

引用格式:朱家明,张蒙.基于空间杜宾模型的绿色金融经济增长效应研究[J].中国传媒大学学报(自然科学版),2023,30(01):75-82.
文章编号:1673-4793(2023)01-0075-08

基于空间杜宾模型的绿色金融经济增长效应研究

朱家明^{1*},张蒙²

(1. 安徽财经大学大数据学院,安徽蚌埠 233041;2. 安徽财经大学金融学院,安徽蚌埠 233041)

摘要:为研究绿色金融对经济增长的效应,首先利用2011-2020年我国各省份绿色金融面板数据,基于熵权法测度各省域的绿色金融发展体系,建立空间杜宾模型,分析基于地理位置的0-1空间权重矩阵下我国各省域绿色金融对经济增长的影响效应,同时进行适配性检验和稳健性检验。研究表明绿色金融对本地区经济增长呈显著的正向效应,邻近地区的绿色金融发展对本地区经济增长呈负向效应;政府支出对本地区经济增长呈正向效应,对邻近地区呈负向效应,绿色金融的发展有待培育和完善的。

关键词:绿色金融;经济增长;空间杜宾模型;双碳

中图分类号:X196;F832;F124 **文献标识码:**A

Research on the effect of green finance on economic growth based on spatial Dubin model

ZHU Jiaming^{1*}, ZHANG Meng²

(1. School of Big Data, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China; 2. School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China)

Abstract: In order to study the effect of green finance on economic growth, we first use the panel data of green finance in China's provinces from 2011 to 2020 to measure the green finance development system in each province based on the entropy weight method, and then establish a spatial Dubin model to analyze the impact of green finance on economic growth in China's provinces under the 0-1 spatial weight matrix based on geographical location, and conduct fitness test and robustness test. Finally, the conclusion is drawn that green finance has a significant positive effect on regional economic growth, and the development of green finance in neighboring regions will have a negative effect on regional economic growth; The government expenditure has a positive effect on the regional economic growth, and a negative effect on the neighboring regions; The development of green finance needs to be cultivated and improved.

Key words: green finance; economic growth; spatial Dubin model; bicarbon

1 引言

“双碳”背景源自2020年我国明确提出的2030年“碳达峰”和2060年“碳中和”目标,这是生态文明的最新要

求,体现了我国走绿色低碳发展道路的决心。高世楫、俞敏(2021)强调了绿色低碳发展的必要性和重要意义。绿色金融是为支持环境保护、产业结构优化而开展的金融经济活动,可以促进环境保护及治理,引导资源从高

基金项目:国家社会科学基金年度项目(22BTJ048)

作者简介(*为通讯作者):朱家明(1973-),男,副教授,主要从事经济应用统计研究。Email:zhujm1973@163.com

污染、高能耗产业流向理念、技术先进的部门^[1]。为实现“碳达峰”与“碳中和”目标,绿色金融和经济增长是一体两面的重要手段和方式,因此科学客观评价绿色金融对经济增长的效应尤为重要。

在绿色金融的相关研究方面,我国制定了相关政策来支持绿色金融的快速发展并加快经济转型步伐。吕姝萱(2021)认为绿色金融是以金融业务为枢纽,引导社会资源流向节能减排技术开发和生态环境保护产业,引导企业生产注重绿色环保,引导消费者形成绿色消费理念^[2]。田嘉莉等(2022)认为绿色金融会引导社会资金的流向,促进更多资源支配在污染治理和环境保护领域中,推动减少单位产出的碳排放量并增强地区碳移除能力,进而推动实现碳中和^[3]。绿色金融是改善环境的必经之路,也是人类对现代金融的反思与研究。

在绿色金融对经济增长的相关研究方面,近年来,越来越多的学者关注绿色金融与经济增长之间的内在关系。邱海洋(2017)把绿色金融分为广义和狭义,实证分析发现无论是广义绿色金融还是狭义绿色金融对经济增长都具有促进作用^[4];彭湘军等(2022)研究2009-2018年我国四大区域绿色金融与经济增长的综合水平,得出二者关联度逐年增加且总体聚集分布的结论^[5];文书洋、刘浩等(2022)建立带有环境约束并与金融密切相关的经济增长模型,解释了绿色金融提升经济增长质量的内在机制^[6]。

通过对相关文献的整理可知,学者们越来越重视经济发展的质量效率以及对环境污染治理的效果;强调绿色金融的投资方向为提高资源配置、减少碳排放、节能环保的经济金融产业;多数学者认为绿色金融对经济增长具有正向影响效应,少数学者则持相反

态度。在实证分析方面,大多数研究侧重于对经济发展的测度或者绿色金融的内涵研究,现有文献较少从面板数据空间角度探讨二者之间存在的空间联系,即绿色金融对经济增长的空间影响效应。

综上所述,本文将通过绿色信贷、绿色证券、绿色保险和绿色投资四个方面,利用我国各省域2011-2020的面板数据,采用熵权法测算绿色金融发展水平。同时,基于空间相关性检验结果,建立双固定的空间杜宾模型,对基于地理位置的0-1空间权重矩阵下我国各省域绿色金融对经济增长的影响效应及其空间分解效应进行实证分析。

2 绿色金融发展水平的指标体系构建

2.1 指标体系

(1)被解释变量:经济增长。借用彭湘君(2022)的指标构建,用人均GDP(pgd)表示。

(2)核心解释变量:绿色金融。为科学评价绿色金融对经济增长的推动作用,建立绿色金融发展水平体系,见表1。参考大量文献,并考虑数据可得性和平滑性,选取绿色信贷(g_c)、绿色证券(g_s)、绿色投资(g_i)和绿色保险(g_y)四个方面指标测算绿色金融发展水平。其中,借鉴尹子擘(2021)和冯兰刚(2022)等的指标构建,用高耗能工业产业利息占工业产业利息的比重表示绿色信贷^[7,8];借用肖黎明(2020)等的指标体系,用六大高耗能A股市值占A股总市值的比重表示绿色证券^[9];借用刘孜(2022)等的研究,用治理污染投资占GDP的比重表示绿色投资;农业保险收入占农业总产值的比重表示绿色保险^[10]。

表1 核心解释变量指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标属性
绿色金融发展水平	绿色信贷	高耗能工业利息占比	高耗能工业产业利息/工业产业利息	-
	绿色证券	高耗能行业市值占比	六大高耗能A股市值/A股总市值	-
	绿色投资	环境污染投资占比	治理污染投资总额/GDP	+
	绿色保险	农业保险规模占比	农业保险收入/农业总产值	+

(3)数据处理

首先对数据进行归一化处理^[11-13]:由于各项指标计量单位并不统一,因此在计算综合权重前先要对其进行标准化处理,即把指标的绝对值转化为相对值,并令 $x_{ij} = |x_{ij}|$,从而解决各项不同质指标值的同质化问题。而且,由于正向指标和负向指标数值代表的含

义不同(正向指标数值越高越好,负向指标数值越低越好),因此,对于高低指标用不同的算法进行数据标准化处理。

对于正向指标:

$$x_{ij} = 0.998 \frac{x_{ij} - \min \{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}}{\max \{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - \min \{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}} + 0.002 \quad (1)$$

对于负向指标:

$$x_{ij} = 0.998 \frac{\max \{x_{1j}, \dots, x_{mj}\} - x_{ij}}{\max \{x_{1j}, \dots, x_{mj}\} - \min \{x_{1j}, \dots, x_{mj}\}} + 0.002 \quad (2)$$

计算第*j*项指标下第*i*方案指标值的比重 p_{ij} :

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^n x_{ij}} \quad (j = 1, 2, \dots, m) \quad (3)$$

计算第*j*项指标的熵值 e_j :

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad (4)$$

其中 $k = 1/\ln(n)$,满足 $e_j \geq 0$ 。

计算信息熵冗余度:

$$g_j = 1 - e_j \quad (5)$$

计算各项指标权重:

$$w_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^m g_j} \quad (6)$$

计算综合得分:

$$s_i = \sum_{j=1}^m w_j x_{ij} \quad (7)$$

得出权重系数结果,详见表2。

表2 绿色金融指标权重系数

变量	g_c	g_s	g_t	g_y
权重系数	0.0909	0.2660	0.2656	0.3774

并且计算出各省2011-2020年的绿色金融水平(gfl)(综合得分)。

(4)控制变量:除绿色金融外,仍然有很多因素会影响省域经济增长。在之前学者的研究基础上,本文选取以下四个对经济增长产生影响的重要因素作为控制变量:a)城镇化水平(city)。本文用城镇人口占总人口的比重来表示城镇化水平;b)科技创新水平(tech)。科技创新水平是经济增长的重要推动因素,本文用各省的国内专利申请授权取对数来表示科技创新水平;c)人力资本(edu)。人力资本是经济发展必不可少的资源,本文用各省人均受教育年限表示人力资本;d)政府支出(gov)。政府支出的情况在一定程度上体现了经济的发展水平,与人力资本一样,是经济增长不容忽视的重要影响因素,本文用财政支出占GDP的比重来表示政府支出。

(5)数据来源和描述性统计

所选数据为30个省跨度10年的面板数据(由于数据残缺或便于测度,港澳台和西藏地区除外)。本文选取指标变量的数据来源为中国工业统计年鉴,中国环境统计年鉴,中国保险统计年鉴,中国碳核算数据

库,Wind数据库,国家统计局,EPS全球统计数据。变量的描述性统计见表3。

表3 主要变量描述性统计分析

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
pgdp	300	56386	27307	16413	164889
gfl	300	0.177	0.0941	0.0492	0.540
city	300	0.590	0.122	0.350	0.896
tech	300	58602	89367	502	709725
edu	300	9.253	0.917	7.474	12.78
gov	300	0.250	0.103	0.110	0.643

3 自相关检验与模型设定

3.1 空间自相关检验

考察数据是否存在空间相关性和空间依赖性常用Moran's I莫兰指数法,本文用Moran's I指数法来检验我国省域经济增长的空间相关性。首先构建基于地理距离的空间权重矩阵,然后测算核心变量(包括被解释变量和解释变量)2011—2020年的莫兰指数,以此来检验我国各省域间的绿色金融水平与经济增长的空间相关性。

Moran's I指数计算公式如下:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (8)$$

其中 Y_i 和 Y_j 分别表示地区*i*和地区*j*的观测值, n 代表地区的总个数, W_{ij} 为空间权重矩阵。由于地理距离差异会产生各种生产成本等,会对各省域经济发展的空间效应产生影响,因此本文选择基于地理距离的空间权重矩阵进行空间相关性分析。

地理距离矩阵公式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i,j \text{ 相邻,} \\ 0 & i,j \text{ 不相邻.} \end{cases} \quad (9)$$

即如果地区*i*和地区*j*两地相邻,则 $W_{ij}=1$,否则 $W_{ij}=0$ 。Moran's I指数的取值范围在-1和1之间, $I>0$ 则表示存在空间正相关,即高高聚集、低低聚集; $I<0$ 则表示存在空间负相关,即高低聚集、低高聚集; $I=0$ 则表示不存在空间相关性。地理距离空间权重矩阵主要衡量各省份地理位置的邻近性,地理距离越小的城市经济发展关联性越大。

Moran's I指数结果,详见表4。2011年、2020年的人均GDP和绿色金融水平的Moran's I指数散点图如图1-图4所示。

表4 核心变量的Moran's I指数

年份	2011	2012	2013	2014	2015
Moran's I	pgdp:0.421***(0.121)	pgdp:0.409***(0.121)	pgdp:0.399***(0.121)	pgdp:0.383***(0.122)	pgdp:0.383***(0.122)
	gfl:0.219*(0.121)	gfl:0.233*(0.122)	gfl:0.325*(0.118)	gfl:0.313*(0.116)	gfl:0.214*(0.119)
年份	2016	2017	2018	2019	2020
Moran's I	pgdp:0.398***(0.121)	pgdp:0.427***(0.121)	pgdp:0.419***(0.121)	pgdp:0.351***(0.118)	pgdp:0.356***(0.117)
	gfl:0.242*(0.119)	gfl:0.198*(0.123)	gfl:0.263*(0.122)	gfl:0.154*(0.120)	gfl:0.168*(0.119)

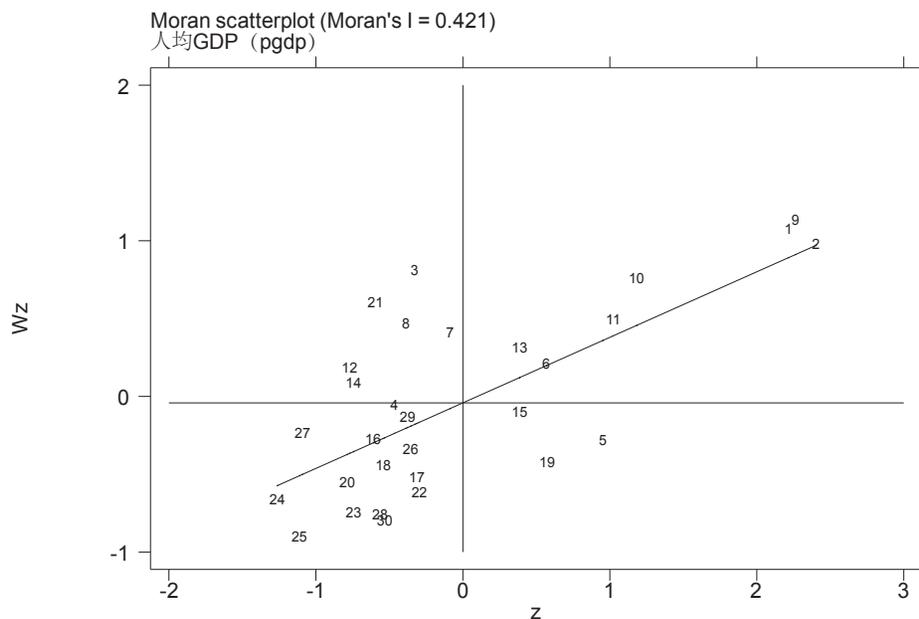


图1 2011年人均GDP的Moran's I指数散点图

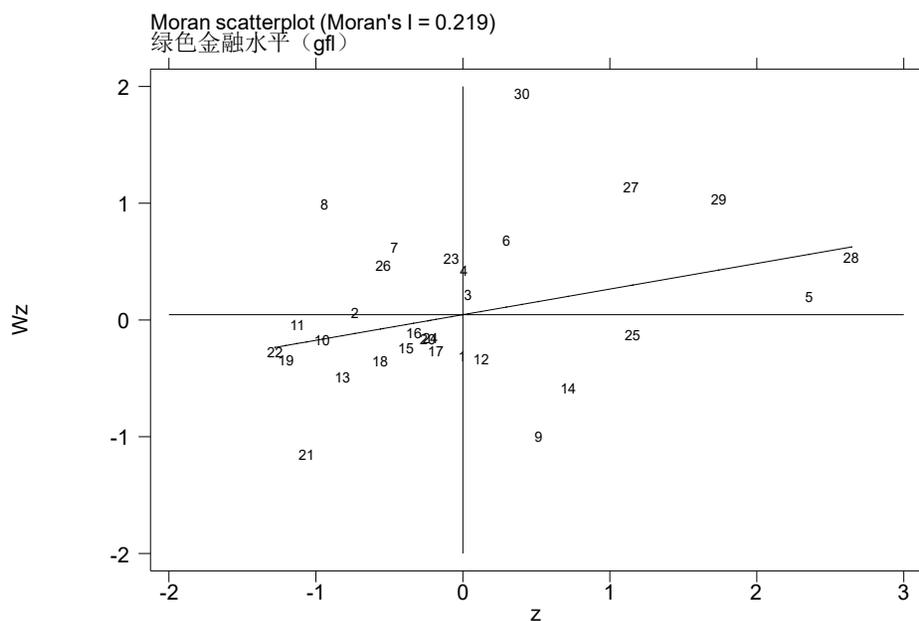


图2 2011年绿色金融水平的Moran's I指数散点图

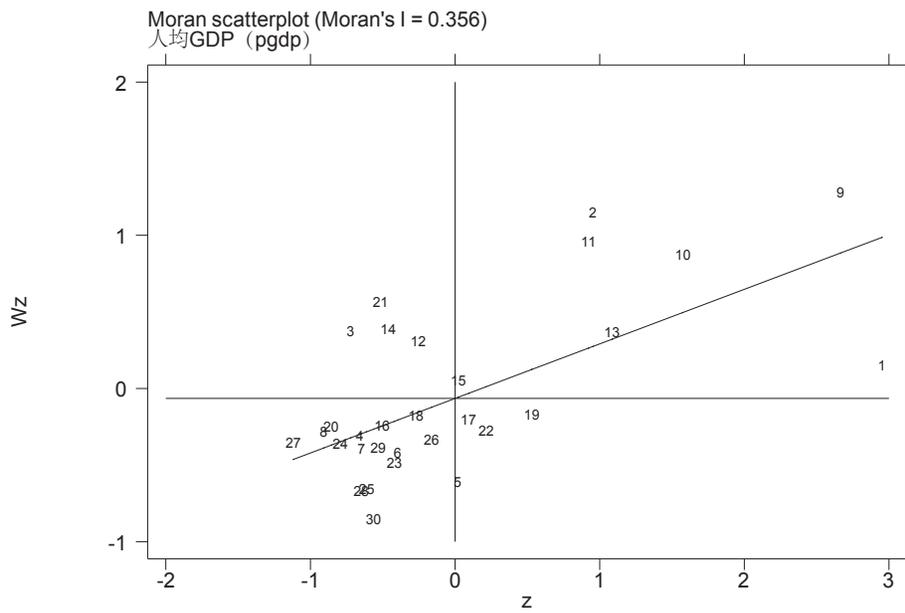


图3 2020年人均GDP的Moran's I指数散点图

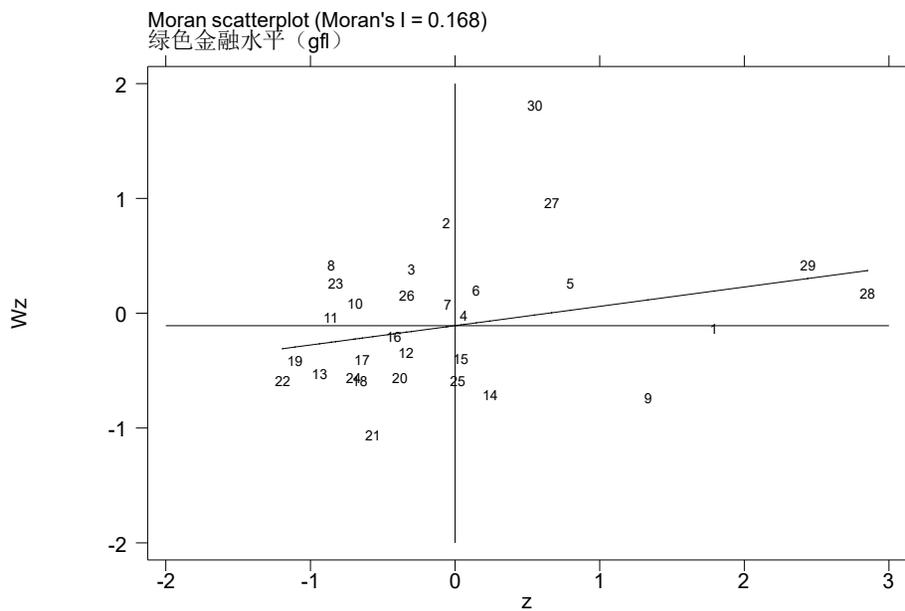


图4 2020年绿色金融水平的Moran's I指数散点图

根据Moran's I指数的结果及散点图可以看到,经济增长和绿色金融水平的Moran's I指数均为正且显著,说明二者之间并非完全独立而是相互关联的,且大多积聚在一三象限,呈现出“高高聚集”和“低低聚集”的状态。相较来看,绿色金融发展水平的趋势平稳一些,其与经济增长的空间依赖度表现

的比较稳定。

3.2 模型选择与构建

在构建具体计量模型之前,本文首先对面板数据进行了简单的普通最小二乘法(OLS)检验和拉格朗日(LM)检验,OLS检验结果见表5。

表5 OLS估计

变量	lngfl	lncity	lntech	lnedu	lngov	Constant	Observations	R-squared
lnpgdp	0.0900*** (0.0218)	1.872*** (0.0838)	0.0533*** (0.00992)	0.320* (0.171)	0.131*** (0.0361)	12.02*** (0.428)	300	0.882

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号为标准误差。

由表5可得,核心解释变量和控制变量对被解释变量的影响效果均是显著的,绿色金融水平对经济增长产生正向效应,且通过了1%的显著性检验,控制变量的影响效果有正有负。

为确定使用空间误差模型、空间滞后模型、空间杜宾模型中哪一个模型进行实证分析,故进行LM检验,检验结果见表6。

表6 LM检验结果

检验方法	拉格朗日乘数	稳健的拉格朗日乘数
空间误差	0.852	0.850
空间滞后	0.929	0.926

根据拉格朗日乘数检验结果,空间误差模型(SEM)的LM及其R-LM统计检验的P值均大于0.1,均未通过检验,接受“无空间自相关”的原假设。同理,空间滞后模型(SAR)也没有通过检验,说明不能选择这两种模型作为本文的回归模型。接下来,用Hausman检验,发现其统计量的卡方值为29.56,即为正值,代表拒绝随机效应的原假设,且P值为0.0000,效果显著。基于以上检验结果,本文采用固定效应空间杜宾模型(SLM)进行实证分析。

为确定单一地区固定效应、单一时间固定效应、双固定效应哪一个更好,需要对模型进行进一步检验,检验结果见表7。

表7 模型效果检验

检验方法	统计量检验结果	P值
LR-地区固定	58.32	≤0.0001
LR-时间固定	509.89	≤0.0001

由P值小于0.0001可得,拒绝原假设,则双固定杜宾模型效果更好。根据本文的研究,所构建的空间杜宾模型如下:

$$pgdp_{it} = \theta + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \cdot pgdp_{jt} + \beta \cdot gfl_{it} + \gamma X_{it} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \cdot gfl_{jt} + \eta \sum_{j=1}^n W_{ij} \cdot X_{jt} + \phi_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

i 和 t 表示该城市及年份, j 表示其他城市, $pgdp$ 是本文的被解释变量,代表经济发展水平; gfl 是核心解释变量(包含了绿色信贷 g_c 、绿色证券 g_s 、绿色投资 g_i 和绿色保险 g_y),代表绿色金融水平; X 包含了所有的控制变量; W 是基于地理距离而构建的空间权重矩阵; ϕ 表示地区固定效应; Φ 代表时间固定效应; ε 表示随机扰动项。

4 实证分析及相关检验

4.1 实证分析

空间杜宾模型检验了基于地理距离的空间权重矩阵下绿色金融对经济增长的影响效应,回归结果见表8。

表8 空间杜宾模型回归结果

变量	系数	标准差	变量	系数	标准差
lngfl	0.00856*	0.0366	W-lngfl	-0.182**	0.0784
lncity	0.544***	0.137	W-lncity	0.471	0.291
lntech	0.0606***	0.0197	W-lntech	-0.000250	0.0403
lnedu	0.212	0.213	W-lnedu	-0.641	0.452
lngov	-0.724***	0.0446	W-lngov	0.238**	0.103
rho	0.0709*(0.0755)				
sigma2_e	0.00280****(0.000228)				
Observations	300				
R-squared	0.472				
Number of pro	30				

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号为标准误差。

表8报告了空间杜宾模型在固定效应下的回归结果。模型回归的空间自回归系数(rho)值为正,且在10%的水平下显著,即所有变量在共同作用下对经济高质量发展的影响效应为正。由表7可以进一步发现,绿色金融发展水平与省域经济增长间存在着较为显著的正相关关系,即当地绿色金融的发展会推动当地经济的增长。但同时W-lngfl的回归系数为负,且在5%的置信水平下显著,表明邻近城市的绿色金融发展会抑制本省的经济增长,绿色金融对经济增长的促进效应不会对邻近地区的经济发展起到辐射和带动作用,相反甚至抑制了这些地区的经济发展。这可能是由于绿色金融水平的测算体系包含了绿色信贷(g_c)、绿色证券(g_s)、绿色投资(g_i)和绿色保险(g_y)四个方面,其中绿色信贷是高耗能工业产业利息在工业产业利息的占比,绿色证券是六大高耗能企业A股市值在A股总市值的占比,这两项指标都是负向的,高耗能企业是不利于环境保护和经济增长的。同时,绿色金融可以促进环境保护及治理,引导资源从高污染、高能耗产业流向理念、技术先进的部门,从而降低环境保护成本和生产成本,一个较为成熟的绿色金融体系,绿色化程度较高,能提供更安全更符合可持续发展的金融产品与服务。这种优势会吸引周边省份的用户,尤其是那些金融水平发展较不活跃或者生产成本较高的企业。绿色金融水平较高的省份凭借该

优势吸引了部分周边省份的用户,使得绿色金融本就发展水平较低的省份难以实现变革和突破,由此导致绿色金融的负空间溢出效应。

就控制变量而言,除政府支出(gov)之外,现有的控制变量大体都能有效且显著地拉动本省的经济增长。在空间溢出效应方面,城镇化率(city)和政府支出(gov)对邻近省份经济增长也起着正向影响,其余控制变量均对邻近省份经济增长有着负向影响,但整体结果不显著。城镇化率的提高拉动了地区的二三产业的发展,提供了就业机会,完善了基础设施,也同时带动了邻近地区相关产业链的完善与发展,一定程度上刺激了邻近省份经济的增长。政府支出(gov)的项目众多,范围广泛,支持力度与方向可能还受当地相关政策的影响。但从大的角度看,政府支出的增多能鼓励企业和社会生产的发展,对邻近地区也具有一定的辐射作用。科技创新水平(tech)和人力资本(edu)的发展,会提高生产效率,推动产品创新和发展,吸引优秀企业聚集和促进人才培养,造成经济发展水平较低的地区出现产业迁移和人才流失的情况。

4.2 适配性检验

通过适配性检验确定空间杜宾模型能否退化为空间滞后模型和空间误差模型。适配性似然比(LR)检验结果见表9。

表9 LR 检验

检验方法	检验结果	P值
LR-SDM-SAR	18.99	0.0019
LR-SDM-SEM	17.79	0.0032

由表9可知,P值显著,拒绝原假设,即空间杜宾模型不会退化为另外两个模型,适配性较好。沃尔德(WALD)检验结果见表10。

表10 WALD 检验

检验方法	检验结果	P值
WALD1	19.55	0.0015
WALD2	18.60	0.0023

由P值可知,WALD检验显著地说明了模型的适配度较好,效果显著。

4.3 稳健性检验

本文选择空间权重矩阵,通过偏微分方法分解为直接效应和间接效应,作为稳健性检验,以此来探讨绿色金融对各省域经济增长的影响及是否存在空间

溢出效应。总效应为直接效应与间接效应之和,即本地区自变量对所有地区因变量的影响之和,检验结果见表11。

表11 各变量对经济增长的直接效应和间接效应结果

变量	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
lngfl	0.00679* (0.0380)	-0.189** (0.0835)	-0.182* (0.101)
lncity	0.564*** (0.141)	0.521* (0.290)	1.085*** (0.358)
lntech	0.0606*** (0.0204)	0.00820 (0.0452)	0.0688 (0.0513)
lnedu	0.196 (0.202)	-0.615 (0.489)	-0.419 (0.540)
lngov	-0.717*** (0.0447)	0.198** (0.0942)	-0.519*** (0.118)
rho	0.0709 (0.0755)		
sigma2_e	0.00280*** (0.000228)		
样本个数	300		
R ²	0.472		
省份个数	30		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号为标准误差。

对于核心解释变量,可以看出,第一,直接效应显著为正,这说明本地区绿色金融的发展对本地区经济增长具有较为明显的推动作用。第二,间接效应显著为负,这说明随着邻近地区绿色金融发展水平的提升,对本地区经济增长发展产生了负向溢出效应,可能的原因有:一是绿色金融符合现代化发展理念,但同时绿色金融的发展还不够完善,邻近地区绿色金融发展水平的提升会吸引相关产业的聚集和资金的流入,抢占资源,可能会对本地区经济发展造成一定的抑制作用;二是绿色金融发展可能会带来一些潜在的金融风险问题,而邻近地区的数字金融在发展过程中所引发的风险问题可能会对本地区经济发展产生负面影响。第三,总效应为不显著,说明绿色金融对本地区经济发展的效应显著,受到对邻近地区的负向溢出效益的较大程度影响,邻近地区绿色金融的发展对本地区经济增长所产生的负向间接影响效应对本地区绿色金融发展影响经济增长所产生的正向直接效应造成了一定程度的削弱,从而最终导致绿色金融发展对经济增长的总效应不显著。也从侧面反映出绿色金融发展还不够成熟和稳定,未来需要加大支持和发展力度。

对于控制变量,城镇化水平、科技创新水平和人

力资本对经济增长的直接效应为正,但人力资本的空间溢出效应即间接效应为负,城镇化水平和科技创新水平为正。这说明城镇化水平和科技创新水平的提高对于不管是本地区还是邻近地区的增长都是有利的,会拉动当地经济的发展,也会对邻近地区经济发展产生辐射作用,推动相关产业链的完善和发展,支持经济增长;人力资本水平对经济增长的作用应为正向的,会拉动本地区和邻近地区经济的发展,但也不排除出现负向影响和空间溢出效应的可能,这是因为劳动力在地区间的转移,从经济发展效率低的地方向经济发展效率高的地方流动,造成人才流失和转移。但科技创新水平和人力资本水平的空间溢出效应结果并不显著,可能还受更多其他因素的影响,结果不稳定。

总体来说,时间空间双固定效应的空间杜宾模型下,核心解释变量和控制变量都能在一定程度上反映对本地区和邻近地区经济增长的正向或者负向作用,验证了空间杜宾模型的稳健性。

5 结论

本文从绿色信贷(g_c)、绿色证券(g_s)、绿色投资(g_i)和绿色保险(g_y)四个方面评价2011-2020年各省域绿色金融发展水平,并基于空间杜宾模型分析绿色金融对经济增长的空间影响效应,得出如下结论:(1)绿色金融对(本地区)经济增长的影响是显著的正向效应,同时具有空间溢出效应,即邻近地区绿色金融的发展会对本地区经济增长产生负向效应;(2)城镇化水平对本地区和邻近地区的增长都有正向的促进效应,城镇化水平的提高对本地区和邻近地区的增长都有利;(3)科技创新水平和人力资本水平的空间溢出效应结果并不显著,结果不稳定。政府支出对本地区经济增长是正向效应,对邻近地区是负向效应。

绿色金融的发展需要不断加强各省域之间绿色金融的联系,促进要素的流动,推动绿色金融产品创

新,打破发展壁垒,平衡好科技创新和人力资本在各省域间的流动,防止大比例流入或流出,鼓励地区间相互借鉴,共同发展。

参考文献(References):

- [1] 高世楫,俞敏.中国提出“双碳”目标的历史背景、重大意义和变革路径[J].新经济导刊,2021(2):4-8.
- [2] 吕妹萱.绿色金融的理论内涵与实践研究——基于供给侧结构性改革视角下[J].中国集体经济,2021(29):102-103.
- [3] 田嘉莉,黄文艳,彭甲超,付书科.绿色金融赋能碳中和的传导机制与空间效应[J].西部论坛,2022,32(5):44-62.
- [4] 邱海洋.绿色金融的经济增长效应研究[J].经济研究参考,2017,(38):53-59.
- [5] 彭湘君,章仟.区域绿色金融发展与经济增长的耦合协调度和异质性研究[J].当代金融研究,2022,5(10):53-67.
- [6] 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(08):1-17.
- [7] 尹子擘,孙习卿,邢茂源.绿色金融发展对绿色全要素生产率的影响研究[J].统计与决策,2021,37(3):139-144.
- [8] 冯兰刚,阳文丽,赵庆,尚姝.绿色金融对工业污染影响效应的统计检验[J].统计与决策,2022,38(6):144-149.
- [9] 肖黎明,李秀清.绿色证券对企业绿色投资效率的影响——基于六大高耗能行业上市企业的检验[J].金融监管研究,2020,(12):78-97.
- [10] 刘孜,范秋芳,王燕丽.中国省域绿色金融、清洁能源与生态可持续共融共享式发展及空间关联网络研究[J].新金融,2022(3):48-56.
- [11] 朱家明,潘紫焯.安徽金融集聚与生态效率评价及耦合关系的研究[J].南京师范大学学报(工程技术版),2020,20(03):87-92.
- [12] 谷宝同,朱家明,黄天立.长江经济带金融生态环境的评价及优化路径研究[J].黑龙江工业学院学报(综合版),2020,20(06):110-115. DOI: 10.16792/j.cnki.1672-6758.2020.06.021.
- [13] 朱家明,任筱翮.基于AHP-熵值法的精明增长计量分析[J].安徽大学学报(自然科学版),2017,41(06):61-67.

编辑:龙学锋