源配置效率,促进相应产业的技术进步(Beck & Levine,1997;易信与刘凤良,2015;钱水土与周永涛,2011)^[9-11]。因此,部分学者认为实现绿色经济增长、追求高质量发展的根本动力在于绿色技术进步与绿色生产率提高(张俊,2016)^[12],而金融机构的偏向性资源再分配策略是促进绿色技术进步的重要手段(张宇与钱水土,2021)^[13]。绿色信贷政策可以通过金融机构来影响企业投融资行为从而间接推动企业绿色技术创新(何凌云等,2019)^[14]。

综上,国内外文献对绿色信贷政策是否可以促进绿色经济增长进行了大量讨论,大部分研究结果均论证了绿色信贷政策的有效性,但关于绿色信贷政策对绿色经济增长的影响机制的理论说明仅停留在一般性辨析,鲜有文献深入解释绿色信贷政策是通过何种方式来影响绿色经济增长的。除此以外,大部分文献聚焦绿色信贷政策的有效性,但在绿色信贷政策出台前,已有相应的环境规制政策,而这会导致中国不同区域之间的绿色信贷政策效应存在巨大异质性,现有研究对绿色信贷政策的这种异质性研究寥寥无几。基于此,首先构建一个两部门的内生增长模型,通过引入并变换绿色信贷政策这一外生变量,说明绿色信贷政策对绿色经济增长的具体影响机制。通过构建包含非期望产出的GML指数来表示绿色经济增长,沿着现有研究路径,利用全国30个省份面板数据(不包括西藏、港澳台地区),对绿色信贷政策的影响机制以及绿色信贷政策效应的异质性进行实证分析。

与现有研究相比,可能的创新之处体现在:第一,分析了绿色信贷政策的影响因素,详细解释了绿色信贷影响绿色经济增长的机制;第二,使用了全局的GML指数衡量绿色经济,相比ML指数,GML指数可以更好地满足循环性,可靠性更强;第三,进一步研究了不同环境规制强度下绿色信贷政策效应的异质性,可为绿色信贷的后续执行提供参考。

(二) 理论机制

首先,绿色信贷政策可以通过降低绿色产业的融资成本、提高绿色产业的生产效率来直接促进绿色经济增长。一方面,传统信贷为了保证资金的安全回收与利用效率,一般不会选择帮助长周期、低回报的绿色产业进行融资。金融机构出于对风险补偿与自身利益考虑,在传统信贷体系下,绿色产业的融资成本会相对提高、融资时间变长,出现“融资难、融资贵”难题。绿色信贷政策通过偏向性的分配政策,对绿色产业进行信贷额度与利率支持,有利于降低绿色产业交易成本。除此以外,金融机构在贷款后会对绿色产业资金使用进行及时跟踪,对高效、节能、低污染的企业会追加资金注入,以此来鼓励绿色产业整体生产效率的提高。

其次,绿色信贷政策可以通过促进绿色产业转型、绿色技术进步来间接驱动绿色经济增长。绿色信贷政策可以降低整体绿色产业的融资成本,促使资金从传统的高耗能项目向绿色项目转移,推动绿色产业转型;绿色项目在前期存在“高风险、高回报”的特征,这个时期传统信贷难以发挥作用。而绿色信贷政策能够帮助绿色产业在前期拓宽融资渠道,降低绿色产业的创新风险,进而激励绿色产业的绿色技术进步。绿色产业转型可以帮助产业结构合理化,提高绿色产业的竞争程度,提升绿色产业的生产效率,最终促进绿色经济增长;绿色技术进步可以显著提高绿色产业生产率和资源的利用效率,最终促使绿色经济增长。具体如图1所示。

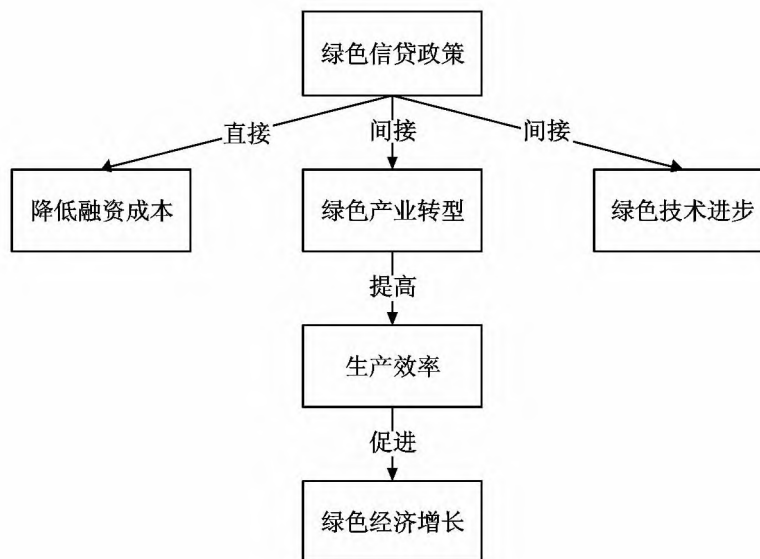


图1 绿色信贷政策对绿色经济增长的影响机制

三、研究设计

(一) 变量选取

为综合验证前文理论模型中的结论,考虑到绿色信贷相关数据的可得性,使用六大高耗能产业利息支出在工业产业利息总支出的占比作为反向指标用以测度绿色信贷与综合衡量信贷利率与信贷额度的综合影响。同时考虑到绿色经济增长会受到其他因素的影响,在借鉴其他文献成果的基础上,引入模型的变量如下:

1. 被解释变量。衡量绿色经济增长的关键是要看绿色全要素生产率是否增长(Davici, 1996; Lucas, 1988; 王兵和刘光天, 2015) ^[15-17], 因此, 部分学者把绿色全要素生产率作为衡量绿色经济的指标(谢婷婷和刘锦华, 2019) ^[18]。使用超效率 SBM 模型结合 GML 指数来测度绿色全要素生产率, 并将其作为被解释变量衡量绿色经济增长。在张帆(2017) ^[19] 的研究基础上, 构建如下绿色全要素生产率指标体系。

表1 绿色全要素生产率评价指标体系

类别	变量	数据及说明	单位
投入	资本投入	当年经过折旧后的固定资本存量	亿元
	劳动投入	当年就业人数	万人
	能源投入	折算成标准煤后的能源消耗总量	万吨标准煤
期望产出	名义 GDP	当年名义 GDP	亿元
	实际 GDP	以 2004 年为基期计算的 GDP	亿元
非期望产出	化学需氧量	当年工业废水中的化学需氧量	吨
	二氧化硫排放量	当年工业废气中二氧化硫排放总量	万吨

2. 解释变量。目前对绿色信贷指标的测量主要包括三种: 第一, 将商业银行的绿色信贷占比作为正向指标来测度绿色信贷指标(张琳和廉永辉, 2020) ^[20]; 第二, 计算六大高耗能产业利息支出在工业产业利息总支出的占比作为反向指标测度绿色信贷指标(谢婷婷和刘锦华, 2019) ^[18]; 第三, 通过重要政策时点虚拟变量来测度绿色信贷政策(连莉莉, 2015; 李毓等, 2020) ^{[21][6]}。为进一步检验理论模型中的假说理论, 检验绿色信贷额度与绿色信贷利率对于绿色经济的综合影响, 使用高耗能产业利息支出在工业产业利息总支出的占比作为反向指标测度绿色信贷政策。

3. 控制变量。为控制其他因素影响, 借鉴现有研究, 选取的控制变量包括: (1) 政府干预(gn)。政府对企业的补贴会一定程度影响绿色经济增长、绿色技术进步与产业转型, 采取政府消费支出占总消费支出的比

例来描述政府干预程度。(2) 城镇化程度($lsupl$)。较高的城镇化会带来经济的整体发展,对绿色经济增长与绿色技术进步带来一定影响,采取城镇人口占各地区年末总人口的比重来描述城镇化程度。(3) 外商投资(fdi)。外商投资是影响绿色经济增长的重要因素,但其作用机制较为复杂,对绿色经济增长也具有不确定性^[22],采用地区实际利用外资总额占该地区 GDP 的比重来描述外商投资。(4) 固定投资水平(iv)。固定投资水平的高低侧面反映了地区生产设备、生产场地的建设,可反映地区经济发展潜力的大小,采用固定资产投资总规模与地区 GDP 比值来描述固定投资水平。(5) 技术发展水平(te)。科技水平的发展会对产业转型与经济增长产生显著的影响,采用 R&D 经费与地区 GDP 比值来描述技术发展水平。

(五) 数据来源

根据研究目的和数据可获得性,采用 2005—2018 年全国 30 个省份(西藏除外) 投入产出等变量的数据。所有基础数据主要来自历年《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及相关省份统计年鉴以及 EPS 数据库,对于少量缺失数据,使用插值法进行补充。数据的描述性统计分析如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计表

变量类型	变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色经济(TFP)	420	1.411	0.785	0.306	4.630
解释变量	绿色信贷(cre)	420	0.548	0.139	0.220	0.906
	政府干预(gn)	420	0.289	0.061	0.190	0.4790
	城镇化程度($lsupl$)	420	0.532	0.140	0.268	0.896
控制变量	外商投资(fdi)	420	0.008	0.008	0.000	0.064
	固定投资水平(iv)	420	2.141	0.909	0.701	6.153
	技术发展水平(te)	420	0.404	0.806	0.000	5.119

以 2012 年 2 月 24 日中国银监会发布的《绿色信贷指引》为时间节点,综合考量 2012 年以前与 2012 年以后的绿色全要素生产率与绿色技术水平。结合超效率 SBM 模型与 GML 指数,测得全国各省的 GML 指数,用来代表绿色全要素生产率 TFP,再对其进行分解,之后得到绿色技术效率指数 TE 与绿色技术水平指数 TC。绿色信贷前平均的 TFP、TE、TC 分别为 1.2446、1.0486 与 1.1194;绿色信贷后平均的 TFP、TE、TC 分别为 1.6806、1.0662、1.5690。对比绿色信贷前,绿色信贷后的 TFP 与 TC 增长率分别为 35.03% 与 40.16%。绿色信贷后大部分时期的全要素生产率均实现了增长,由此可知绿色信贷政策促进了绿色经济增长与绿色技术进步。

表 3 全国绿色全要素生产率及成分变化表

年份	TFP	TE	TC
绿色信贷前平均	1.244	1.048	1.119
2005—2006	1.164	1.164	1.000
2006—2007	1.175	1.019	1.164
2007—2008	1.209	1.029	1.175
2008—2009	1.255	1.041	1.209
2009—2010	1.259	1.020	1.255
2010—2011	1.297	1.035	1.259
2011—2012	1.350	1.030	1.297
绿色信贷后平均	1.680	1.066	1.569
2012—2013	1.379	1.031	1.350
2013—2014	1.458	1.059	1.379
2014—2015	1.494	1.059	1.379
2015—2016	1.549	1.038	1.494
2016—2017	1.799	1.142	1.549
2017—2018	1.952	1.081	1.799
2018—2019	2.129	1.082	1.949

四、实证结果

(一) 基准模型

为检验绿色信贷是否可以通过调节信贷利率与信贷额度进而影响绿色经济增长,同时为了消除异方差影响,对各个变量取对数处理,构建的基准模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln cre_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j \ln X_{it}^j + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Y_{it} 表示被解释变量,包括 TFP 、 TC 、 TRA ; cre_{it} 表示核心解释变量,为绿色信贷反向指标; X_{it}^j 表示不同的控制变量; μ_{it} 表示区域固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

收集整理 2005—2018 年我国 30 个省份(西藏除外)的面板数据进行实证分析,由于收集整理的数据为短面板,且为了便于比较和提高估计结果的稳健性,分别用混合 OLS 模型、面板固定与随机效应模型对式(1)进行估计,估计结果如表 4 所示。

表 4 绿色信贷对绿色经济的影响

变量	混合 OLS	FE	FGLS	MLE
	(1)	(2)	(3)	(4)
lncre	-0.2104** (0.0963)	-0.3536*** (0.0928)	-0.3437*** (0.0918)	-0.3447*** (0.0493)
lngn	-0.1427 (0.1014)	-0.0583 (0.1511)	-0.0701 (0.1473)	-0.0688 (0.0716)
lnlsupl	0.9457*** (0.0852)	1.3415*** (0.1579)	1.2767*** (0.1588)	1.2833*** (0.0961)
lnfdi	-0.0244 (0.0189)	-0.0631** (0.0209)	-0.0642*** (0.0209)	-0.0642*** (0.0097)
lniv	-0.0451 (0.0553)	-0.2060** (0.0629)	-0.1860*** (0.0617)	-0.1881*** (0.0364)
lnite	-0.0223*** (0.0078)	0.0116** (0.0044)	0.01122*** (0.0043)	0.0113** (0.0045)
_cons	0.3047 (0.1945)	0.7138** (0.3089)	0.6399* (0.3378)	0.6476*** (0.1584)
N	420	420	420	420
R ²	0.3320	0.6964	0.6961	
P(LR)				0.0000

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为标准误。

表 4 报告了绿色信贷政策对绿色经济的影响,表中的列(1)~列(4)分别代表了混合回归、固定效应回归以及使用 FGLS 与 MLE 估计的随机效应回归。可以发现混合回归模型的估计效果最差,由于截距项固定,导致四个模型中的截距项均显著的同时重要变量系数不显著,无法解决内生性问题,相比较而言,固定效应模型与随机效应模型的系数具有更高的精确度。

对比发现,列(1)~列(4)的绿色信贷政策变量系数均在 5% 的水平上显著为负,说明绿色信贷政策对绿色经济增长有显著正向影响;政府干预水平与科技发展水平的系数不显著,说明政府干预与科技发展并没有显著促进绿色经济增长,可能是政府干预与科技发展均作用于整体经济,并没有特定作用于绿色经济、绿色产业发展;城镇化程度对绿色经济增长的系数在 1% 的水平上显著为正,城镇化进程为经济增长提供了基础环境,对绿色经济增长有着显著的促进作用;值得注意的是,外商投资水平与固定资产投资水平在列(2)~列(4)为显著的负值,可能是由于我国大部分地区的投资流向了传统的高排放、高耗能产业,在“中国式央地分权”背景下,地方政府官员为了获得更多的政治升迁机会,就必须在政绩上有所作为,进而以“GDP 至上”为准则,发展粗放型的基础设施建设项目,投资更多高绩效高税收高污染的企业(王建丰和郭佳良,2012)^[23]。

(二) 绿色信贷对绿色经济的机制分析

为分析绿色信贷政策通过信贷额度与信贷利率对绿色经济的作用路径,参考陈志刚和弓怡菲(2022)^[24]的研究,构建如下模型检验绿色技术与绿色产业转型的中介效应。

$$\ln TC_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln cre_{it} + \sum_{j=2}^n \delta_j \ln X_{it}^j + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln TFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln cre_{it} + \theta_1 \ln TC_{it} + \sum_{j=3}^n \theta_j \ln X_{it}^j + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln TRA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln cre_{it} + \sum_{j=2}^n \gamma_j \ln X_{it}^j + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln TFP_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 \ln cre_{it} + \kappa_1 \ln TRA_{it} + \sum_{j=3}^n \kappa_j \ln X_{it}^j + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(2)中, TC_{it} 表示绿色技术水平;式(4)中 TRA_{it} 表示绿色产业转型,采用能源消耗强度这一反向指标来对其进行衡量:

$$TRA = \frac{AN}{GDP} \quad (6)$$

式(6)中, AN 表示以煤炭为代表的能源消耗总量, GDP 表示地区实际 GDP 值。

表5 绿色信贷政策对绿色经济增长影响机制

变量	lnTC (1)	lnTFP (2)	lnTRA (3)	lnTFP (4)
lncre	-0.2825*** (0.0966)	-0.2295*** (0.0784)	0.8885** (0.4103)	-0.1106 (0.0917)
lnTC		0.4394*** (0.1427)		-0.2735*** (0.0532)
lnTRA				
lngn	-0.2221** (0.1087)	0.0392 (0.1040)	0.3999*** (0.1419)	0.0511 (0.1424)
lnlsupl	1.2142*** (0.1713)	0.8079*** (0.2635)	-2.2402*** (0.3552)	0.7288*** (0.2134)
lnfdi	-0.0615*** (0.0210)	-0.0361*** (0.0123)	0.1147*** (0.0446)	-0.0317*** (0.0109)
lniv	-0.2085*** (0.0603)	-0.1144* (0.0598)	0.4501*** (0.1286)	-0.0829 (0.0491)
lnte	-0.0021 (0.0052)	0.0125*** (0.0044)	-0.0273*** (0.0085)	0.0042 (0.0036)
_cons	0.3406 (0.2568)	0.5641* (0.2812)	-0.2446 (0.6640)	0.6469** (0.2754)
N	420	420	420	420
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.5063	0.7958	0.6291	0.7965

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为标准误。

表5 报告了绿色信贷政策对绿色经济的影响路径。列(1)中绿色信贷系数在 1% 的水平上显著为负,说明绿色信贷政策可以有效促进绿色技术进步;列(2)中绿色信贷系数在 1% 的水平上显著,lnTC 系数在 1% 的水平上显著,说明绿色信贷政策通过影响绿色技术进步进而推动绿色经济增长。列(3)中绿色信贷系数在 5% 的水平上显著,说明绿色信贷政策可以有效推进绿色产业转型;列(4)中绿色信贷系数不显著,lnTRA 在 1% 的水平上显著,说明绿色信贷政策主要通过绿色产业转型来影响绿色经济增长。

(三) 区域异质性分析

绿色信贷政策对不同环境规制强度的区域具有明显不同的政策效应(郭俊杰和方颖,2022)^[25]。在环境规制较为严格的地区,政府执行了较为严格的环境管控,绿色信贷政策并不会带来额外的环境保护效用,相反可能会使地区的经济增长放缓;而对环境规制较为宽松的地区,绿色信贷政策对环境的整体改善有着支撑作用,能够显著促进区域绿色经济发展、绿色技术进步与绿色产业转型。因此绿色信贷政策在低环境规制区域效果较好,在高环境规制区域效果较差。

为区分我国各个区域的环境规制强度,借鉴沈坤荣等(2017)^[26]测量环境规制强度的方法,采用线性加权法,基于二氧化硫去除率、工业烟尘去除率两个指标构建环境规制强度指数(ERS),具体步骤如下:

首先,对二氧化硫去除率、工业烟尘去除率两个指标进行标准化处理:

$$pt_{ij}^s = [pt_{ij} - \min(pt_j)] / [\max(pt_j) - \min(pt_j)]$$
 (7)

式(7)中, pt_{ij}^s 表示第 i 个区域 j 类指标的值; pt_j 表示 j 类指标在所有区域中的值。

其次,由于各个区域的经济发展水平不同,污染排放水平也有所不同。为了精确测量各区域污染排放治理力度的变化,消除经济发展水平对污染排放水平的影响,需对每类污染物赋予不同的权重,调整系数 A_{ij} 的计算方法如下:

$$A_{ij} = \frac{P_{ij}}{\sum_i P_{ij}} / \frac{gdp_i}{\sum_i gdp_i}$$
 (8)

式(8)中, A_{ij} 表示区域 i 排放的污染物的调整系数。

最后,根据二氧化硫去除率与工业烟尘去除率的标准化值和调整系数 A_{ij} ,得到区域 i 的环境规制强度 $ERS_i = \sum_j A_{ij}pt_{ij}^s / 2$ 。

对于区域环境规制强度高于 ERS_i 中位数的区域称为高环境规制强度区域;对于区域环境规制强度低于 ERS_i 中位数的区域称为低环境规制强度区域。低环境管制强度区域包括北京、天津、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、湖南、广东、海南、四川、青海、新疆;高环境管制强度区域包括河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、安徽、江西、河南、广西、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏。分别利用低环境管制强度与高环境管制强度两个子样本对式(1)进行回归,结果如表6~表8所示。

表6 绿色信贷对绿色经济影响的区域差异

变量	低环境规制强度	高环境规制强度
	(1)	(2)
lncre	-0.3805*** (0.0818)	-0.0847 (0.1980)
lngn	-0.1189 (0.2890)	0.0084 (0.1074)
lnlsupl	1.5969*** (0.2808)	1.4084*** (0.2356)
lnfdi	-0.1090*** (0.0249)	-0.0147 (0.0276)
lniv	-0.3486*** (0.0816)	-0.1476 (0.0931)
lnte	0.0135** (0.0063)	0.0142** (0.0061)
_cons	0.6085 (0.4608)	1.2548*** (0.3154)
N	210	210
R ²	0.6860	0.8098

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为标准误。

表7 绿色信贷对绿色技术影响的区域差异

变量	低环境规制强度	高环境规制强度
	(1)	(2)
lncre	-0.2721*** (0.0682)	-0.1100 (0.2285)
lngn	-0.2636 (0.1759)	-0.1229 (0.0911)
lnlsupl	1.7689*** (0.2669)	1.1694*** (0.2524)
lnfdi	-0.1100*** (0.0283)	-0.0073 (0.0244)
lniv	-0.4027*** (0.0906)	-0.1409* (0.0790)
lnte	-0.0027 (0.0075)	0.0061 (0.0064)
_cons	0.4613 (0.3288)	0.8382** (0.3489)
N	210	210
R ²	0.5831	0.5155

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。

表8 绿色信贷对绿色产业转型影响的区域差异

变量	低环境规制强度	高环境规制强度
	(1)	(2)
lncre	1.0526** (0.4139)	-0.0099 (0.3414)
lngn	0.3658 (0.2171)	0.3919*** (0.1135)
lnlsupl	-3.0215*** (0.4821)	-2.3522*** (0.4282)
lnfdi	0.2282*** (0.0528)	-0.0087 (0.0415)
lniv	0.8277*** (0.1479)	0.2773 (0.1609)
lnte	-0.0243*** (0.0081)	-0.0437*** (0.0134)
_cons	-0.3785 (0.8339)	-1.3388** (0.5579)
N	210	210
R ²	0.7098	0.7185

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。

表6~表8分别报告了绿色信贷对绿色经济、绿色技术、绿色产业转型影响的区域差异。通过对比可知,表6~表8中低环境规制强度下绿色信贷系数均在1%的水平上显著,高环境规制强度下绿色信贷系数均不显著,说明绿色信贷政策在高环境规制强度区域并没有显著的政策效应,没有对绿色经济增长、绿色技术水平及绿色产业转型起促进作用。

(四) 稳健性检验

1. 变更模型的时间区间。绿色信贷政策开始于2012年2月24日印发的《绿色信贷指引》,故将前文的2005—2018年的时间区间调至2012—2018年,并对其重新进行拟合回归。由表9可以得知,绿色信贷政策对绿色经济增长的影响与前文一致。

表 9 变更时间区间的稳健性检验

变量	TFP	
	(1)	(2)
lncre	-0.5769*** (0.1389)	-0.3633*** (0.0819)
lngn		-0.0494 (0.2855)
lnlsupl		1.4893*** (0.2582)
lnfdi		-0.0363** (0.0147)
lniv		-0.0692 (0.0725)
lnte		0.0388** (0.0157)
_cons	0.0039 (0.0967)	1.0155** (0.4096)
N	210	210
R ²	0.1496	0.6516

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内为标准误。

2. 变更被解释变量与解释变量。利用熵权法重新测算绿色经济指数 NTFP 替换原有的绿色经济指数 TFP, 并重新进行拟合回归; 由于绿色信贷的政策时点为 2012 年, 利用政策时点虚拟变量 loan12 替换原有的绿色信贷变量 cre, 并重新进行拟合回归。表 10 中列(1)表示利用熵权法替换前文的绿色经济, 绿色信贷系数 lncre 在 10% 的水平上显著, 这与前文的结论基本一致。列(2)表示利用政策时点虚拟变量替换前文的解释变量, 绿色信贷系数 loan12 在 1% 的水平上显著, 说明绿色信贷政策可以有效促进绿色经济增长, 与前文结论一致。

表 10 更改核心变量的稳健性检验

变量	NTFP	TFP
	(1)	(2)
lncre	-0.3198* (0.1697)	
loan12		0.0782*** (0.0197)
lngn	-0.2253 (0.2410)	-0.1011 (0.1492)
lnlsupl	-0.2197 (0.4199)	1.1692*** (0.1858)
lnfdi	0.0312 (0.0278)	-0.0615*** (0.0189)
lniv	-0.0995 (0.1333)	-0.2175*** (0.0715)
lnte	-0.0057 (0.0093)	-0.0004 (0.0059)
_cons	-1.8231*** (0.4732)	0.6593* (0.3337)
N	420	420
R ²	0.1659	0.6672

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内为标准误。

五、结论与建议

绿色信贷政策已经成为绿色经济发展的重要动力。然而, 现有研究强调的是绿色信贷政策与绿色经济增长的直接影响, 忽略了绿色信贷对绿色经济增长的间接路径。

基于2005—2018年中国30个省份面板数据,利用超效率SBM模型和GML指数测算了包含能源消耗与非期望产出的省级区域的绿色经济与绿色技术水平,并对基准模型进行区域异质性与政策动态性回归,结果表明:第一,绿色信贷政策可以直接促进绿色经济增长,并可以通过提过绿色技术进步与绿色产业转型间接促进绿色经济增长。第二,对于区域性异质性而言,绿色信贷政策执行效应存在区域异质性。绿色信贷政策对低环境规制强度区域有着良好的促进效果,但对高环境规制强度区域并没有显著影响。

根据以上结论,提出如下建议:一是提升绿色信贷政策对绿色经济增长的直接促进作用。在政策制定方面,加大绿色信贷政策的实施力度,通过提供优惠的绿色信贷利率政策与更高的绿色信贷额度,设立专项资金,引导更多资金进入绿色产业,完善绿色信贷政策的激励机制^[27]。二是利用绿色信贷政策对绿色产业转型的促进作用,间接影响绿色经济增长。依据最新的绿色产业分类标准《绿色产业指导目录(2019)》,对不同产业进行严格分类,引导信贷资金向风电、光伏、新能源车等绿色产业转移,推动整体产业结构绿色化转型。为拓宽绿色产业的融资渠道,对前期高风险的绿色项目给予更高的信贷额度,可以通过商业银行的定向降准来实现,以此调节整体的能源使用结构,最终实现绿色发展。三是利用技术进步作为经济增长根本动力的特点,鼓励和支持绿色技术创新。对于前期高风险低投入的绿色技术创新,政府可以通过设立科技创新基金、绿色专项贷款、税收优惠等多种方式来鼓励企业进行绿色技术创新,从而提高整体绿色生产率,实现绿色经济增长。

参考文献:

- [1] 季凯文,罗璐蕙.绿色金融促进工业企业绿色转型的作用机理[J].金融教育研究,2022(2):35-43.
- [2] Dong Q. M., Wen S. Y., Liu X. L.. Credit Allocation, Pollution, and Sustainable Growth: Theory and Evidence from China [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2020(12): 2793-2811.
- [3] 李晓西,夏光,蔡宁.绿色金融与可持续发展[J].金融论坛,2015(10):30-40.
- [4] 苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. 金融研究,2018(12):123-137.
- [5] 丁杰.绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J].经济评论,2019(4):62-75.
- [6] 李毓,胡海亚,李浩.绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析:基于中国省级面板数据[J].经济问题,2020(1):37-43.
- [7] 王遥,潘冬阳,彭俞超,等.基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J].金融研究,2019(11):1-18.
- [8] Slow R. M.. Technical Progress and the Aggregate Production Function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957(8): 312-320.
- [9] Beck T., Levine R. Industry growth and capital allocation [J]. Journal of Financial Economics, 2002(4): 147-180.
- [10] 易信,刘凤良.金融发展、技术创新与产业结构转型:多部门内生增长理论分析框架[J].管理世界,2015(10):24-39+90.
- [11] 钱水土,周永涛.金融发展、技术进步与产业升级[J].统计研究,2011(1):68-74.
- [12] 张俊.导向型环境政策对企业技术选择及其生产率的影响:来自中国发电行业的经验证据[J].财经研究,2016(4):134-144.
- [13] 张宇,钱水土.绿色金融、环境技术进步偏向与产业结构清洁化[J].科研管理,2022(4):129-138.
- [14] 何凌云,梁宵,杨晓蕾,等.绿色信贷能促进环保企业技术创新吗? [J]. 金融经济研究,2019(5):109-121.
- [15] David R. Advanced Macroeconomics [M]. New York: McGraw-Hill, 1996.
- [16] Lucas R. E. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988(1): 3-42.
- [17] 王兵,刘光天.节能减排与中国绿色经济增长:基于全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2015(5):57-69.
- [18] 谢婷婷,刘锦华.绿色信贷如何影响中国绿色经济增长? [J]. 中国人口.资源与环境,2019(9):83-90.

- [19] 张帆. 金融发展影响绿色全要素生产率的理论和实证研究[J]. 中国软科学, 2017(9): 154 – 167.
- [20] 张琳, 廉永辉. 绿色信贷如何影响商业银行财务绩效?: 基于银行收入结构分解的视角[J]. 南方金融, 2020(2): 45 – 56.
- [21] 连莉莉. 绿色信贷影响企业债务融资成本吗?: 基于绿色企业与“两高”企业的对比研究[J]. 金融经济学研究, 2015(5): 83 – 93.
- [22] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长: 基于 Luenberger 指数的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015(8): 84 – 93.
- [23] 王建丰, 郭佳良. 论地方政府融资平台与地方官员经济激励[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2012(4): 8 – 13.
- [24] 陈志刚, 弓怡菲. 绿色金融对企业绩效的影响及机制分析[J]. 经济与管理评论, 2022(5): 72 – 85.
- [25] 郭俊杰, 方颖. 绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J]. 世界经济, 2022(8): 57 – 80.
- [26] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017(5): 44 – 59.
- [27] 高晓燕, 陈述浩, 张世杰. 绿色信贷对我国新能源企业发展的支持研究[J]. 金融教育研究, 2022(6): 11 – 21.

Research on the Impact Mechanism of Green Credit on Green Economic Growth

XIONG Tingyan, LIAO Ying, HE Zhiyi

(School of Statistics and Data Science, Jiangxi University of Finance and Economics,
Nanchang, Jiangxi 330013, China)

Abstract: On the basis of sorting out the relevant theories of green credit promoting green economic growth, further constructing the GML index of green economy and green technology level, and using different regression methods for empirical analysis. The results indicate that green credit policies can directly promote green economic growth, as well as promote green technological progress and green industry transformation to promote green economic growth. There is significant heterogeneity in the effects of green credit policies under different environmental intensity regulations; the effect of green credit policy is stronger in regions with low environmental regulation intensity and weaker in regions with high environmental regulation intensity.

Key words: Green – credit policy; Green economic growth; Green technology progress; GML index

(责任编辑: 罗序斌)