

区域金融支持对低碳经济发展的空间影响

李敏, 张梦林, 谷世广

(河南科技学院经济与管理学院, 河南 新乡 453000)

摘要: 随着全球气候加剧变化, 低碳经济成为各国经济转型的关键目标。金融支持对推动低碳经济发展至关重要。基于2012—2021年中国省级面板数据, 构建空间杜宾模型(SDM), 分析金融结构、活力、效率和密度对低碳经济的影响。结果表明, 金融结构和密度对低碳经济发展产生负面影响, 而金融活力则起到正向作用。此外, 各省份低碳经济发展水平呈现空间相关性。基于此, 建议加强区域政策协同、提升金融市场活力, 促进低碳经济区域协调发展。

关键词: 金融支持; 低碳经济; 空间计量; 区域互动; 金融效率

中图分类号: F124.5; F832; X196 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)13-0152-11

随着全球气候变化问题的加剧, 低碳经济的发展成为各国经济转型的核心目标之一。作为全球碳排放量最大的国家, 中国通过实施一系列政策措施, 积极推动低碳经济转型。近年来, 中国逐步完善了绿色金融政策框架, 并通过“1+N”政策体系, 明确了实现碳达峰和碳中和的路径。特别是2023年, 中央政策加强了对绿色金融的支持, 包括为清洁煤炭再贷款提供了1937亿元人民币的资金支持, 显示了绿色金融政策在推动特定行业低碳化转型中的重要作用。同时, 中国的全国碳市场在2024年进一步扩展, 计划覆盖更多高排放行业, 并通过加强碳排放统计与核算系统, 推动了第三方技术服务的增长。碳市场机制作为调节碳排放的重要工具, 正在为实现“碳达峰、碳中和”目标发挥重要作用。这些政策的实施不仅加强了碳排放的管理, 也推动了绿色金融产品的创新和发展, 为低碳经济提供了强有力的金融支持。尽管如此, 当前绿色金融体系仍面临挑战, 包括缺乏统一的标准和信息披露机制、绿色金融产品的种类有限等问题。此外, 区域之间的金融支持水平存在显著差异, 导致低碳经济发展的空间不平衡。如何通过政策协调和技术创新, 进一步提高金融支持在不同区域对低碳经济发展的推动作用, 成为亟待解决的问题。

综上所述, 金融支持不仅是推动中国低碳经济转型的关键力量, 区域政策的协调和金融市场的创新也在决定低碳经济发展的成效。因此, 本文通过

实证分析, 着眼于以下研究问题: 金融支持在不同维度下对低碳经济发展的影响如何? 区域间的低碳经济发展是否存在显著的空间相关性和互动效应? 如何通过优化区域政策和技术创新, 提升金融支持对低碳经济的推动效果?

1 文献回顾

近年来, 关于金融驱动中国低碳经济发展的研究逐渐增多, 但仍存在争议。一些学者指出, 金融支持通过提供资金和激励机制, 可以显著推动低碳技术的研发和应用, 从而促进低碳经济的发展。例如, Liu和Li^[1]、廖原和李鑫^[2]研究强调, 金融支持不仅提供了资金, 还通过优化资源配置和降低碳排放, 提高了经济的可持续发展能力。从这一角度来看, 金融支持在推动低碳经济发展中起到了重要作用。然而, 其他学者认为金融支持的效果在很大程度上依赖于政策和监管框架的完善程度。例如, Yang^[3]、王洁^[4]指出, 尽管绿色金融对低碳经济发展有一定的推动作用, 但在政策和监管框架不完善的情况下, 其效果可能无法充分发挥。

从研究方法方面, 不同学者采用了多种方法来探索金融支持在低碳经济发展中的作用。一些学者采用定量研究方法, 通过构建模型和实证分析来探讨金融支持的作用。例如, Sun等^[5]、陈素君^[6]通过实证分析发现, 绿色金融对低碳经济发展具有显著的正向促进作用。另一些学者认为单一的定量研究方法存在局限性, 建议综合运用定量和定性研

收稿日期: 2025-01-19

基金项目: 2024 新乡市社科联调研课题(SKL-2024-157); 2024 年度新乡市政府决策研究招标课题(B24346)

作者简介: 李敏(1982—), 女, 河南安阳人, 硕士, 副教授, 研究方向为金融投资; 张梦林(1994—), 女, 河南周口人, 硕士研究生, 研究方向为农村金融; 谷世广(1997—), 男, 河南濮阳人, 硕士研究生, 研究方向为农村金融。

究方法。Ding 等^[7]、赵新远^[8]强调,综合运用多维度的数据分析,可以更准确地反映金融支持在低碳经济发展中的作用。不同学者得出的结论反映了金融支持对低碳经济发展的复杂性和多维度性。Guosong^[9]通过实证研究分析了绿色金融对中国高质量经济发展、环境污染和能源消费的影响,结果表明绿色金融在促进高质量经济发展的同时,有效减少了环境污染和能源消费。然而,徐英启^[10]的研究指出,政策和技术创新在绿色金融支持低碳经济发展中具有关键作用。Cui 等^[11]也指出,碳中和目标对高质量经济发展的空间效应显著,政策和技术创新在实现碳中和目标的过程中具有重要作用。

现有文献表明,金融支持在推动低碳经济发展中的作用逐渐受到重视,特别是在资金提供、激励机制和绿色金融产品创新方面有重要贡献。然而,研究也揭示了金融支持在不同政策环境和区域之间的效应差异。一些研究强调,绿色金融在低碳经济中的促进作用显著,特别是在资源优化和碳排放减少方面,但另一些研究则指出,政策环境的不完善可能削弱金融支持的效果。同时,区域间的空间溢出效应和金融市场发展水平的差异也是阻碍低碳经济协调发展的关键因素。

2 机制分析

在推动低碳经济发展过程中,金融支持的作用主要体现在以下 3 个方面:资本分配效率、风险分散与管理以及信息传递与激励。这些机制共同影响着低碳经济的实现路径,并通过不同的金融维度发挥作用。本文基于此提出 4 个假设,旨在检验金融支持的各个维度对低碳经济发展的具体影响。

2.1 绿色信贷与金融结构比率

绿色信贷作为金融支持低碳经济的重要手段,通过为符合环保和可持续发展标准的项目提供低息贷款、信贷担保等资金支持,降低了企业在低碳项目上的融资门槛,促进了绿色项目的顺利实施。绿色信贷不仅帮助企业获取初始资金,还为项目的长远发展提供了持续的财务支持。金融结构的合理优化,特别是银行信贷市场的布局与结构设计,直接影响绿色信贷的可获得性及其资金流向的效率。

资本分配效率理论指出,金融市场通过资本市场、银行信贷,以及其他金融工具,能够将有限的资源高效分配到低碳经济项目中。在这种背景下,金融结构中的资金流动性和分配方式成为影响低碳项目融资能力的关键因素。一个高度合理的金融结构能够确保资金流向那些最需要并且最具低碳

转型潜力的项目,支持低碳技术的研发和应用,推动全社会向绿色经济转型。以银行为主导的金融体系在这一过程中发挥了重要作用。例如,中国的政策性银行通过绿色信贷支持可再生能源和环保项目,为低碳转型提供了坚实的资金保障。

此外,合理的金融结构能够优化风险管理机制,降低企业和金融机构在低碳项目上的风险暴露。由于低碳项目的长期性和技术风险较大,金融结构的合理设计可以通过多种方式分散风险,如引入信贷担保基金、风险共担机制等。这种风险管理体系不仅能提高金融机构对低碳项目的信心,还能吸引更多资金流入绿色信贷市场。同时,绿色信贷的推广依赖于金融结构中银行与其他金融机构的协调运作。在一个金融结构优化的市场中,银行、信托公司、证券公司和保险公司能够通过多样化的产品共同为低碳项目提供资金支持。例如,银行可以为低碳项目提供长期贷款,信托和证券公司可以通过绿色债券市场为企业筹集资金,保险公司则可以提供环保保险以降低项目风险。金融结构的多元化和优化设计将促使绿色信贷和其他绿色金融工具协同发挥作用,推动更多的低碳项目获得资金支持。基于此,提出如下假设。

H1:金融结构比率对低碳经济发展有显著影响。

2.2 绿色债券与金融活力比率

绿色债券作为推动低碳经济发展的重要融资工具,与金融市场的活跃度紧密相关。活跃的金融市场意味着资金流动性较强、投资者需求旺盛,从而为绿色债券的发行创造了有利条件。金融市场活力高的地区通常表现出较强的资本配置能力,这使得低碳项目更容易获得所需的融资支持,从而加速其研发和应用。

首先,金融市场活跃度直接影响了绿色债券的发行规模。在金融市场活跃的地区,投资者对新型金融产品如绿色债券的需求更大,企业和政府能够通过发行绿色债券更有效地募集资金用于低碳项目。绿色债券不仅提供了必要的资金支持,还通过市场化的方式帮助低碳项目克服融资困难。例如,国际金融公司(IFC)和欧洲投资银行(EIB)等国际金融机构已经通过绿色债券帮助许多国家的清洁能源和可持续发展项目获得了大量的资金支持。其次,风险分散与管理理论表明,活跃的金融市场具备更强的风险管理能力。绿色债券的成功发行不仅取决于资金供给,还依赖于金融市场通过多样化的金融工具(如碳期货、碳期权)帮助投资者分散和规避潜在风险。例如,在活跃的金融市场中,企

业可以利用衍生工具对冲绿色项目中可能存在的市场波动和不确定性,从而提升绿色项目的经济可行性和吸引力。这种风险分散机制确保了资金能够持续流入低碳项目,推动技术创新和项目实施。

此外,金融市场活力还带动了绿色金融工具的创新。活跃的金融市场不仅有助于现有绿色金融产品(如绿色债券)的推广,还通过不断的金融创新提升了资本流动的效率。例如,绿色债券结合区块链技术的应用进一步提高了资金流动的透明度和效率,使投资者能够更好地了解资金的用途和收益,从而增强了投资者对绿色项目的信心。基于此,提出如下假设。

H2:金融活力比率对低碳经济发展有显著影响。

2.3 碳金融市场与金融效率比率

碳金融市场是推动低碳经济发展的重要工具之一,主要通过碳排放交易和碳衍生品市场,帮助企业规避碳排放价格波动的风险。碳排放交易机制使企业在满足环保要求的同时,能够通过市场交易实现碳排放配额的合理配置,而碳衍生品如碳期货和碳期权则为企业提供了更多规避价格波动风险的金融工具。这些工具通过市场化手段引导企业更加积极地参与碳减排,并为低碳经济发展提供了坚实的资金支持。

金融效率是影响碳金融市场活跃度的重要因素之一。金融效率的提高意味着资金能够更迅速地流入低碳项目并得到有效利用,从而提升碳金融工具的使用效果。高效的金融体系能够减少资本流动过程中的摩擦成本,提高资金的配置效率,使企业能够更加灵活地使用金融工具进行碳交易和风险管理。例如,当金融市场具有高效率时,企业在进行碳排放交易时可以更加快速地获得所需资金,确保其能够满足短期内的减排目标。而且,在金融效率较高的地区,碳金融工具的创新和应用速度也更快,企业更容易通过碳期货和碳期权等衍生品对冲未来可能的碳价格波动风险,保持长期投资计划的稳定性。因此,金融效率直接影响碳市场的流动性、交易活跃度以及低碳项目的融资渠道。

此外,信息传递与激励理论指出,金融市场通过价格信号和信息披露机制,能够有效传递低碳项目的投资价值,激励资本流向低碳技术和项目。高效的金融市场能够通过准确和透明的信息披露机制,让投资者更好地评估低碳项目的风险与收益,从而进一步激励资金流向这些项目。因此,金融效率越高的地区,低碳技术研发和项目推广的速度也

越快,进而带动整个经济向绿色转型迈进。总结来看,金融效率不仅提高了资金使用率,还促进了碳金融工具的广泛使用和创新。通过优化资本配置和风险管理,金融效率的提高在碳金融市场中起到了至关重要的作用,为低碳经济提供了有力支持。基于此,提出如下假设。

H3:金融效率比率对低碳经济发展有显著影响。

2.4 绿色投资基金与金融密度比率

绿色投资基金在推动低碳技术创新和项目发展中起到了重要作用。这类基金通过股权投资和债权投资的形式,将资本引导至符合绿色标准的低碳项目中,涵盖了可再生能源、节能环保、清洁生产等多个领域。金融密度反映了金融资源的分布广度与覆盖深度。金融密度较高的地区,金融机构遍布更加广泛,能够为更多低碳项目提供融资渠道。特别是在那些需要大量资金支持、但又面临较高技术风险的低碳项目中,绿色投资基金通过其资金支持和技术指导,显著提高了项目的成功率与发展潜力。然而,金融密度过高也可能带来资源错配的风险,特别是在金融机构过于集中于特定行业或项目时,可能导致资金无法有效分配至真正具有潜力的低碳项目。资源集中带来的资金过度供给,会引发一些低效率、低效益项目的出现,反而抑制了低碳经济的健康发展。

此外,绿色投资基金在吸引社会资本方面的作用也与金融密度密切相关。金融机构数量多且覆盖广的地区,往往能够更有效地吸引私人资本进入绿色基金领域,形成多方共赢的局面。然而,过高的密度也可能引发资本过度竞争,导致绿色投资的效益递减,甚至引发资本泡沫。因此,金融密度在支持低碳项目的过程中,既能产生正面效应,也可能带来负面风险。为了解决这些潜在问题,政府可以通过制定绿色金融政策和加强监管机制,引导资金流向真正符合低碳发展需求的项目。此外,国际间的碳金融市场合作也能够为资金跨区域流动提供更多机会,提高全球范围内的金融资源配置效率,进一步促进低碳经济的全球化发展。基于此,提出如下假设。

H4:金融密度比率对低碳经济发展有显著影响。

3 实证检验

3.1 数据来源及变量选取

3.1.1 变量选取

(1)被解释变量。选取单位的二氧化碳产生的GDP效益作为被解释变量代表地区低碳经济发展

水平。使用二氧化碳排放量除以当地年度 GDP 得到。

(2)核心解释变量。在借鉴周立和陈彦羽^[12]的研究基础上,构建 4 个维度一级指标作为核心解释变量,分别为金融比率结构(x_1)、金融活力结构(x_2)、金融效率结构(x_3)和金融密度结构(x_4)。

(3)控制变量。控制结构主要从产业结构发展水平(z_1)、城市化结构发展水平(z_2)、环境污染投资水平(z_3)、劳动率就业发展水平(z_4)、老龄化发展水平(z_5)与进出口水平(z_6)6 个方面考量,见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	碳排放水平	y	碳排放量/地区 GDP
解释变量	金融结构比率	x_1	A 股年度市值/银行业年度总资产
	金融活力比率	x_2	股市年度新增融资额度/银行年度信贷新增额度
	金融效率比例	x_3	居民年度储蓄余额/银行年度贷款余额
	金融密度比率	x_4	年末金融机构存贷款总额/年末地区总人口
控制变量	产业结构水平	z_1	第三产业产值/第二产业产值
	城市化水平	z_2	年末城镇人口额/年末地区总人口额
	环境污染投资水平	z_3	环境污染投资额/年末 GDP
	劳动就业率	z_4	16~64 岁人口中就业人口/总人口数
	老龄化水平	z_5	65 岁以上老人数/总人口
	进出口水平	z_6	年度进出口总额/年末 GDP

3.1.2 数据来源

综合考虑数据的可得性,选取中国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)2012—2021 年的面板数据。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国人民银行年度报告》及各省、市辖区的年度统计年鉴和 Wind 数据库。

3.2 普通最小二乘法 (OLS) 回归与空间相关性检验

3.2.1 OLS 回归分析

1) 变量描述性统计

据表 2 描述性统计结果显示,地区低碳经济发展水平(y)平均值为 0.021 8,表明数据较为集中,标准差为 0.022 8,表明大多数地区的低碳经济发展相对均衡。金融结构比率(x_1)的数据分布极为广泛,标准差较大且存在显著极值,反映出不同地区金

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
y	300	0.021 8	0.022 8	0.001 7	0.128 3
x_1	270	8.401 5	87.145 1	-9.557 8	1 432.497 0
x_3	300	1.285 3	0.260 7	0.839 3	2.243 5
x_4	300	21.726 8	19.458 2	5.274 0	131.920 7
z_1	300	1.335 6	0.946 8	0.549 3	12.229 6
z_2	300	0.601 6	0.118 2	0.363 0	0.896 0
z_3	300	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
z_4	300	0.729 9	0.037 9	0.633 8	0.838 5
z_5	300	0.105 6	0.024 3	0.054 7	0.174 2
z_6	300	0.020 4	0.020 4	0.000 1	0.101 8

融市场发展水平存在巨大差异。金融活力比率(x_2)尽管标准差较大,但整体离散程度在可接受范围内,说明金融市场的活跃度在各地区间有显著差异。金融效率比例(x_3)和金融密度比率(x_4)虽然样本数相同,但前者数据较为集中,而后者则分布较广泛,表明金融资源的利用效率相对稳定,而金融资源的分布则存在较大差异。控制变量中,产业结构水平(z_1)最小值为 0.549 3,最大值为 12.229 6 的数据分布反映出地区经济发展模式的多样性,产业结构的差异较大,说明第三产业和第二产业的发展不均衡。城市化水平(z_2)标准差为 0.118 2,最小值为 0.363 0,最大值为 0.896 0,数据分布集中,反映出各地区在城镇化进程上的一致性。环境污染投资水平(z_3)的数据较小且集中,表明各地区在环境治理上的投入相对一致但总量偏低。劳动就业率(z_4)和老龄化水平(z_5)的数据分布集中,反映出各地区在人口结构和就业情况上的相似性。进出口水平(z_6)虽然数据较为集中,但其差异性仍然反映出地区对外贸易的不同程度。

总体来看,金融结构比率和金融密度比率的极值和离散性较大,提示需要进一步分析这些极端值对整体经济发展的影响。数据分布集中的变量则为后续模型分析提供了可靠的基础。这些统计结果为探索金融支持与低碳经济发展的关系提供了重要的基础数据和经济背景。

2) OLS 回归结果

使用 4 个维度的解释变量分别对被解释变量做 OLS 回归,公式为

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i^* + \beta_2 z_{1i} + \beta_3 z_{2i} + \beta_4 z_{3i} + \beta_5 z_{4i} + \beta_6 z_{5i} + \beta_7 z_{6i} + \epsilon_i \quad (1)$$

式中: y_i 为被解释变量,即第 i 个地区的低碳经济发展水平; x_i 为单独的解释变量(金融结构比率、金融活力比率、金融效率比例或金融密度比率); z_{1i} 为第

i 个地区的产业结构水平; z_{2i} 为第 i 个地区的城市化水平; z_{3i} 为第 i 个地区的环境污染投资水平; z_{4i} 为第 i 个地区的劳动就业率; z_{5i} 为第 i 个地区的老龄化水平; z_{6i} 为第 i 个地区的进出口水平; β_0 为常数项; ϵ_i 为误差项; $\beta_1 \sim \beta_7$ 为回归系数。回归结果见表 3。

表 3 显示。金融结构比率(x_1)和金融密度比率(x_4)在 1% 的显著性水平上对低碳经济发展有显著的负面影响,其中 x_1 的系数为 $-0.000\ 009\ 47(t=-3.44)$, x_4 的系数为 $-0.000\ 265\ 00(t=-2.92)$ 。然而,金融活力比率(x_2)和金融效率比例(x_3)未表现出显著影响。

在控制变量方面,产业结构水平(z_1)在所有回归中均未达到显著性水平,说明其对低碳经济发展的影响不显著。城市化水平(z_2)仅在回归(4)中显著,系数为 $0.060\ 1(t=2.10)$,表明城市化水平在一定条件下对低碳经济发展有正向影响。环境污染投资水平(z_3)在所有回归中均显著,表明其对低碳经济发展有显著的正面影响,系数均为正数并在 1% 的水平上显著(t 值均在 3.55 以上)。劳动就业率(z_4)和老龄化水平(z_5)在所有回归中均未达到显著性水平,说明它们对低碳经济发展的影响不显著。进出口水平(z_6)在大部分回归中显著,系数为负,说明其对低碳经济发展有负面影响,并在 1% 的水平上显著(t 值介于 $-2.60 \sim -3.17$)。

综上所述,OLS 回归结果表明,金融结构比率和金融密度比率对低碳经济发展有显著的负面影

响,而金融活力比率和金融效率比例未表现出显著影响。在控制变量中,环境污染投资水平对低碳经济发展有显著的正面影响,城市化水平和进出口水平分别在特定条件下表现出正面和负面的显著影响。这些结果为进一步选择和估计空间计量模型提供了有力依据。

3.2.2 空间相关性检验

1) 莫兰指数模型

依据空间计量学相关理论,在利用空间计量模型做实证的前提条件是被解释变量和解释变量的函数间存在空间相关的特性。基于此,首先对低碳经济发展水平进行相关性检验。依据地理学第一定律,越相近的两个事物就越相似。因此,运用莫兰指数对不同省份之间的碳排放数据进行了测试,验证其是否存在空间自相关,指数的取值范围是 $(-1, 1)$,其中 Moran's $I > 1$ 代表存在空间正相关;反之 Moran's $I < 1$ 时,表示存在空间负相关。具体公式为

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

式中: y_i 为省份 i 的二氧化碳排放量; \bar{y} 为省份平均碳排放均值; w_{ij} 为反距离空间权重。

2) 空间经济距离权重矩阵

多种经济发展因素均会影响各省金融空间结构的发展水平。充分考虑到经济的地理特征,构建了

表 3 OLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
x	$-0.000\ 009\ 47^{**}$ (-3.44)	-3.36×10^{-5} (-1.60)	$0.001\ 870\ 00$ -0.15	$-0.000\ 265\ 00^{**}$ (-2.92)
z_1	$-0.002\ 14$ (-0.92)	$-0.001\ 94$ (-0.91)	$-0.002\ 65$ (-0.95)	$-0.000\ 89$ (-0.58)
z_2	$0.025\ 9$ (-1.07)	$0.028\ 8$ (-1.21)	$0.026\ 8$ (-0.96)	$0.060\ 1^*$ (-2.1)
z_3	$93\ 218.1^{***}$ (-3.77)	$95\ 049.8^{***}$ (-3.79)	$92\ 305.7^{**}$ (-3.55)	$92\ 481.5^{***}$ (-3.8)
z_4	$0.068\ 6$ (1.18)	$0.080\ 2$ (-1.26)	$0.066\ 2$ (-1.59)	$0.056\ 6$ (-1.09)
z_5	$-0.093\ 3$	$-0.083\ 6$	$-0.121\ 0$	$-0.132\ 0$
z_6	-0.429^{**} (-2.81)	-0.413^{**} (-2.87)	-0.420^* (-2.60)	-0.424^{**} (-3.17)
常数项	$-0.033\ 6$ (-0.045 3)	$-0.041\ 4$ (-0.048 6)	$-0.030\ 8$ (-0.038 0)	$-0.036\ 8$ (-0.043 7)
样本数	270	270	300	300

注: *、**、*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.001$; 括号内为 t 值。

反距离空间权重矩阵 $[\omega_{ij}]$, 首先假定地理区域的远近会影响空间经济的溢出效应。构建模型过程中借鉴前人学者的思路采取 2012—2021 年各省的人均 GDP 作为基础经济要素, 并充分考虑了省份间相对地理距离, 公式如下:

$$[\omega_{ij}] = \omega_d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (3)$$

$$\omega_{d_{ij}} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

$$d_{ij} = \arccos[\sin\varphi_i \sin\varphi_j + \cos\varphi_i \cos\varphi_j \cos\Delta\tau]R \quad (5)$$

式中: ω_d 为反距离空间权重; $\omega_{d_{ij}}$ 为 ω_d 的元素; Y_{it} 为 t 时刻 i 地区的 GDP; \bar{Y}_i 为时间段 t_0 到 t_1 内 i 地区的 GDP 总产值 Y 的均值; \bar{Y} 为样本期内所有各省 2012—2021 年 GDP 总产值的均值; n 为地区数量; d_{ij} 为 i 地区与 j 地区之间的空间距离; φ_i 和 φ_j 分别为省份的经度和纬度; $\Delta\tau$ 为省份间的经度之差; R 为地球半径长度单位。

3) 空间相关性检验

依据莫兰指数模型和构造的经济距矩阵模型式(1)~式(4), 计算上述模型计算得到了历年来低碳经济发展水平的 Moran's I 指数和其本身的显著性。

在对地区低碳经济发展水平进行空间自相关分析后, 获得了 2012—2021 年的 Moran's I 指数及其相关统计指标, 见表 4。Moran's I 指数用于测量空间数据的聚集程度, 即一个地区的低碳经济发展水平是否与其邻近地区表现出显著的空间相关性。以下是对主要年份结果的凝练描述。在 2012 年, Moran's I 指数为 0.033, 显著性水平为 0.042, z 值为 2.035。这一点显示了显著的空间正相关性, 表明低碳经济发展水平较高的地区往往与其邻近的高水平地区聚集在一起。到 2017 年, Moran's I 指数上升至 0.025, 显著性水平为 0.062, z 值为 1.864。这一组数据显示出较强的空间正相关性, 接近显著性水平 0.05, 表明低碳经济发展水平的空间聚集效应更加显著。2019 年, Moran's I 指数为 0.025, 显著性水平为 0.065, z 值为 1.843。这一年继续显示出地区低碳经济发展水平的空间聚集效应, 表明低碳经济发展水平在空间上呈现出一定的聚集现象。

总体来看, 2012—2021 年, 地区低碳经济发展水平在大多数年份中均表现出正的空间自相关性, 尽管相关性强度有所波动。特别是在 2012 年、2017

表 4 全局低碳经济发展水平莫兰指数及其年度相关性显著度

年份	Moran's I	期望	标准差	z
2012	0.033**	-0.034	0.033	2.035
2013	0.022*	-0.034	0.032	1.751
2014	0.020*	-0.034	0.032	1.711
2015	0.020*	-0.034	0.032	1.712
2016	0.022*	-0.034	0.032	1.774
2017	0.025*	-0.034	0.032	1.864
2018	0.024*	-0.034	0.032	1.825
2019	0.025*	-0.034	0.032	1.843
2020	0.022*	-0.034	0.032	1.773
2021	0.022*	-0.034	0.032	1.761

注: *, ** 分别表示 $P < 0.05$, $P < 0.01$ 。

年和 2019 年, 空间正相关性尤为显著。这一发现提示, 在制定和实施低碳经济政策时, 应考虑地区间的空间关系, 以促进区域间的协调发展。

3.3 空间计量模型的选择与回归分析

3.3.1 空间计量模型的检验及选择

1) 空间拉格朗日(LM)检验

进行空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)的 LM 检验, 判断是否需要引入空间计量模型。根据表 5 中的 LR 检验结果, 可以判断是否需要引入空间计量模型。首先, 从空间误差模型(SEM)的检验结果来看, Moran's I 统计量为 0.31, $P=0.756$, 表明在 10% 的显著性水平下, 不能拒绝原假设, 即残差中没有显著的空间相关性。这意味着单独依靠 Moran's I 无法得出结论是否需要引入空间误差模型。然而, Lagrange 乘子检验(LM)和稳健的 Lagrange 乘子检验的结果则提供了进一步的证据。LM 检验的统计量为 3.128, $P=0.077$, 接近于 10% 的显著性水平, 提示可能存在空间误差相关性。稳健 LM 检验的统计量为 19.199, $P=0.000$, 显著性水平在 1%, 强烈表明存在空间误差相关性。因此, 结合稳健的 LM 检验结果, 可以认为引入空间误差模型是合理的。其次, 从空间滞后模型(SAR)的检验结果来看, Lagrange 乘子检验的统计量为 3.895, $P=0.048$, 表明在 5% 的显著性水平下, 可以拒绝原假设, 说明存在显著的空间滞后效应。稳健的 Lagrange 乘子检验的统计量为 19.966, $P=0.000$, 显著性水平在 1%, 进一步确认了空间滞后效应的存在。基于这些结果, 空间滞后模型(SAR)同样是合理的选择。

表 5 LR 检验结果

模型	检验	统计量	df	P
SEM	Moran's I	0.310	1	0.756
	LM 检验	3.128	1	0.077
	稳健 LM 检验	19.199	1	0.000
	LM 检验	3.895	1	0.048
	稳健 LM 检验	19.966	1	0.000

总体来看,这些检验结果说明了在分析低碳经济发展水平时,传统的 OLS 模型可能忽略了数据中的空间相关性。空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)都显示出显著的空间效应,这表明在模型中需要考虑空间相关性,以提高模型的准确性和解释力。特别是稳健的 LM 检验结果表明,空间误差和空间滞后效应的引入都具有统计学意义。综上所述,引入空间计量模型(如 SDM 模型)对于研究低碳经济发展水平的空间依赖性和溢出效应是必要且有益的。通过使用空间计量模型,可以更好地理解不同地区之间的相互影响,从而为制定更有效的低碳经济发展政策提供科学依据。

2) 固定效应检验

通过检验对比出地区固定效应、时间固定效应和双向固定效应,确定最佳模型。根据表 6 中的 LR 检验结果,可以分析和解释是否应该在模型中引入双向固定效应或个体固定效应。首先,检验 1 比较了“双向固定效应”和“个体固定效应”。在此检验中,假设原假设为个体固定效应模型较优,即认为时间效应不显著。检验结果显示, $LR\chi^2(10) = 6.28, P = 0.7911$,这表明在显著性水平下,无法拒绝原假设。因此,可以得出结论,个体固定效应模型比双向固定效应模型更适合描述低碳经济发展水平的变化。这意味着,在考虑模型的个体差异时,时间效应并不显著。检验 2 比较了“时间固定效应”和“双向固定效应”。在此检验中,假设原假设为双向固定效应模型较优,即认为个体效应不显著。检验结果显示, $LR\chi^2(10) = 837.08, P = 0.0000$,这表明在显著性水平下,拒绝原假设。因此,可以得出结论,时间固定效应模型比双向固定效应模型更适合描述低碳经济发展水平的变化。这意味着,在考虑模型的时间差异时,个体效应并不显著。

表 6 检验选择效应结果

检验	Rchi2(10)	P
检验 1: 比较“双向固定效应”和“个体固定效应”	6.28	0.7911
检验 2: 比较“时间固定效应”和“双向固定效应”	837.08	0.0000

检验 1 的结果表明,个体固定效应模型能够较好地捕捉低碳经济发展水平在不同省份之间的差异,而时间效应在这种模型中并不显著。因此,在考虑低碳经济发展水平的空间相关性时,可以依赖于个体固定效应来解释各省份之间的差异。这也意味着各省份在特定时间点上的低碳经济发展水平更多地受到了其本身特征和内部因素的影响。检验 2 的结果显示,当比较时间固定效应和双向固定效应时,时间固定效应显得尤为重要。这表明,低碳经济发展水平在不同时间点上的变化是显著的,而这种变化并不仅仅由个体固定效应来解释。通过这两个检验的结果,可以得出在研究低碳经济发展水平时,个体固定效应和时间固定效应都具有其重要性。为了更全面地捕捉低碳经济发展水平的动态特征,结合个体和时间固定效应的双向固定效应模型将是一个更为适当的选择。这也为进一步的实证分析和政策制定提供了更加细致和深入的视角。

3) LR 检验

进行 LR 检验,确认空间杜宾模型(SDM)是否可以简化为空间滞后模型(SAR)或空间误差模型(SEM)。假设 H1:空间杜宾模型可以简化为空间滞后模型;假设 H2:空间杜宾模型可以简化为空间误差模型。LR 检验结果见表 7。

首先,针对假设 H1 的检验结果, $LR\chi^2(6) = 14.24, P = 0.0270$ 。根据显著性水平(通常为 5%),如果 P 小于显著性水平,则拒绝原假设。此处 $P = 0.0270$,小于 0.05,表明在 5%的显著性水平下,拒绝“空间杜宾模型可以简化为空间滞后模型”的原假设。这意味着空间滞后模型(SAR)并不能有效简化空间杜宾模型(SDM),空间滞后模型不足以捕捉数据中的所有空间效应。其次,针对假设 2 的检验结果, $LR\chi^2(5) = 12.71, P = 0.0263$ 。同样地, $P < 0.05$,因此在 5%的显著性水平下拒绝“空间杜宾模型可以简化为空间误差模型”的原假设。这表明空间误差模型(SEM)也不能有效简化空间杜宾模型,说明仅用空间误差模型不足以解释数据中的所有空间相关性。

表 7 LR 检验结果

假设	L Rchi2(6)	P
H1:空间杜宾模型可以简化为空间滞后模型	14.24	0.0270
H2:空间杜宾模型可以简化为空间误差模型	12.71	0.0263

表 7 显示,无论是空间滞后模型(SAR)还是空间误差模型(SEM),均不能替代空间杜宾模型(SDM)。因此,SDM 模型更适合分析低碳经济发展水平的空间效应,因为它能够更全面地捕捉和解释数据中的空间相关性。选择 SDM 模型意味着考虑了不仅仅是自身效应,还考虑了相邻区域对低碳经济发展水平的潜在影响,从而提供更准确和全面的实证结果。这一结果对政策制定者和研究人员具有重要意义,能够帮助他们更好地理解 and 应对区域间低碳经济发展的复杂空间关系。

3.3.2 空间杜宾模型构建

在确定采用空间杜宾模型(SDM)后,模型方程如下:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 x_{4it} + \gamma_1 z_{1it} + \gamma_2 z_{2it} + \gamma_3 z_{3it} + \gamma_4 z_{4it} + \gamma_5 z_{5it} + \gamma_6 z_{6it} + \lambda W X_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式中: y_{it} 为低碳经济发展水平; $W y_{it}$ 为低碳经济发展水平的空间滞后项; x_{1it} 、 x_{2it} 、 x_{3it} 和 x_{4it} 为金融结构比率、金融活力比例、金融效率比例和金融密度比率; z_{1it} 、 z_{2it} 、 z_{3it} 、 z_{4it} 、 z_{5it} 和 z_{6it} 为控制变量; $\lambda W X_{it}$

为解释变量的空间滞后项; ϵ_{it} 为误差项; $\gamma_1 \sim \gamma_6$ 为回归系数。

3.3.3 空间杜宾回归结果分析

从表 8 回归结果来看,金融结构比率(x_1)在 3 个模型[个体固定效应(ind)、时间固定效应(time)、双向固定效应(both)]中的系数均不显著(P 远大于 0.05),这表明金融结构比率对低碳经济发展并未产生显著影响。主回归系数(Main 列)和空间滞后项(Wx 列)中, x_1 的结果也均不显著。因此,假设 H1 未得到支持,金融结构比率对低碳经济发展的作用有限。

金融活力比率(x_2)在个体固定效应模型和双向固定效应模型中未表现出显著性,但在时间固定效应模型中, x_2 的系数为 0.000 195,并在 5% 的显著性水平下显著($P < 0.05$)。这表明金融活力对低碳经济发展的正向影响在时间维度上较为显著。同时,在空间滞后项(Wx 列)中, x_2 在个体固定效应模型中表现出显著正向影响($P < 0.01$),进一步支持了这一假设。因此,假设 H2 得到了支持,金融市场活力对推动低碳经济发展起到了显著的正向作用。

表 8 空间杜宾模型检验结果

变量	Main			Wx		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	ind	time	both	ind	time	both
x_1	9.89×10 ⁻⁸ (-4.00×10 ⁻²)	-8.16×10 ⁻⁶ (-0.79)	-4.74×10 ⁻⁷ (-0.16)	2.85×10 ⁻⁵ (-0.94)	8.38×10 ⁻⁵ (-0.47)	4.91×10 ⁻⁶ (-0.09)
x_2	2.49×10 ⁻⁴ (-1.47×10 ⁰)	0.000 195 (-0.29)	0.000 176 (-0.95)	0.001 84** (-2.77)	0.000 855 (-0.21)	0.001 (-0.89)
x_3	-6.25×10 ⁻³ (-1.71)	0.031 1*** (-5.34)	-0.007 80* (-2.12)	-0.016 7 (-1.57)	0.183** (-2.9)	0.014 3 (-0.51)
x_4	5.67×10 ⁻⁵ -8.30×10 ⁻¹	-0.000 556*** (-5.37)	8.28×10 ⁻⁵ (-1.17)	-0.000 253 (-0.92)	-0.001 36 (-1.58)	-0.000 236 (-0.49)
z_1	3.01×10 ⁻⁴ -8.10×10 ⁻¹	-0.002 92* (-2.41)	0.000 327 (-0.84)	0.002 4 (-0.47)	-0.016 9 (-0.98)	0.007 22 (-1.09)
z_2	-0.045 4* (-2.41)	0.028 6 (-1.25)	-0.036 2 (-1.80)	-0.178** (-2.76)	-0.246 (-1.44)	0.12 (-0.54)
z_3	1.01×10 ⁺² -3.00×10 ⁻²	104 926.6*** (-12.18)	-597.7 (-0.19)	28 581.5* (-2.25)	23 936 (-0.24)	400 13 (-1.25)
z_4	-0.093 8* (-2.57)	0.138** (-3.07)	-0.086 4* (-2.24)	-0.427 (-1.95)	0.953 (-1.82)	-0.474 (-1.20)
z_5	-0.119* (-2.41)	-0.214*** (-4.33)	-0.098 6 (-1.91)	-0.455 (-1.35)	1.350** (-2.97)	-0.446 (-0.85)
z_6	-0.111* (-2.14)	-0.186* (-2.28)	-0.126* (-2.34)	-0.421* (-2.23)	-0.001 04 (-0.00)	-0.961** (-2.81)
P	-3.60×10 ⁻¹ (-1.23)	-0.448 (-1.40)	-0.249 (-0.86)			
sigma2e	0.000 013 4*** (-1.22×10 ⁻¹)	0.000 184 0*** (-13.4)	0.000 013 0*** (-12.28)			
R^2	5.11×10 ⁻²	0.211	0.035 8			
样本数	300	300	300	300	300	300

注: *、**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.001$;括号内为 t 值。

金融效率比率(x_3)在不同模型中的表现复杂。在个体固定效应模型和双向固定效应模型中, x_3 的系数为负且显著($P < 0.05$),表明金融效率的提高在这些模型中对低碳经济发展有负面影响,可能反映出资源错配或过度投资的现象。然而,在时间固定效应模型中, x_3 的系数为0.031 1,且显著($P < 0.001$),表明在时间维度上,金融效率的提高对低碳经济发展具有正面促进作用。 W_x 列的空间滞后项中, x_3 也在时间模型中显著($P < 0.01$),进一步支持了这种时间效应。因此,假设3部分得到了支持,金融效率的作用具有双重性,在时间维度上积极,但在某些个体和空间层面可能产生负面效应。

金融密度比率(x_4)在时间固定效应模型中显著($P < 0.001$),其系数为负,表明金融密度对低碳经济发展的负面影响较为显著。在其他模型中, x_4 的结果不显著,且在空间滞后项中同样未表现出显著性。这表明,金融密度的增加在某些时间维度上可能产生资源过度集中或配置效率低下的问题。因此,假设4得到了部分验证,即金融密度的增加对低碳经济发展的作用具有负面影响,需在政策制定中进行合理引导。

对于控制变量 $z_1 \sim z_6$,由表8回归结果显示出一些重要的发现。 z_1 (产业结构水平)在时间固定效应模型中是负显著的($-0.002\ 92, P < 0.05$),表明产业结构调整对低碳经济发展具有一定的抑制作用,可能是由于第二产业占比过高,导致碳排放量增加。

z_2 (城市化水平)在个体固定效应和双向固定效应模型中是负显著的,暗示城市化进程可能增加碳排放,不利于低碳经济发展。这可能是因为城市化过程中,基础设施建设和居民消费增加了能源需求,从而提高了碳排放水平。 z_3 (环境污染投资水平)在时间固定效应模型中显著($104\ 926.6, P < 0.001$),表明环境污染投资对低碳经济发展有显著促进作用,可能因为更多的资金投入促进了污染治理技术的研发和应用,从而降低了碳排放。 z_4 (劳动就业率)、 z_5 (老龄化水平)和 z_6 (进出口水平)在不同模型中的显著性和符号变化反映了复杂的经济和社会因素对低碳经济发展的不同影响。这些结果表明,政策制定者应综合考虑多种因素,并结合不同地区的具体情况制定相应的低碳经济政策,以实现更有效的低碳经济发展。

4 研究结论及建议

4.1 研究结论

4.1.1 绿色金融结构的空間相关性显著

研究表明,中国各省份之间的低碳经济发展水

平存在显著的空间相关特性。通过空间杜宾模型(SDM)的分析,发现金融结构比率和金融密度比率对低碳经济发展有显著的负面影响,表明金融资源在部分地区可能过于集中或分配不均,导致资源错配或过度投资。这种负面影响在金融市场不够成熟的地区尤为明显。而金融活力比率在时间维度上对低碳经济发展具有显著的正向影响,表明金融市场的繁荣和活跃度提升有助于增加绿色金融产品和服务,促进低碳技术的研发和应用。金融效率的影响则表现出复杂性,低碳经济发展水平不仅受到本省绿色金融效率的影响,也受到邻近省份绿色金融效率的影响,表明低碳经济发展的区域间互动和溢出效应显著,强调了在制定低碳经济政策时考虑区域协同的重要性。

4.1.2 金融活力对低碳经济发展的积极作用

金融活力比率在时间维度上对低碳经济发展具有显著的正向影响。金融市场的繁荣和活跃度提升,有助于增加绿色金融产品和服务的供应,进而促进低碳技术的研发和应用。例如,绿色债券、绿色信贷等金融工具可以为低碳项目提供必要的资金支持,降低企业的融资成本。同时,活跃的金融市场可以通过信息传递和激励机制,吸引更多资本流向低碳经济领域。金融活力的提升不仅反映在本地经济活动的增强上,还通过各种金融工具和创新为低碳经济提供了必要的资金支持和市场激励。

4.1.3 金融效率的双重效应

金融效率在个体固定效应和双向固定效应模型中对低碳经济发展有负面影响,而在时间固定效应模型中则表现出正向影响。这种差异表明,金融效率对低碳经济发展的影响是复杂的。一方面,金融效率的提高意味着资金利用率的提升,有助于低碳技术的进步和普及;另一方面,在考虑空间相关性和个体差异时,金融效率的提高可能导致资源错配或其他负面效应。例如,部分地区可能会因为过度依赖金融市场而忽视实体经济的发展。因此,金融效率的提升应结合区域经济发展的实际情况,避免单纯追求金融指标的提升而忽视了实际经济效益。

4.1.4 控制变量的多维影响

控制变量的回归结果显示,低碳经济发展受到多种经济和社会因素的复杂影响。具体而言,产业结构水平的变化反映了各地区产业升级和经济转型的进程;城市化水平的提高有助于集约化资源利

用,但也可能带来环境压力;环境污染投资水平的增加有助于改善环境质量,但其效果需要一定时间才能显现;劳动就业率和老龄化水平则反映了人口结构对经济发展的长期影响;进出口水平的变化则直接关系到地区经济的对外开放程度和国际贸易环境。这些因素在不同模型中的显著性和符号变化,反映了各因素在不同情境下的多维影响,表明低碳经济发展的路径和模式在不同地区可能存在显著差异。

4.2 政策建议

4.2.1 加强区域间的政策协同

由于低碳经济发展存在显著的空间相关性和溢出效应,政府应加强区域间的政策协同,推动跨区域的低碳经济合作。建立区域性低碳经济合作机制,可以有效促进信息共享、技术合作和资源配置优化,从而提高区域间的整体低碳经济发展水平。例如,设立区域性的绿色金融合作平台,推动跨区域的绿色债券发行和绿色信贷项目,可以在资金筹集和分配上实现高效协同,满足跨区域低碳项目的融资需求。此外,建立区域性低碳技术创新联盟,促进技术研发和成果转化,能够加速低碳技术的推广应用,增强区域竞争力。

通过区域合作制定统一的低碳经济发展标准和政策,可以减少区域间政策的不一致性和市场壁垒,推动低碳经济的协调发展。具体措施包括:制定统一的绿色金融标准和评价体系,确保各地区在低碳经济发展中的政策方向一致;建立跨区域的环境信息共享平台,实现环境治理数据的实时共享和动态监测;加强区域间的环境立法和执法合作,共同打击跨区域环境违法行为,提高环境治理效果。区域间的政策协同不仅能够提升整体低碳经济发展水平,还能有效应对区域性环境问题,推动区域经济的可持续发展。

4.2.2 提升金融市场的活力

政策应着力提升金融市场的活力,鼓励更多绿色金融产品的开发和应用。政府可以通过税收优惠、绿色金融专项基金和绿色信贷担保等政策支持和激励措施,吸引更多投资者参与。例如,政府可以设立绿色金融创新奖,奖励在绿色金融产品开发和应用中表现突出的金融机构和企业,激发市场主体的创新热情。推动建立绿色金融数据和信息披露平台,增强市场透明度和信息对称性,可以帮助投资者更好地了解 and 评估绿色金融产品的风险和收益,提高市场的信心和参与度。

此外,通过政策引导和市场激励,鼓励金融机构开发适合不同类型低碳项目的金融产品,满足企业的多元化融资需求,是提升金融市场活力的重要手段。例如,推动开发适合中小企业的绿色信贷产品,降低融资门槛,支持更多创新型企业参与低碳经济建设;鼓励开发与绿色项目挂钩的保险产品,为低碳项目提供风险保障,提升投资吸引力;探索基于区块链技术的绿色金融平台,提升绿色金融交易的透明度和效率。通过多层次、多渠道的金融产品创新,构建活跃的绿色金融市场生态系统,推动低碳经济的持续发展。

4.2.3 合理提升金融效率

政策制定者应关注金融效率的提升,同时防范资源错配和过度投资等负面效应。通过优化金融资源配置、推动金融机构的专业化和精细化管理,提高资金利用率,促进低碳技术的研发和应用。例如,政府可以出台指导意见,规范绿色金融产品的设计和发行,确保资金流向真正具有环保效益的项目。加强金融监管,防范金融市场的过度投机和泡沫风险,确保绿色金融市场的健康发展,是提升金融效率的关键。

具体措施包括:建立完善的绿色金融评价体系,对绿色金融产品的环境效益进行科学评估和监督;加强对绿色金融机构的合规管理,确保资金使用的透明性和合法性;推动绿色金融产品的信息披露标准化,增强市场对绿色金融产品的信任度。此外,通过政策支持和市场引导,鼓励金融机构提升服务能力和管理水平,提高资金利用效率。例如,推广绿色金融技术创新,提升金融服务的智能化水平;鼓励金融机构加强对低碳项目的专业研究和评估,提升项目的投资决策质量;通过金融教育和培训,提升金融从业人员的绿色金融专业素养,推动金融效率的持续提升。

4.2.4 综合考虑多项经济和社会因素

政策制定者应综合考虑多种经济和社会因素,在制定低碳经济政策时,结合各地区的具体情况,采取差异化的政策措施。例如,在产业结构调整方面,应鼓励高污染、高能耗企业向低碳、高效能产业转型,加大对绿色技术和装备的投资。通过制定差异化的产业政策,支持不同地区根据自身资源禀赋和经济结构特点,选择适合的低碳经济发展路径。在城市化过程中,应注重绿色基础设施建设,提高资源利用效率,减少环境污染,推动城市的可持续发展。

在环境治理方面,应加大对污染治理技术的资金投入,提升环境质量。政府可以设立专项基金,支持环保技术的研发和推广应用;通过财政补贴和税收优惠,鼓励企业加大环保设施的投入和运营力度。此外,在社会政策方面,应关注老龄化带来的经济和社会挑战,发展绿色养老产业,提高社会整体可持续发展水平。例如,通过政策支持,推动绿色养老社区的建设,提升老年人口的生活质量;鼓励开发与绿色养老相关的金融产品,满足老年人口的多元化金融需求;通过公共宣传和教育,提升全社会的环保意识和参与度,营造良好的社会氛围,推动低碳经济的全面发展。

参考文献

- [1] LIU L, LI X. A study on the impact of green finance on the high-quality economic development of Beijing-Tianjin-Hebei Region[J]. *Sustainability*, 2024, 16(6): 2433.
- [2] 廖原, 李鑫. 绿色金融支持绿色低碳技术进步的机制分析[J]. *国际工程与劳务*, 2025(1): 31-36.
- [3] YANG Z. The impact of green finance on high-quality economic development in China: vertical fiscal imbalance as the moderating effect [J]. *Sustainability*, 2023, 15(12): 9350.
- [4] 王洁. 我国绿色金融对制造业节能减排的影响研究[D]. 济南: 齐鲁工业大学, 2022.
- [5] SUN H, LUO Y, LIU J, et al. Digital inclusive finance, R&D investment, and green technology innovation nexus [J]. *Plos One*, 2024, 19(1): e0297264.
- [6] 陈素君. 绿色金融对我国低碳经济发展影响的实证分析 [J]. *内蒙古财经大学学报*, 2024, 22(5): 60-64.
- [7] DING X, GAO L, WANG G, et al. Can the development of digital financial inclusion curb carbon emissions? empirical test from spatial perspective[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022, 10: 1045878.
- [8] 赵新远. 绿色金融对区域低碳经济发展的影响机制研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2022.
- [9] GUOSONG W. Research on the spatial impact and coupling coordination of green finance on the ecological development of China's economy[J]. *Economic Change and Restructuring*, 2023, 56(5): 3353-3381.
- [10] 徐英启. 中国城市绿色技术创新对碳排放效率的影响研究[D]. 济南: 山东师范大学, 2023.
- [11] CUI Y, ZHONG C, CAO J, et al. Spatial effect of carbon neutrality target on high-quality economic development: channel analysis based on total factor productivity [J]. *Plos One*, 2024, 19(1): e0295426.
- [12] 周立, 陈彦羽. 最优金融空间结构与区域经济协调发展 [J]. *河海大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 24(3): 60-67, 115.

Spatial Impact of Regional Financial Support on Low-carbon Economic Development

LI Min, ZHANG Menglin, GU Shiguang

(School of Economics and Management, Henan Institute of Science and Technology, Xinxiang 453000, Henan, China)

Abstract: With the intensification of global climate change, low-carbon economy has become a key goal for economic transformation in various countries. Financial support is crucial for promoting low-carbon economic development. Based on provincial data of China from 2012 to 2021, a spatial Durbin model (SDM) was constructed to analyze the impact of financial structure, vitality, efficiency, and density on low-carbon economy. The results indicate that financial structure and density have a negative impact on the development of low-carbon economy, while financial vitality plays a positive role. In addition, the development level of low-carbon economy in various provinces shows spatial correlation. Based on this, it is proposed to strengthen regional policy coordination, enhance the vitality of financial markets, and promote coordinated development of low-carbon economy regions.

Keywords: financial support; low-carbon economy; spatial econometrics; regional interaction; financial efficiency