

跨区域银行行为与宏观政策联动下绿色金融与区域经济耦合研究

莫玉梅 卢鑫瑶 吴东武

五邑大学, 中国·广东 江门 529020

摘要: 在全球绿色低碳转型与中国“双碳”目标的背景下, 绿色金融成为推动区域经济协调发展的核心工具。宏观层面, 区域经济政策通过引导资金流向绿色产业, 影响绿色信贷的宏观布局; 微观层面, 商业银行作为资金配置的主体, 其风险偏好、盈利模式和资产质量直接决定绿色信贷的投放规模与效率。然而, 现有研究多聚焦单一视角, 缺乏对宏观政策与微观主体行为间耦合效应的系统性分析。论文基于广东省宏观数据与全国 19 家城商银行微观数据, 运用 Stata17 软件探究绿色金融在宏观区域经济驱动与微观银行行为之间的互动机制, 揭示两者如何通过绿色信贷形成协同发展的耦合效应, 为区域经济绿色转型提供理论与实证支撑。

关键词: 绿色金融; 商业银行; 区域经济; 绿色信贷

Research on the Coupling of Green Finance and Regional Economy under the Linkage between Cross-regional Bank Behavior and Macro Poli

Yumei Mo Xinyao Lu Dongwu Wu

Wuyi University, Jiangmen, Guangdong, 529020, China

Abstract: In the context of the global green and low-carbon transformation and China's "dual carbon" goals, green finance has become a core tool for promoting coordinated regional economic development. At the macro level, regional economic policies influence the macro layout of green credit by guiding the flow of funds to green industries. At the micro level, commercial banks, as the main entities of capital allocation, directly determine the scale and efficiency of green credit disbursement through their risk preferences, profit models, and asset quality. However, existing studies mostly focus on a single perspective and lack a systematic analysis of the coupling effects between macro policies and the behavior of micro entities. This paper, based on macro data from Guangdong Province and micro data from 19 city commercial banks nationwide, uses Stata17 software to explore the interactive mechanism of green finance between macro regional economic drivers and micro bank behavior, revealing how the two form a synergistic development coupling effect through green credit, providing theoretical and empirical support for the green transformation of regional economies.

Keywords: green finance; commercial bank; regional economy; green credit

0 前言

在全球气候变化和绿色低碳经济转型的大背景下, 绿色金融作为推动区域经济可持续发展的重要工具, 受到了广泛关注^[1]。绿色金融通过引导资金流向绿色产业, 不仅能够促进经济的高质量发展, 还能有效推动环境保护和资源节约。然而, 绿色金融的发展并非孤立存在, 其与区域经济政策、金融机构行为以及宏观经济环境等因素相互作用, 形成了复杂的耦合效应。

“双碳”目标提出后, 绿色金融在区域经济协调发展中的作用凸显。宏观层面, 财政支持、债券市场等政策通过资金引导与资源配置驱动绿色金融发展。但政策效果需通过微观主体实现, 商业银行作为资金配置核心, 其风险偏好、盈利模式等特征直接影响绿色信贷投放。现有研究多聚焦单一视角, 缺乏对宏观政策与微观主体行为耦合效应的系统分

析, 这种耦合既包括政策对微观行为的引导, 也涵盖微观行为对宏观环境的反作用。

本研究旨在通过构建宏观—微观双维度的耦合效应指标体系, 结合广东省的宏观数据和全国 19 家城商银行的微观数据, 深入探讨绿色金融在宏观区域经济驱动与微观银行行为之间的互动机制。通过实证分析, 揭示宏观政策与微观主体行为如何通过绿色信贷形成协同发展的耦合效应, 为区域经济绿色转型提供理论与实证支撑。同时, 本研究还将进一步探讨各地区绿色金融发展的综合水平及其动态变化趋势, 为政策制定者和金融机构提供科学的决策依据。

1 文献综述

近年来, 绿色金融作为经济可持续发展的关键制度创新, 成为学界研究热点, 成果涵盖企业、宏观经济、区域发

展等多维度。

在企业微观层面，黄胜忠、周军（2023）以 A 股上市公司为样本，通过构建碳信息披露质量指标发现，绿色金融作为强制性外部压力，能显著提升企业碳信息披露水平，尤其在国有企业和高融资约束企业中效果更突出^[2]。

王花云、杨柳（2024）运用知识图谱分析 2000—2023 年文献，将中国绿色金融研究划分为三个阶段：早期聚焦宏观政策框架，中期转向绿色债券等工具创新，近期围绕碳中和形成研究热潮。高影响力成果多具交叉学科属性和政策导向，体现该领域与环境科学、区域经济的深度融合，反映问题复杂性理论与理论创新需求^[3]。

陈晔婷等（2024）构建共同富裕评价体系，发现绿色金融可通过绿色技术创新、节能环保支出、环境规制三条路径促进共同富裕，其中绿色技术创新的中介效应最显著，且在东部地区效应更强^[4]。该研究将绿色发展与社会公平结合，拓展了政策评估维度，为解决发展不平衡问题提供新视角。

周肖肖等（2023）构建“银行—污染企业—非污染企业”三方博弈模型，发现绿色信贷政策提升污染企业绿色创新意愿，但创新质量受外部融资约束限制，进一步分析显示，国有企业和大型企业受益更明显，民营企业面临更大融资壁垒，揭示政策传导中的主体差异，为优化政策靶向性提供依据^[5]。

姚登宝等（2023）运用系统 GMM 模型证明，绿色金融通过技术创新和产业升级，显著增强中国经济抗冲击能力与协调能力。区域异质性分析显示，政策效应呈“东强中西部”分布，与地区产业基础、制度环境相关。该研究将绿色

金融纳入宏观稳定框架，为增强经济韧性提供政策参考^[6]。

理论研究方面，文书洋等（2022）将绿色金融内生于经济增长模型，证明其通过支持绿色创新提升经济增长质量，尤其对高污染行业技术升级至关重要，为政策长期效应提供理论支撑^[7]。区域实践中，董玉爽（2024）以四川为例，提出城商行应构建多层次绿色金融产品体系，张菁华（2024）强调区域银行需提升绿色风险管理与产品创新能力，夯实地方绿色金融发展基础^[8-9]。

现有研究从政策描述转向机制解析，方法多元但仍存不足：一是不同类型企业的差异化影响机制需微观层面深入；二是绿色金融与其他政策的协同效应及工具组合配置缺乏系统研究；三是“双碳”目标下的长期影响需跨学科方法与长周期数据支持。未来可围绕这些方向深化，助力构建更高效的绿色金融体系。本研究通过绿色金融构建区域经济与微观银行的互动机制，为区域经济绿色转型提供理论与实证支撑。

2 指标选择与多元回归模型构建

2.1 耦合效应指标体系

2.1.1 宏观经济驱动指标

论文宏观模型选取了绿色信贷（GC）作为被解释变量，以环保项目信贷占比来衡量，能直接反映绿色信贷在全省信贷总额中的地位和发展状况；绿色债券（GB）、绿色支持（GS）和 GDP 增速作为解释变量，分别从债券市场发展、财政支持力度和宏观经济增长角度切入，涵盖了可能影响绿色信贷发展的关键因素，见表 1。

表 1 宏观模型指标选取

	一级指标	表征指标	指标说明	符号	数据来源
被解释变量	绿色信贷	环保项目信贷占比	省环保项目信贷总额占全省信贷总额的比值	GC	CSMAR 数据库
解释变量	绿色债券	绿色债券发展程度	绿色债券发行总额占所有债券发行总额的比值	GB	Wind 数据库
	绿色支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出占财政一般预算支出的比值	GS	CSMAR 数据库
	GDP 增速	—	(该省当年 GDP-该省上一年 GDP)占省上一年 GDP 的比值	GDP	《中国统计年鉴》

2.1.2 微观银行行为指标

论文以绿色信贷余额对数值（lnOCG）为被解释变量，该指标由绿色信贷余额（亿元）取自然对数构建，用以反映金融机构对绿色产业的资金支持规模及对城商行经营绩效的动态影响。解释变量方面，核心变量绿色信贷比例（GCLPR）体现银行绿色信贷投入力度；信贷风险指标包括贷款减值准备金（LIP）、不良贷款率（NPLR）、不良贷款拨备覆盖率（PCRNPL），分别衡量风险缓冲、资产风险程度与风险抵补能力；盈利能力指标采用净息差（NIM），反映银行资金运用效率与核心盈利水平。

2.2 模型构建逻辑

综合上述论断，认为绿色债券、绿色支持与 GDP 协同

驱动绿色信贷发展，且商业银行的贷款类指标会影响商业银行绿色信贷余额，据此提出两个研究假设：

假设 H1：绿色债券、绿色支持和 GDP 增速会影响区域绿色信贷。

假设 H2：商业银行的绿色信贷比例、贷款减值准备金、不良贷款率、不良贷款拨备覆盖率和净息差会影响绿色信贷余额规模。

2.2.1 宏观区域模型

初步构建多元线性回归模型来验证研究假设 H1，研究模型可以设定为：

$$GC = \beta_0 + \beta_1 GB + \beta_2 GS + \beta_3 GDP + \varepsilon \quad (\text{公式 1})$$

在模型中， β_0 表示常数项， β 表示回归系数， ε 表示随

机扰动项。文章选用 *state* 软件进行计量分析，在对数据进行检验之前，对数据进行了检查，考虑到经济变量的滞后效应，进一步构建模型：

$$GC_t = \beta_0 + \beta_1 GB_{t-2} + \beta_2 GS_{t-2} + \beta_3 GDP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (公式 2)$$

2.2.2 微观银行模型

为验证假设 H2，构建回归方程如下：

$$\ln(OGC)_{it} = \beta_0 + \beta_1 PGC_{it} + \beta_2 \ln(LIP)_{it} + \beta_3 NPLR_{it} + \beta_4 PCRNPL_{it} + \beta_5 NIM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (公式 3)$$

其中，*i* 表示不同银行，*t* 表示不同年份，*OGC_{it}* 为第 *t* 年 *i* 银行的绿色信贷余额规模 *PGC_{it}* 为第 *t* 年 *i* 银行的绿色信贷比例，*LIP_{it}* 为第 *t* 年 *i* 银行的贷款减值准备金，以此类推。 β_0 表示不可观测的常数项， ε_{it} 为随机扰动项。

2.2.3 耦合效应模型

论文通过整合宏微观的实证结果交叉验证宏观模型中的绿色信贷占比 (GC) 与微观模型中的绿色信贷余额 (OGC) 这两个关键指标，深入剖析绿色金融在不同层面的影响机制。并从微观银行行为对区域绿色金融生态的反作用，分析银行风险抵御能力对推动区域绿色债券市场发展的影响。

3 数据来源与处理分析

3.1 区域绿色金融发展水平宏观数据

3.1.1 样本选取数据来源

宏观模型选取了 1990—2021 年广东省的绿色信贷 (GC)、绿色债券 (GB)、绿色支持 (GS) 和 GDP 增速的相关数据。针对数据缺失值，少量随机缺失采用均值插补法，以同类型金融机构、相近年份数据均值填补；缺失值较多且有明显时间趋势时，运用线性回归法，基于其他相关变量构建预测模型估算，并修正或删除异常值，保证数据准确性。

本研究数据主要源自国家统计局、中国人民银行等权威官方机构网站，同时参考了多类权威统计年鉴。其中涵盖全国及各省市统计年鉴、环境状况公报，以及专业领域统计

年鉴，包括但不限于《中国能源统计年鉴》《中国金融年鉴》和《中国第三产业统计年鉴》等。

3.1.2 描述性统计分析

通过 *Stata* 软件对宏观变量进行描述性统计，结果见表 2。

表 2 宏观模型描述性统计

变量	数量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色信贷 GC	32	0.029	0.011	0.011	0.049
绿色债券 GB	32	0.088	0.033	0.035	0.148
绿色支持 GS	32	0.021	0.01	0.008	0.044
GDP 增速	32	0.154	0.08	0.029	0.406

3.2 微观数据

3.2.1 样本选取与数据来源

基于数据可获得性与准确性原则，本研究对绿色信贷信息披露不完整的银行予以剔除，最终选取 2011—2021 年期间 19 家商业银行作为研究样本。样本银行类型覆盖国有银行与城市商业银行，具体包含平安银行、宁波银行、浦发银行、招商银行等 19 家商业银行。研究中，银行财务数据主要采自国泰安数据库，对存在缺失的数据项，通过银行年报或东方财富网进行补充完善；绿色信贷余额数据则来源于各银行公开发布的社会责任报告。在微观模型构建与实证分析过程中，本研究采用 *Stata17* 统计分析软件作为核心工具。

3.2.2 微观模型描述性统计结果

绿色信贷余额 (OGC) 的极值差异显著，为提升模型稳定性与准确性，建模时对其取自然对数处理。绿色信贷比例 (PGC) 为绿色信贷余额与各项贷款余额的比例。贷款减值准备金 (LIP) 极值差距较大，为统一量级，建模时将其取对数处理。

4 模型求解与检验

4.1 宏观模型检验

4.1.1 相关性分析

为避免变量之间由于过度相关影响实证结果的可靠性，论文对宏观模型各变量先进行了相关性分析，见表 3、表 4。

表 3 微观模型变量描述性统计

变量	数量	均值	标准差	最小值	最大值
银行 bank	183	9.934	5.559	1	19
年份 year	183	2015.503	2.871	2011	2021
绿色信贷余额 (亿元) OGC	183	2327.242	3499.741	5.04	18457
绿色信贷比例 PGC	183	0.048	0.047	0.001	0.294
贷款减值准备金 LIP	183	1104.217	1315.886	20.032	6312.06
不良贷款率 NPLR	183	1.219	0.411	0.36	2.39
不良贷款拨备覆盖率 PCRNPL	183	2.543	0.964	1.324	5.241
净息差 NIM	183	2.324	0.384	1.25	3.48
绿色信贷余额对数值 Ln (OGC)	183	6.495	1.836	1.617	9.823
贷款减值准备金取对数 Ln (LIP)	183	6.329	1.235	2.997	8.75

表 4 宏观指标相关性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
(1) GC	1.000			
(2) GB	0.990*	1.000		
	(0.000)			
(3) GS	0.672*	0.683*	1.000	
	(0.000)	(0.000)		
(4) GDP	-0.621*	-0.612*	-0.414*	1.000
	(0.000)	(0.000)	(0.019)	

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1; 括号中为标准误。

从分析中可看到, 变量之间存在较为复杂的关系。相关性分析结果显示, 绿色信贷与绿色债券、绿色支持呈较强正相关, 与 GDP 增速呈较强负相关; 绿色债券与绿色支持正相关, 与 GDP 增速负相关; 绿色支持与 GDP 增速负相关。

表 5 加入滞后项后宏观模型 F 检验

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95%Conf	Interval]	Sig
L2.GB	0.279	0.015	18.60	0	0.248	0.309	***
L2.GS	0.117	0.033	3.51	0.002	0.048	0.185	***
L.GDP	-0.01	0.004	-2.78	0.01	-0.017	-0.003	***
Constant	0.006	0.001	4.02	0	0.003	0.009	***

注: ***p < 0.01。

Meandependentvar	0.030	SDdependentvar	0.010		
R-squared	0.981	Numerofofs	30		
F-test	497.746	Prob > F	0.000		
Akaikecrit. (AIC)	-303.023	Bayesiancrit. (BIC)	-297.419		

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

表 6 宏观模型 VIF 检验

	VIF	1/VIF
L2.GB	2.644	0.378
L2.GS	1.865	0.536
L.GDP	1.73	0.578
MeanVIF	2.08	0

4.1.4 单位根检验

为避免伪回归的出现, 对宏观模型采用 ADF 平稳性检验, 在进行回归分析前, 先对 GC、GB、GS 变量的平稳性进行检验。依据各变量的时间序列趋势图进行 ADF 检验, 见图 1。

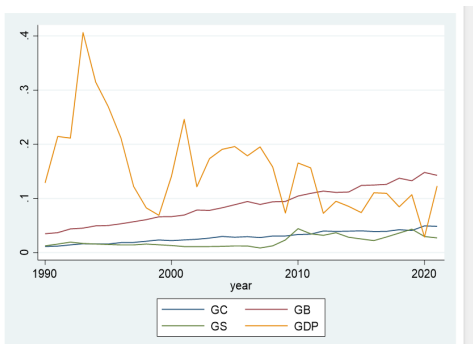


图 1 宏观模型单位根时间趋势图

4.1.2 宏观模型滞后影响的 F 检验

论文对宏观模型变量进行 F 检验, 模型拟合优度与解释能力良好, 但自变量 GS、GDP 对因变量 GC 影响不显著(详见附件 -A)。通过引入滞后项优化模型, 结果显示滞后两期的绿色债券、绿色支持及滞后一期的增速对绿色信贷影响显著, 其中绿色债券、绿色支持呈正向作用, 增速呈负向影响。由此表明, 分析绿色信贷发展时需考量绿色债券发行、政策支持的滞后效应及增速变化的后续影响, 见表 5。

4.1.3 多重共线性检验 VIF 检验

为避免出现多重共线性风险, 影响系数估计与检验可靠性。论文利用方差膨胀因子 (VIF) 法对宏观模型经济指标进行诊断, 结果显示所有变量 VIF 值均小于 10, 容差大于 0.1, 说明不存在严重多重共线性, 可进行回归分析, 见表 6。

4.1.5 ADP 平稳型检验

平稳性检验结果显示, 滞后 2 阶 GB 与滞后 1 阶 GDP 序列在原始水平下已呈现平稳特征, 而 GC 和滞后 2 阶 GS 序列的初始表现并不平稳, 但对进行一阶差分处理后均通过单位根检验 (p < 0.05)。根据单整理论, 原始序列经 d 次差分达到平稳的序列可记为 I(d), 因此 GC 和 L2.GS 属于一阶单整序列 I(1), 见表 7。

由此, 可得该时间序列回归方程为:

$$GC_t = 0.006 + 0.279GB_{t-2} + 0.117GS_{t-2} - 0.01GDP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (公式 4)$$

滞后两期的绿色债券 GB 的对绿色信贷有显著正向影响。意味着在其他条件不变的情况下, 绿色债券发行总额占比的增加会带动滞后两期的绿色信贷增长, 符合经济预期, 即绿色债券市场的发展能够促进绿色信贷业务的扩张, 可能是因为绿色债券为绿色项目提供了资金支持, 增强了金融机构对绿色信贷的信心和投放力度。

滞后两期的绿色支持 GS 系数为 0.117, 即财政环境保护支出占比的提高会促进滞后两期的绿色信贷增加, 这是由于政府财政支持降低了绿色项目风险和成本, 激励金融机构发放绿色信贷, 推动绿色产业发展, 进而体现了财政政策在绿色金融领域的引导和撬动作用。

表 7 宏观模型平稳性检验

变量	ADF 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	F 值	结论
GC	-0.310	-3.709	-2.983	-2.623	0.9240	不平稳
L2.GB	-5.378	-4.343	-3.584	-3.230	0.0000	平稳
L2.GS	-0.793	-3.723	-2.989	-2.625	0.8212	不平稳
L.GDP	-3.682	-4.334	-3.580	-3.226	0.0148	平稳
D (GC)	-8.472	-3.716	-2.986	-2.624	0.0000	平稳
D (L2.GS)	-7.657	-3.730	-2.992	-2.626	0.0000	平稳

滞后一期的 GDP 增速系数为 -0.01 呈负向影响。即 GDP 增速的上升在滞后一期会导致绿色信贷占比下降，可能原因是在经济快速增长阶段，传统产业投资回报率较高，资金会更多流向传统领域，从而相对减少了绿色信贷的投放；或者经济增长带来的产业结构变化在短期内不利于绿色信贷的扩张。

就模型整体而言，模型拟合优度为 0.981，说明自变量能够解释因变量 GC 变异的 98.1%，模型拟合效果非常好，即绿色债券、绿色支持和 GDP 增速及其滞后项能够较好地捕捉绿色信贷的波动趋势。此外，F 检验的 P 值为 0.000，说明整体模型高度显著，自变量作为一个整体对因变量 GC 具有显著的解释作用，进一步验证了模型的有效性，因此假设 H1 成立。

4.2 微观模型检验

4.2.1 相关性检验

绿色信贷余额 (OGC) 与绿色信贷比例 (PGC) 显著

正相关，初步认为业务规模扩张常使占比提升。银行加大投入或因业务获得积极效应，或许会促使其扩大规模、提高占比。

OGC 与贷款减值准备金 (LIP) 极强正相关，因绿色信贷项目风险复杂，且监管要求趋严，银行会随余额增长增长提准备金。PGC 与 LIP 也显著正相关，显示银行意识到绿色信贷风险，通过增提准备金抵御风险。

OGC、PGC 分别与不良贷款率 (NPLR) 显著正相关。这或是因绿色信贷新兴，银行风控经验不足，或扩张时放宽标准，导致业务规模或占比提升时，不良贷款率上升，见表 8。

4.2.2 共线性检验

采用方差膨胀因子法对微观模型经济指标进行共线性诊断，结果显示所有变量 VIF 值均小于 10，容差大于 0.1，表明不存在严重多重共线性，可开展回归分析，见表 9。

表 8 微观模型相关性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) 绿色信贷余额 (亿元) OGC	1.000					
(2) 绿色信贷比例 PGC	0.537*	1.000				
	(0.000)					
(3) 贷款减值准备金 LIP	0.892*	0.262*	1.000			
	(0.000)	(0.000)				
(4) 不良贷款率 NPLR	0.339*	0.208*	0.402*	1.000		
	(0.000)	(0.005)	(0.000)			
(5) 不良贷款拨备覆盖率 PCRNPL	-0.263*	-0.103	-0.231*	-0.767*	1.000	
	(0.000)	(0.167)	(0.002)	(0.000)		
(6) 净息差 NIM	-0.109	-0.179*	-0.041	-0.418*	0.248*	1.000
	(0.142)	(0.016)	(0.578)	(0.000)	(0.001)	

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

表 9 微观模型共线性检验分析

	VIF	1/VIF
不良贷款率 NPLR	3.425	0.292
不良贷款拨备覆盖率 PCRNPL	2.493	0.401
贷款减值准备金取对数 Ln (LIP)	1.502	0.666
净息差 NIM	1.267	0.789
绿色信贷比例 PGC	1.136	0.88
MeanVIF	1.964	0

4.2.3 F 检验与 Hausman 检验

论文为了科学合理地构建适用于面板数据的回归模型，准确评估模型中个体固定效应和随时间固定效应的必要性，特引入 F 检验与 Hausman 检验。在面板数据建模过程中，存在混合回归模型、个体固定效应模型等多种选择。不同模型的设定会显著影响估计结果的准确性与可靠性。

F 检验结果显示，p 值远小于 0.05，意味着在给定的显著性水平下，有足够的证据拒绝原假设这表明个体之间存在

显著的异质性，需要引入个体固定效应来捕捉这些差异，使用个体固定效应模型比混合回归模型更合适，见表 10。

为进一步确定对于模型固定效应与随机效应的选择问

题，论文对基准模型中所有变量进行 Hausman 检验，发现 P 值 < 0.05，因此论文选择使用固定效应模型进行回归，见表 11。

表 10 微观模型 F 检验

Ln (OGC)	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95%Conf	Interval]	Sig
PGC	8.601	1.3	6.62	0	6.034	11.169	***
Ln (LIP)	0.937	0.088	10.62	0	0.763	1.111	***
NPLR	-0.484	0.203	-2.38	0.018	-0.886	-0.083	**
PCRNPL	-0.196	0.077	-2.54	0.012	-0.348	-0.044	**
NIM	-0.6	0.11	-5.47	0	-0.816	-0.383	***
Constant	2.634	0.604	4.36	0	1.442	3.826	***

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

Meandependentvar	6.495	SDdependentvar	1.836
R-squared	0.827	Numberofobs	183
F-test	152.084	Prob > F	0.000
Akaikecrit. (AIC)	110.206	Bayesiancrit. (BIC)	129.463

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

表 11 微观模型 Hausman 检验

	Coef.
Chi-squartestvalue	17.387
P-value	0.004

4.2.4 微观模型回归结果分析

利用 Stata17 对构建模型进行回归，其中模型（1）表示剔除了核心变量“绿色信贷比”和模型（2）包含核心变量。

核心变量绿色信贷比例 PGC 的系数为 8.601 且显著，表明 PGC 与绿色信贷余额呈强正相关。绿色信贷比例直接反映了银行在信贷资产中对绿色信贷业务的重视程度和资源配置情况。当银行提高绿色信贷比例时，意味着会将更多的信贷资源投向绿色领域，从而直接导致绿色信贷余额的大幅增加，这也体现了银行主动调整信贷结构对绿色信贷业务发展的重要推动作用。

在加入核心变量之后，贷款减值准备金取对数 Ln (LIP) 的系数为 0.937 且显著，即 Ln (LIP) 与绿色信贷余额对数值呈显著正相关。贷款减值准备金作为银行抵御风险的重要储备，其增加意味着银行具备更强的风险抵御能力，能够为绿色信贷业务的拓展提供更坚实的保障，从而有信心和能力增加绿色信贷的投放。

在加入核心变量之后，不良贷款率 NPLR 的系数为 -0.484，与绿色信贷余额呈显著的负相关。不良贷款率较高时，银行可能会面临更大的风险压力，为了控制整体风险，会更加谨慎地发放贷款，包括绿色信贷，从而导致绿色信贷余额减少。

不良贷款拨备覆盖率 PCRNPL 的系数为负，显示出 PCRNPL 与绿色信贷余额呈负相关。较高的拨备覆盖率意味着银行对风险的防范更为严格，这种情况下，银行可能会对绿色信贷这类相对新兴的业务采取更为谨慎的态度，担心其

潜在风险，从而减少绿色信贷的投放。

净息差与绿色信贷余额呈负相关关系，较高的净息差可能意味着银行更依赖传统的高息贷款业务，而绿色信贷项目往往具有周期长、收益相对较低等特点，银行可能会为了维持较高的净息差而减少对绿色信贷的投入。

综合来看，两个回归模型均具有较好的拟合效果和显著性，核心变量绿色信贷比例的加入进一步提升了模型的解释能力，因此假设 H2 成立，见表 12。

表 12 商业银行绿色信贷余额规模的固定效应回归结果

	模型（1）	模型（2）
	绿色信贷余额对数值 Ln (OGC)	
贷款减值准备金取对数 Ln (LIP)	1.087*** (11.311)	0.937*** (10.618)
不良贷款率 NPLR	-0.701*** (-3.103)	-0.484** (-2.382)
不良贷款拨备覆盖率 PCRNPL	-0.311*** (-3.682)	-0.196** (-2.540)
净息差 NIM	-0.757*** (-6.282)	-0.600*** (-5.474)
绿色信贷比例 PGC		8.601*** (6.617)
常数项 _cons	3.021*** (4.468)	2.634*** (4.364)
观测值数 Observations	183	183
R ²	0.779	0.827
F	141.361	152.084

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1; 括号中为标准误。

5 耦合效应分析与结果解释

基于宏观模型以及微观模型实证结果的跨层面因果传

导机制推导，具体推导过程可分为宏观政策对微观银行的影响路径、微观行为对宏观生态的反作用路径，以及双向耦合的实证衔接依据三部分。

5.1 宏观政策对微观银行的引导机制

5.1.1 财政支持 (GS) 降低银行风险预期

宏观层面的绿色支持 (GS) 通过补贴绿色项目、完善风险分担机制，降低微观银行的贷款减值压力 (LIP 增速放缓)，进而提升其绿色信贷比例 (PGC)，形成“财政撬动 - 风险缓释 - 信贷扩张”的政策传导路径。

推导过程：

在宏观模型中，滞后两期的绿色支持对绿色信贷占比 (GC) 的系数为 0.117，表明财政环保支出占比每提高 1%，滞后两年的区域绿色信贷占比提升 0.117%。

如绿色项目补贴、风险补偿基金这类财政支持的典型形式，会直接降低项目违约风险。根据微观模型的描述性统计，贷款减值准备金 (LIP) 的标准差达 1315.886，显示银行对高风险项目会计提更多准备金。若财政补贴使绿色项目风险下降，银行可减少 LIP 计提，释放资金用于扩大绿色信贷规模 (即微观模型中 LIP 与 OGC 的正相关关系，系数 0.937)，见图 2。

5.1.2 绿色债券市场优化资金配置

绿色债券 (GB) 作为直接融资工具，为银行提供绿色项目诸多信息参考，例如绿色债券发行标准等，以此减少信息不对称，降低筛选成本，促使银行增加绿色信贷投放。

在宏观模型中，滞后两期的 GB 对 GC 的系数为 0.279 ($p < 0.01$)，表明绿色债券发行占比每提高 1%，滞后两年的区域绿色信贷占比提升 0.279%。

在微观机制下：绿色债券发行需经过严格的第三方认

证如绿色项目评估，银行可共享债券市场的项目筛选信息，降低自身尽职调查成本。微观模型指出，绿色信贷比例 (PGC) 与绿色信贷余额 (OGC) 显著正相关 (系数 8.601)，而 PGC 的提升需要银行识别优质绿色项目的能力。GB 市场的发展为银行提供了“筛选标杆”，使其更易判断哪些项目符合绿色标准，从而提高 PGC。即 GB 占比每提升 1%，滞后两年的 GC (区域绿色信贷占比) 增加 0.279%，带动微观银行 OGC 规模扩大，见图 3。

5.2 微观银行行为对宏观经济的反作用机制

5.2.1 风险管控强化区域金融稳定

银行风险抵御能力 (PCRNPL/LIP) 会强化区域债券市场。在微观模型中，不良贷款拨备覆盖率与绿色信贷余额负相关，但这一负向关系反映的是“风险抵御能力强的银行更有信心扩大绿色信贷”，而非风险越高越收缩。实际逻辑是：PCRNPL 越高，银行对潜在风险的覆盖能力越强，越有能力承担绿色信贷的长期风险。

区域内银行整体 PCRNPL 较高，意味着该区域绿色信贷的系统性风险较低，会吸引绿色债券投资者 (因债券违约风险与银行信贷风险正相关)。宏观模型中，GB 对 GC 的显著正向影响，部分源于投资者对区域银行风控能力的信任——当银行通过高 PCRNPL 证明其风险可控时，绿色债券发行规模 (GB) 会扩大，形成“银行稳健→市场信心→债券融资增加”的循环，见图 4。

因此，微观银行提升拨备覆盖率与控制不良贷款率，增强自身风险抵御能力，为区域绿色金融体系构建安全屏障，吸引更多社会资本通过绿色债券、财政资金等渠道进入绿色领域，形成“银行稳健—资本集聚—政策可持续”的良性循环。

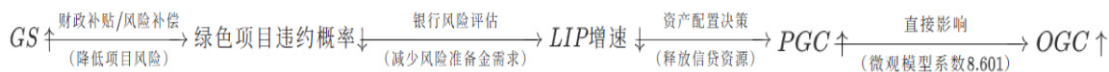


图 2 财政支持降低银行风险预期传导图

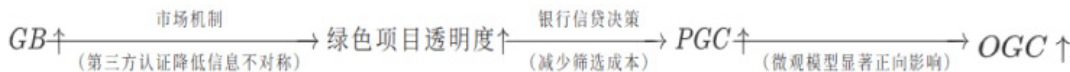


图 3 绿色债券市场优化资金配置传导图



图 4 风险管控强化区域金融稳定传导图

5.2.2 绿色信贷推动产业升级

绿色信贷规模 (OGC) 推动产业结构升级的推导：

在微观模型中，绿色信贷比例每提高 1%，OGC 对数增加 8.601，表明银行将更多资金投向绿色产业。

绿色产业的发展会提升区域 GDP 中低碳产业的占比，尽管在微观模型中当期 GDP 增速与绿色信贷负相关 (短期

传统产业仍占主导)，但滞后效应显示，绿色信贷的积累 (如 OGC 持续增长) 会促进新兴产业崛起。

可见，银行通过提高 PGC，如将更多信贷资源投向清洁能源企业，直接支持绿色产业发展，进而影响区域 GDP 结构。尽管短期 GDP 增速与绿色信贷负相关，但长期来看，绿色信贷积累会促进低碳产业崛起，缓解经济增长对高耗能

行业的依赖。

5.3 双向耦合的实证衔接依据：跨模型数据与指标映射

5.3.1 核心中介变量的一致性

宏观模型的因变量绿色信贷占比（GC）与微观模型的因变量绿色信贷余额（OGC）本质上是“结构占比”与“绝对规模”的关系：

$$GC = \frac{\sum OGC_i}{\text{全省信贷总额}}$$

其中，OGC_i 为第 i 家银行的绿色信贷余额。因此，GC 的提升必然源于区域内银行 OGC 的整体增长，而 OGC 的扩张依赖于单个银行 PGC 的提高（PGC=OGC/ 银行总贷款）。宏观模型中 GC 的均值为 2.9%，微观模型中 PGC 的均值为 4.8%，说明城商银行作为区域金融主力，其 PGC 的提升是 GC 增长的主要驱动力。

由此反映出了“政策引导”与“银行响应”的双向耦合特征，即宏观政策（绿色债券、财政支持）通过市场引导驱动微观银行扩大绿色信贷规模，而银行的风险偏好与资源配置行为反作用于区域经济结构，形成“政策引导—银行响应—经济转型”的动态循环。

5.3.2 滞后效应的跨期匹配

宏观模型中，GS 和 GB 的影响滞后两期，而微观模型中银行调整信贷结构如提高 PGC、增加 LIP 等需要时间反应。通常财政补贴政策出台后，银行需重新评估项目风险、调整内部风控指标，这一过程与宏观模型的滞后效应一致，形成时间维度的传导一致性。

5.3.3 风险与盈利指标的跨层面呼应

宏观模型中 GDP 增速与 GC 负相关，反映短期经济增长依赖传统产业，而微观模型中净息差与 OGC 负相关，因为传统高息贷款挤压绿色信贷资源。两者共同表明“增长—绿色”的短期冲突，而解决这一冲突的关键在于宏观政策降低绿色项目风险，使银行在 NIM 压力下仍愿意投放绿色信贷，即 GS 对 NIM 负向效应的缓冲作用。可见经济增长与绿色信贷的短期矛盾可通过结构性政策化解，长期来看，绿色金融是区域经济高质量发展的核心引擎。

6 结论与建议

6.1 结论

在全球绿色低碳转型和中国“双碳”目标背景下，绿色金融对区域经济协调发展至关重要。本研究构建宏观微观双维度指标体系，利用宏观数据，探究绿色金融在宏观经济驱动与微观银行行为间的互动机制及耦合效应。

从宏观经济驱动和微观银行行为两个维度构建指标体系，建立宏观区域滞后二期模型、微观银行面板数据固定效应模型，通过整合宏观实证结果分析耦合效应，并运用熵值法构建区域绿色金融发展水平综合评价指标体系。

其中，宏观模型检验发现，两年前的绿色债券、绿色

支持对绿色信贷有显著正向影响，GDP 增速滞后预期则呈负向影响。微观模型检验表明，绿色信贷余额对数值、绿色信贷比例、贷款减值准备金、银行不良贷款率、银行不良贷款拨备覆盖率和净息差对绿色信贷余额影响显著。

通过耦合效应分析，宏观政策通过财政支持降低银行风险预期、绿色债券市场优化资金配置引导微观银行扩大绿色信贷规模；微观银行行为通过风险管控强化区域金融稳定、绿色信贷推动产业升级反作用于宏观经济；宏微观核心中介变量一致、滞后效应跨期匹配、风险与盈利指标跨层面呼应，形成“政策引导—银行响应—经济转型”的动态循环。

6.2 建议

加大财政支持力度，扩大绿色项目补贴范围和风险补偿基金规模，提高绿色支持（GS）的有效性，降低银行对绿色项目的风险预期，鼓励银行增加绿色信贷投放。完善绿色债券市场，规范绿色债券发行标准和第三方认证机制，提高绿色债券（GB）市场成熟度，为银行提供更准确的绿色项目信息，降低信息不对称和筛选成本。

引导银行优化信贷结构，提高绿色信贷比例（PGC），明确绿色信贷业务战略定位，将更多信贷资源投向绿色产业，推动绿色信贷规模（OGC）增长。提升银行风险管控能力，合理计提贷款减值准备金（LIP），提高不良贷款拨备覆盖率（PCRNL），增强银行抵御绿色信贷风险的能力，为绿色金融业务可持续发展提供保障。

加强宏观政策与微观主体行为的协同，建立政策制定者与金融机构的沟通协调机制，及时了解政策实施效果和银行需求，调整优化政策。促进不同政策工具之间的协同，整合财政政策、货币政策和产业政策，形成政策合力，共同推动绿色金融与区域经济耦合发展。

参考文献：

- [1] 张晶宣, 闵浩伦. “双碳”背景下绿色金融与金融科技融合发展研究[J]. 中国农业会计, 2024, 34(3): 93-96.
- [2] 黄胜忠, 周军. 绿色金融对企业碳信息披露质量影响的实证研究[J]. 统计与信息论坛, 2021, 36(3): 1-10.
- [3] 王花云, 杨柳. 中国绿色金融研究可视化分析[J]. 财会月刊, 2024, 45(24): 100-107.
- [4] 陈晔婷, 黄曾媛, 何思源, 等. 绿色金融如何赋能共同富裕: 作用机制与实证检验[J]. 农林经济管理学报, 2024, 23(6): 768-777.
- [5] 周肖肖, 贾梦雨, 赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(6): 43-61.
- [6] 姚登宝, 王晓曼, 姚玉悦. 绿色金融发展对中国宏观经济韧性的影响研究[J]. 山东财经大学学报, 2023, 35(1): 13-26.
- [7] 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): 1-17.
- [8] 董玉爽, 罗文彪. 区域性城商行绿色金融发展路径探析——以四川省为例[J]. 中国银行业, 2024(5): 85-87.
- [9] 张菁华. 区域性银行发展绿色金融存在的问题及对策研究[J]. 中国银行业, 2024(5): 88-91.

附录:

A. 宏观模型初始数据 F 检验。

在这个多元线性回归模型中，绿色债券对绿色信贷有显著的正向影响，而绿色支持和增速对绿色信贷的影响在当

前数据下不显著。通过 F 检验，得到对应 P 值为 0，这表明整体模型是高度显著的，即变量 GB、GS、GDP 作为一个整体对因变量 GC 具有显著的解释能力。模型整体拟合优度为 0.9796，拟合效果较好，能够较好地解释绿色信贷的变化情况。

表 A 宏观模型 F 检验

GC	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95%Conf	Interval]	Sig
GB	0.316	0.012	26.60	0	0.292	0.341	***
GS	-0.009	0.04	-0.22	0.825	-0.091	0.073	
GDP	-0.003	0.004	-0.82	0.42	-0.011	0.005	
Constant	0.002	0.001	1.46	0.156	-0.001	0.004	

Meandependentvar	0.029	SDdependentvar	0.011
R-squared	0.980	Numberofobs	32
F-test	481.592	Prob > F	0.000
Akaikecrit. (AIC)	-317.041	Bayesiancrit. (BIC)	-311.178

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

虽然从整体模型来看，该模型具有较高的拟合优度和显著的解释能力，但其中 GS 和 GDP 这两个自变量对因变量 GC 的影响不显著。对于不显著的解释变量，采取加入滞

后项。

基金项目：五邑大学大学生创新创业训练计划项目资助（项目编号：202411349022）。