

# 绿色金融发展对产业结构转型升级的 空间效应及异质性研究

## ——基于空间杜宾模型的解释

李滢<sup>1</sup>, 周韩梅<sup>2</sup>

1. 西南大学 财务部, 重庆 400715; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

**摘要:** 基于2008—2019年我国31个省(自治区、直辖市)的面板数据, 采用空间杜宾模型实证检验绿色金融发展对产业结构转型升级的空间效应影响。研究发现: ① 我国产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平在空间上呈现“俱乐部”特征; ② 绿色金融发展对产业结构转型升级具有明显的促进作用, 该结论在经过内生性检验和稳健性检验之后依旧成立; ③ 区域异质性表明, 绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用极具区域异质性, 具体表现为东中部地区绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用显著大于西部地区, 西部地区绿色金融发展对产业结构高级化的空间溢出作用显著大于东中部地区。因此, 本文认为, 促进绿色金融发展, 应积极引导我国产业结构向服务化转型, 实现绿色金融资源区域协调配置。

**关键词:** 绿色金融发展; 产业结构转型升级; 空间效应;

空间杜宾模型

中图分类号: F832

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2023)03-0164-11

## Study on the Spatial Effect and Heterogeneity of Green Finance Development on the Transformation and Upgrading of Industrial Structure

### —— Interpretation Based on Spatial Durbin Model

LI Yan<sup>1</sup>, ZHOU Hanmei<sup>2</sup>

1. Finance Office, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

**Abstract:** Based on the panel data of 31 provinces (autonomous regions, municipalities) in China from 2008 to 2019, the spatial Durbin model is used to empirically test the impact of green finance development on

the spatial effect of industrial structure transformation and upgrading. The research finds that, firstly, the rationalization level of industrial structure, the high-grade level of industrial structure and the development level of green finance present the characteristics of “club” in space. Secondly, the development of green finance plays an obvious role in promoting the transformation and upgrading of industrial structure. This conclusion is still valid after endogeneity test and robustness test. Thirdly, the regional heterogeneity indicates that the influence of green financial development on the transformation and upgrading of industrial structure is highly regional heterogeneity. Specifically, the influence of green finance development on the transformation and upgrading of industrial structure in the eastern and central regions is significantly greater than that in the western regions. The spillover effect of green finance development on the upgrading of industrial structure in the western regions is significantly greater than that in the eastern and central regions. Therefore, this paper believes that to promote the development of green finance, we should positively guide the transformation of our industrial structure to services and realize the regional coordinated allocation of green financial resources.

**Key words:** development of green finance; transformation and upgrading of industrial structure; spatial effect; spatial Durbin model

随着中国特色社会主义新时代的到来,我国工业发展方式已从粗放式增长转化为创新驱动、提高效率、培育新动能的产业结构转型升级新阶段。然而,产业结构的转型升级必然要求产业生产资源由低投入低产出率的生产部门转向高投入高产出率的生产部门,淘汰低投入低产出率的产业部门,将有利的生产资源集中在投入产出率较高的生产部门,从而提高产业资源配置效率和生产率水平<sup>[1]</sup>。作为金融与环境的纽带,绿色金融能降低经济发展外部环境负效应,减少环境污染,将资金引入绿色产业发展中,实现产业结构的转型升级。党和国家高度重视绿色金融对产业结构转型的影响作用,党的十九大报告强调,要大力发展绿色金融,推动新型节能产业的发展,党的二十大报告也强调,要加快发展方式的绿色转型,推动绿色低碳产业发展。绿色金融发展空间巨大,构建完善的绿色金融体系能够转变经济增长方式,积极引导社会资本流入新型产业中,通过降低新型产业融资门槛来促进产业结构的转型升级,推动经济实现高质量发展。

当前,已有相关研究对绿色金融与经济发展的关系进行了充分探讨<sup>[2-3]</sup>,认为绿色金融能够影响我国经济周期和增长<sup>[4-5]</sup>。然而对于绿色金融影响产业结构转型升级的作用,现有文献指出,与传统金融相比,绿色金融更加注重产业发展的环境效应,绿色金融按照环境保护和经济可持续发展原则,引导资金流入绿色环保产业,淘汰高污染高排放等传统产业,从而推动产业结构的转型升级<sup>[6-7]</sup>。从产业层面来讲,现有研究探讨了绿色金融对不同产业的影响作用,包括农业<sup>[8]</sup>、环保产业<sup>[9]</sup>、高耗能产业<sup>[10-11]</sup>,对产业结构的转型升级具有促进作用<sup>[12]</sup>。从区域层面来讲,绿色金融有利于中部地区的产业结构转型和经济高质量发展<sup>[13]</sup>,有学者认为绿色金融发展促进了产业结构的生态化转型,且对东部地区的促进作用要大于中西部地区<sup>[14]</sup>,不同的学者对绿色金融发展影响产业结构转型升级的区域异质性有不同的见解,这主要源于他们使用了不同的产业结构转型升级代理指标。另外,有学者认为在绿色金融发展影响产业结构转型升级的过程中具有不同的影响机制,在模型设定中引入环境变量,当环境变量低于临界值时,绿色金融发展将抑制产业结构的转型升级,同时,绿色金融资源的配置不当也会影响产业结构<sup>[15]</sup>。

综上所述,已有文献对绿色金融发展与产业结构转型升级进行了探讨,并从不同产业层面研究了两者的关系,但未充分考虑两者的空间特性,忽略了绿色金融发展影响产业结构转型升级的空间效应。因此,本文在已有研究的基础上,考察绿色金融发展对产业结构转型升级的空间效应,并分析这种空间效应是否存在区域异质性。本文的边际贡献在于:一是利用文本挖掘法测度我国绿色金融发展指数;二是采用空间杜宾模型考察绿色金融发展影响产业结构转型升级的空间效应,并检验这种空间效应是否存在区域异质性。

## 1 理论机制

产业结构转型升级的过程包括产业结构合理化和产业结构高级化,从微观层面来讲体现的是企业科技创新、技术进步的过程,通过降低产品生产成本、提高产品竞争力以获取高额利润<sup>[16]</sup>,从宏观层面来讲是产业结构服务化的过程,产业结构服务化是大势所趋,在全球价值链中具有不可替代的作用.绿色金融对产业结构的影响主要体现在,引导资金流向绿色产业,重点支持生态保护和与气候变化相关等产业项目,促进经济与环境的协调发展,从而推动产业结构调整和优化.它与传统金融不一样,绿色金融的出现使得忽视生态环境保护一味追求经济增长的模式,转变为追求生态环境与经济增长相适应的可持续增长模式,在高新技术的应用与开发上面,也使得经济增长由资源驱动转变为技术驱动.绿色金融发展主要通过资金流向、产业整合、风险防范、政策引导等四方面影响产业结构转型升级.

一是通过资金流向促进产业结构转型升级.绿色金融利用杠杆效应将资金流向绿色环保型产业,促使这类产业形成规模效应,从而带动周边地区产业结构转型升级<sup>[17]</sup>,而对于“两高一剩”类型的传统产业而言,本身的生产成本已为他们带来了巨大的生存压力,要想在产业链中稳住脚跟,需要绿色金融机构提供技术升级改造、新设备购买等资金支持,促使传统产业改造升级,这样就能通过资金流向为产业结构转型升级提供支持.二是通过产业整合促进产业结构转型升级.在绿色发展理念的背景下,环保节约型产业会挤压高污染高排放传统产业的生存空间,为了不被市场淘汰,传统型产业一方面会通过技术改造升级降低污染成本,从而达到产业结构转型升级的目的,另一方面,由于存在高污染、高能耗的成本压力,那些无法实现产业结构转型升级的传统产业将会缩小企业规模,为新型产业提供发展空间.新型产业主要包括一些高技术、低能耗的第三产业,这些产业通过空间集聚效应积累劳动、资本、技术等优质生产要素,从而优化地区资源结构,加快产业结构实现转型升级的进程.三是通过风险防范促进产业结构转型升级.绿色金融可以提高企业的风险防范能力,当环境风险问题逐渐被人熟知,绿色金融的可持续发展理念也就成为环境与经济友好、协调发展的最佳途径.按照不同风险投资者的风险偏好,绿色金融机构会适时推出符合风险投资者的绿色金融产品,通过风险分散机制来促使资本的可持续利用,这样绿色金融既为不同企业提供创新产品和服务,也为产业结构带来转型升级的契机.四是通过政策引导来促进产业结构转型升级.在绿色发展理念下,创新绿色金融制度将引导资本从重工业行业转移进入环保服务型行业,这样既提高绿色产业的利润率,又促使绿色产业形成规模效应以增加其竞争力.

另外,绿色金融发展具有较强的空间特性<sup>[18]</sup>,即某个区域的金融发展可能对周边区域金融发展具有扩散或者回流效应,绿色金融发展同样也会通过资金流向、产业整合、风险防范、政策引导等途径影响周边地区的产业结构转型升级.如果忽视绿色金融发展影响产业结构转型升级过程中的空间效应,会低估绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用,因此本文认为,绿色金融发展在影响产业结构转型升级的过程中,可能会存在一定的空间溢出效应,从而影响周边地区产业结构的转型升级.

## 2 模型设计与变量选择

### 2.1 空间计量模型构建

为了验证前文绿色金融发展对产业结构转型升级的理论分析,现构建双向固定效应模型进行回归检验,模型构建如下:

$$STR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \alpha_2 CV_{it} + \epsilon_{it} \tag{1}$$

在式(1)中, $STR_{it}$ 表示产业结构转型升级水平,具体包括产业结构合理化( $TL$ )和产业结构高级化( $IND$ ); $GF_{it}$ 表示绿色金融发展指数; $CV_{it}$ 表示一系列控制变量; $\alpha_0$ 为常数项, $\alpha_1$ 为绿色金融发展的回归系数, $\alpha_2$ 为控制变量的回归系数; $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项.

在考虑空间计量模型的时候,大多数文献均使用既包含被解释变量滞后项又包含解释变量空间效应的

空间杜宾模型来估计影响系数<sup>[19]</sup>。因此,为考察绿色金融发展是否有利于产业结构转型升级水平的提升,本文拟构建的空间杜宾模型如下:

$$STR_{it} = a_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} STR_{it} + a_1 GF_{it} + \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} * GF_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中,各解释变量含义如上式所示,另外, $\rho$ 反映邻近地区产业结构转型升级对本地区产业结构转型升级的影响, $\delta$ 反映邻近地区绿色金融发展对本地区产业结构转型升级的影响系数。

## 2.2 权重选择

对于空间权重矩阵 $W$ 的选择,通常采用地理位置邻接性的空间邻接权重矩阵( $W_1$ ),具体公式如下所示:

$$W_1 = \begin{cases} 1 & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3)$$

另外,也有学者认为空间邻接关系并不足以体现出不同地区之间相互关联的客观现实<sup>[20]</sup>。鉴于产业结构转型升级与绿色金融发展都属于经济活动范畴,经济活动所产生的空间效应并不会只局限于与之相邻地区,一个地区的经济策略可能会被其他与之经济相邻地区所模仿,比如,当广东省采取某一项有利于产业结构转型升级的政策时,与之经济相邻的上海市可能会产生一定的模仿效应。因此,本文借鉴林光平等<sup>[21]</sup>的做法,构建空间经济权重矩阵( $W_2$ ),以此作为本文的稳健性检验,具体公式如下所示。

$$W_2 = \begin{cases} 1/|Y_i - Y_j| & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad Y_i = \frac{1}{31} \sum_{t=2008}^{2019} Y_{it} \quad (4)$$

其中, $i$ 、 $j$ 分别代表 $i$ 地区和 $j$ 地区, $Y_i$ 、 $Y_j$ 分别表示 $i$ 地区和 $j$ 地区2008年到2019年间的人均GDP。即如果两个地区之间的经济发展水平越相似,则对应的经济距离就越近,这两个地区之间的空间依赖效应就越大,因而权值也就会越大。

## 2.3 变量说明与数据来源

被解释变量:产业结构转型升级( $STR$ )。主要从产业结构合理化( $TL$ )和产业结构高级化( $IND$ )两方面来说明产业结构转型升级。其中,产业结构合理化主要利用泰尔指数来衡量<sup>[22]</sup>。

$$TL_{it} = \sum_{m=1}^3 (Y_{itm}/Y_{it}) \ln[(Y_{itm}/L_{itm})/(Y_{it}/L_{it})] \quad (5)$$

$Y_{it}$ 表示地区生产总值, $L_{it}$ 为就业人数, $m$ 分别为第一、二、三产业,该指标为负向指标,值越小,说明产业结构越合理。

产业结构高级化主要体现为社会的专业化分工,本文主要通过构造产业结构层次系数来衡量产业结构高级化的过程<sup>[23]</sup>。

$$IND_{it} = \sum_{m=1}^3 [(Z_{itm}/Z_{it}) * m] \quad m = 1, 2, 3 \quad (6)$$

其中, $Z_{itm}/Z_{it}$ 表示第 $m$ 产业占当地生产总值的比重, $m$ 分别表示第一、二、三产业。

核心解释变量:绿色金融发展( $GF$ )。鉴于多数学者使用文本挖掘法来测算普惠金融发展指数、绿色金融发展指数等<sup>[16]</sup>,因此,本文也利用文本挖掘法来测算绿色金融发展指数。具体做法如下:首先,基于绿色金融权威文献,在中国知网数据库中搜索2008—2019年引用次数最高的前100篇文献作为初始词库数据来源,利用中文分词技术对此100篇文献进行分词,筛选出频率最高的前50个关键词,根据绿色金融权威定义和以往文献参考筛选出30个关键词,并将其分为直接关键词、绿色金融产品、绿色金融参与者、绿色金融支持、绿色概念和原则五类关键词组。其次,通过慧科新闻搜索研究数据库计算关键词词频,于该数据库搜索此30个关键词在2008—2019年的新闻文本数,同时统计当年慧科新闻发布总数,再计算关键词当年的使用频率。再次,利用因子分析法,将该30个关键词词频作为因子得分合成当年全国绿色金融发展指数。最后,在慧科新闻搜索研究数据库中,搜索2008—2019年31个省市(不含港澳台)范围内包含“绿色金融”的新闻文本作为分子,搜索各省市当年新闻发布总数作为分母,计算得到各省市每年的新闻

发布频率,再与全国绿色金融发展指数相乘,得到各省市区 2008—2019 年绿色金融发展指数<sup>①</sup>.

控制变量:借鉴李毓等<sup>[24]</sup>和张婷等<sup>[25]</sup>的研究,主要采用城镇化水平(*URBAN*)、政府干预(*GOV*)、固定资产投资(*INVEST*)、外商直接投资(*OPEN*)、金融发展水平(*FIN*),其中城镇化水平用非农业人口占总人口比重表示,政府干预用政府财政支出占 *GDP* 比重表示,固定资产投资用固定资产投资占 *GDP* 比重表示,外商直接投资用外商直接投资占 *GDP* 比重表示,金融发展水平使用金融贷款余额占比来表示.

各变量说明与描述性统计如表 1 所示.

表 1 变量描述性统计

| 变量组    | 变量            | 均值      | 标准差     | 最小值     | 最大值      |
|--------|---------------|---------|---------|---------|----------|
| 被解释变量  | <i>TL</i>     | 0.227 4 | 0.137 7 | 0.016 9 | 0.733 2  |
|        | <i>IND</i>    | 2.351 0 | 0.129 7 | 2.126 5 | 2.832 0  |
| 核心解释变量 | <i>GF</i>     | 0.080 4 | 0.105 5 | 0.000 1 | 0.613 7  |
| 控制变量   | <i>URBAN</i>  | 0.563 2 | 0.132 4 | 0.226 1 | 0.896 0  |
|        | <i>GOV</i>    | 0.270 6 | 0.203 0 | 0.087 0 | 1.379 2  |
|        | <i>INVEST</i> | 0.765 4 | 0.254 0 | 0.209 9 | 1.516 4  |
|        | <i>OPEN</i>   | 0.019 6 | 0.016 4 | 0.000 0 | 0.081 9  |
|        | <i>FIN</i>    | 2.748 6 | 8.715 7 | 0.000 1 | 85.508 1 |

本文数据主要来源于 2008—2019 年《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴,另外绿色金融数据主要来源于慧科新闻搜索研究数据库等.

3 实证结果与分析

3.1 空间相关性检验

首先,需要采用 *Moran's I* 指数来检验绿色金融发展、产业结构合理化和产业结构高级化的空间依赖性,其公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) / S^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

(7)

在式中,  $W_{ij}$  是空间权重矩阵,此处用空间邻接权重矩阵( $W_1$ )进行空间相关性检验.  $x_i$  和  $x_j$  分别表示地区  $i$  和地区  $j$  绿色金融发展、产业结构合理化或产业结构高级化的观测值,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ , 为样本方差. 结果如表 2 所示.

表 2 绿色金融发展与产业结构转型升级的 *Moran's I* 指数分析

| 年份         | 2019 年   | 2018 年   | 2017 年   | 2016 年   | 2015 年   | 2014 年   |
|------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| <i>TL</i>  | 0.520*** | 0.469*** | 0.517*** | 0.525*** | 0.540*** | 0.549*** |
| <i>IND</i> | 0.263*** | 0.237*** | 0.221*** | 0.190**  | 0.164**  | 0.167**  |
| <i>GF</i>  | 0.032    | −0.015   | 0.088    | 0.028    | 0.137*   | 0.140*   |
| 年份         | 2013 年   | 2012 年   | 2011 年   | 2010 年   | 2009 年   | 2008 年   |
| <i>TL</i>  | 0.529*** | 0.560*** | 0.530*** | 0.530*** | 0.452*** | 0.470*** |
| <i>IND</i> | 0.156**  | 0.173**  | 0.174**  | 0.165**  | 0.136*   | 0.115*   |
| <i>GF</i>  | 0.071    | −0.065   | −0.064   | 0.005    | 0.353*** | 0.022    |

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示 10%, 5%, 1% 的显著性水平. 后表同.

① 由于慧科新闻搜索研究数据库未公布每年的新闻发布总数,本文借鉴以往文献的做法,采用 2008—2019 年《中国语言生活状况报告》中包含“媒体常用十大词语”的新闻文本数作为当年新闻总数的代理变量.

从检验结果来看，在空间邻接权重矩阵背景下，2008—2019 年我国产业结构合理化的 *Moran's I* 指数均大于 0，均至少通过 1% 的显著性水平检验；产业结构高级化的 *Moran's I* 指数也大于 0，且至少通过 5% 的显著性水平检验；而绿色金融发展水平的 *Moran's I* 指数在大部分年份中不显著。可见，我国产业结构合理化水平和产业结构高级化水平在空间上呈现“俱乐部”特征，也即是具有空间相关性，而绿色金融发展水平在大部分年份中不具有空间相关性。另外，*Moran's I* 指数属于全域空间相关性检验，本文还需要采用局域空间相关性以验证绿色金融发展、产业结构合理化和产业结构高级化指数空间相关性的稳健性。以 2019 年的产业结构合理化、产业结构高级化和绿色金融发展指数为例，进行局域自相关性检验，如图 1 所示。

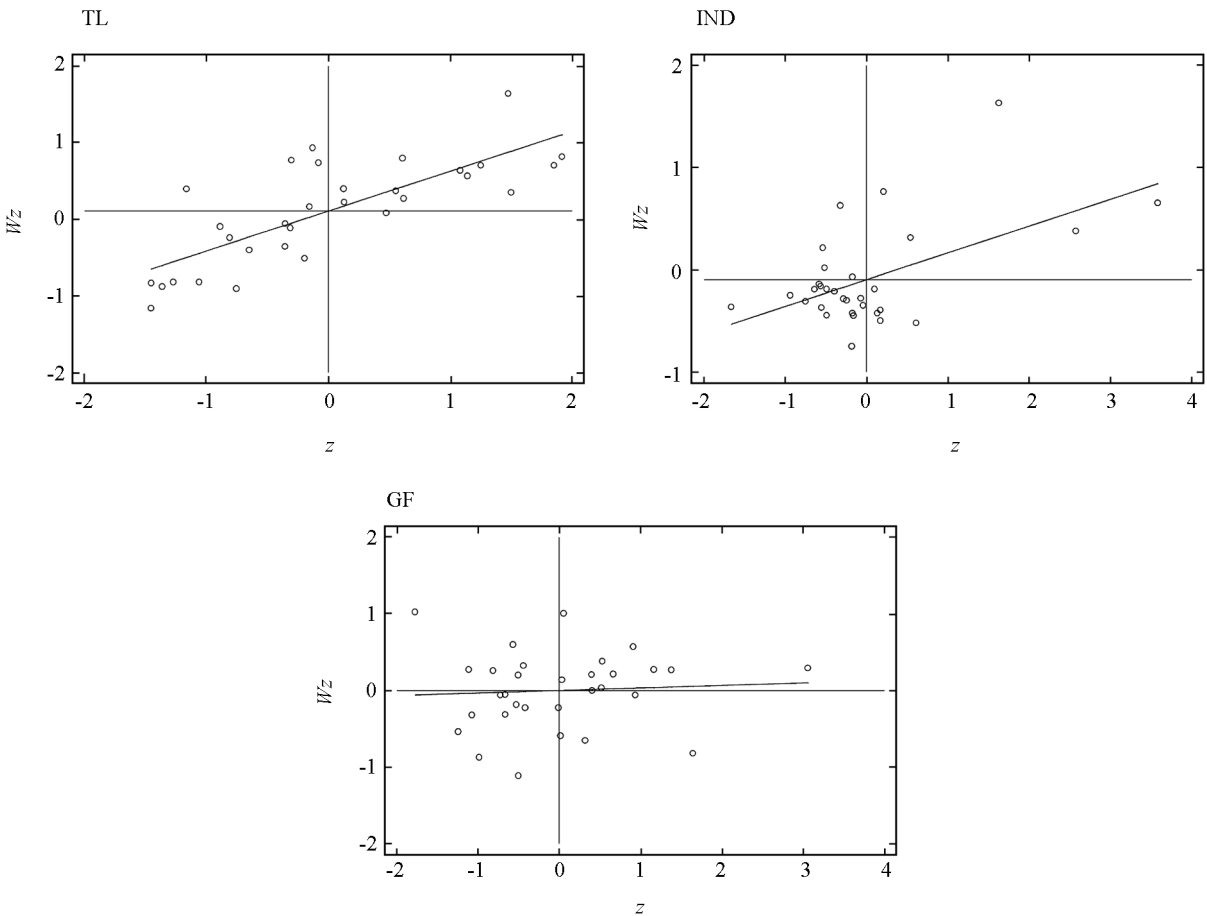


图 1 2019 年产业结构合理化、产业结构高级化和绿色金融发展的 *Moran's I* 散点图

由图 1 可知，2019 年我国产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平主要显著分布在 *Moran's I* 散点图的一、三象限内，且三者的直线主要穿过 *Moran's I* 散点图的一、三象限。这表明，产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平较高(低)的地区其邻近地区的产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平也较高(低)，因此，2019 年我国产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平存在“高一高”集聚和“低—低”集聚的空间关联特征。

3.2 回归结果

进行空间相关性检验之后，接下来需要根据 ELHORST 的判断原则<sup>[26]</sup>，进行空间计量模型的识别。由表 3 结果可知，空间邻接权重矩阵下和空间经济权重矩阵下的空间杜宾模型都应该选择个体—时间双向固定效应模型。

表 3 空间计量模型的 LR 检验、Wald 检验和 Hausman 检验

|                           | 空间邻接权重矩阵( $W_1$ ) | 空间经济权重矩阵( $W_2$ ) |
|---------------------------|-------------------|-------------------|
| <i>LR_spatial_lag</i>     | 16.07**           | 14.41**           |
| <i>LR_spatial_error</i>   | 35.88***          | 48.87***          |
| <i>Wald_spatial_lag</i>   | 16.10**           | 14.39**           |
| <i>Wald_spatial_error</i> | 33.77***          | 31.65***          |
| <i>Hausman test</i>       | 196.75***         | 417.08***         |
| LR 检验(个体固定效应)             | 105.02***         | 66.22***          |
| LR 检验(时间固定效应)             | 460.41***         | 462.98***         |
| 模型选择                      | 空间杜宾双向固定效应模型      | 空间杜宾双向固定效应模型      |

为保证估计结果的稳健性，我们主要呈现了基准回归结果(OLS)和空间杜宾双向固定效应模型的回归结果，另外，前者模型的 Hausman 检验值为 15.47，且至少通过了 5% 的显著性水平检验，故基准回归模型选择固定效应模型。具体回归结果如表 4 所示。

表 4 OLS 和空间计量模型的回归结果

|                       | 被解释变量：产业结构合理化         |                       | 被解释变量：产业结构高级化         |                      |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                       | OLS                   | 空间计量模型                | OLS                   | 空间计量模型               |
| <i>GF</i>             | −0.116 5*** (0.026 3) | −0.073 9* (0.038 8)   | 0.233 0*** (0.026 0)  | 0.017 6(0.032 3)     |
| <i>URBAN</i>          | −0.307 7*** (0.092 8) | −0.274 8(0.187 8)     | 0.703 4*** (0.091 8)  | 0.226 0(0.165 1)     |
| <i>GOV</i>            | −0.227 5*** (0.073 5) | −0.151 7* (0.081 5)   | 0.176 5** (0.072 7)   | −0.099 2(0.071 1)    |
| <i>INVEST</i>         | −0.077 8*** (0.017 6) | −0.055 7*** (0.018 4) | 0.009 4(0.017 4)      | 0.003 8(0.015 9)     |
| <i>OPEN</i>           | 0.472 2* (0.244 8)    | 0.212 6(0.251 8)      | −0.899 1*** (0.242 1) | −0.509 8** (0.204 3) |
| <i>FIN</i>            | −0.001 2*** (0.000 4) | −0.001 2*** (0.000 3) | 0.000 2(0.000 4)      | 0.000 2(0.000 3)     |
| <i>W * GF</i>         | —                     | 0.142 5(0.089 7)      | —                     | 0.154 2*** (0.042 0) |
| <i>W * URBAN</i>      | —                     | −0.401 8(0.417 8)     | —                     | 0.037 9(0.185 8)     |
| <i>W * GOV</i>        | —                     | −0.070 4(0.144 1)     | —                     | 0.228 4** (0.114 1)  |
| <i>W * INVEST</i>     | —                     | 0.012 1(0.037 5)      | —                     | 0.025 0(0.024 5)     |
| <i>W * OPEN</i>       | —                     | 0.122 0(0.616 3)      | —                     | −0.721 3(0.491 4)    |
| <i>W * FIN</i>        | —                     | −0.000 9(0.001 0)     | —                     | 0.001 2(0.000 9)     |
| <i>Spatial_rho</i>    | —                     | 0.209 9*** (0.072 8)  | —                     | 0.423 3*** (0.053 5) |
| <i>_cons</i>          | 0.525 4*** (0.047 8)  | —                     | 1.898 2*** (0.047 3)  | —                    |
| <i>Log-likelihood</i> | —                     | 699.845 5             | —                     | 737.829 6            |
| 样本量                   | 372                   | 372                   | 372                   | 372                  |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.421 0               | 0.346 2               | 0.602 4               | 0.680 8              |

注：括号内数字为标准误。后表同。

可见，绿色金融发展对产业结构合理化的影响系数显著为负，对产业结构高级化的影响系数显著为正，这说明绿色金融发展有利于促进产业结构的转型升级。在考虑空间依赖性之后，绿色金融发展对产业结构合理化和产业结构高级化的影响系数明显降低了，但依旧显示出绿色金融发展对产业结构转型升级的促进作用。另外，在空间相邻的情况下，绿色金融发展还会显著促进邻域地区的产业结构高级化，绿色金

融发展所带来的产业结构转型升级更多是体现在邻域地区的产业结构高级化上，从而促进相邻地区的产业结构向服务型产业转型升级。在考虑空间相关性的情况下，绿色金融发展对产业结构高级化的空间溢出作用之所以要显著高于产业结构合理化，这主要源于产业结构高级化和产业结构合理化两者的差别。产业结构高级化是指产业结构由第一产业占主导向第二产业、第三产业占主导的演进关系，而产业结构合理化是指产业间比例关系、就业比例逐渐趋向协调，绿色金融发展在资金流向、产业整合、风险防范、政策引导等方面会向绿色产业、新型产业倾斜，引导这类产业进行技术创新，从而推动产业结构向高级化转型。

分析被解释变量的滞后项系数发现，产业结构合理化的滞后项系数为 0.209 9，产业结构高级化的滞后项系数为 0.423 3，这表明产业结构转型升级极具空间依赖性，同样印证了上文产业结构转型升级的空间相关性特征。控制变量结果显示，城镇化水平的提高和政府干预会显著抑制产业结构合理化，但会促进产业结构向高级化转型，在追求经济高质量发展的目标下，产业结构更趋向于以第二、三产业为主导的新型产业。另外，外商直接投资会显著促进产业结构合理化，抑制产业结构高级化。外商直接投资的增加之所以能显著抑制产业结构高级化转型，是因为我国出口的贸易商品大多属于低端制造业，大力引导对外开放将影响产业结构高级化转型，但我国沿海大部分地区以出口贸易为生，对外开放能够吸引投资、增加就业，从而带动社会经济发展。

3.3 内生性检验与稳健性检验

绿色金融发展对产业结构转型升级的反向因果关系，以及影响产业结构转型升级的不可观测因素，都将使得绿色金融发展在影响产业结构转型升级的过程中出现严重的内生性问题。GMM 模型(高斯混合模型)通过引入被解释变量滞后一期的变量能很好解决模型出现的内生性问题，因此，本文采用空间杜宾 GMM 模型来进行模型的内生性检验，检验结果见表 5 列(1)、(2)所示。可见，在模型中考虑产业结构高级化滞后一期的因素之后，依旧支持绿色金融发展对产业结构高级化的促进作用的结论。需要说明的是，产业结构合理化滞后一期( $L_1.TL$ )和产业结构高级化滞后一期( $L_1.IND$ )的回归系数为正，系数值分别为 1.184 3 和 1.147 2，且至少通过了 1% 的显著性水平检验，这表明当前阶段我国产业结构转型升级正处于稳步上升阶段，其发展水平具有良好的延展性，该结论与张婷等得出的结论类似<sup>[25]</sup>。

表 5 绿色金融发展影响产业结构转型升级的内生性检验结果

|                  | 被解释变量：<br>产业结构合理化<br>(1) | 被解释变量：<br>产业结构高级化<br>(2) | 被解释变量：<br>产业结构合理化<br>(3) | 被解释变量：<br>产业结构高级化<br>(4) |
|------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $L1.TL$          | 1.184 3*** (0.166 5)     | —                        | 0.317 7(0.192 6)         | —                        |
| $L1.IND$         | —                        | 1.147 2*** (0.310 5)     | —                        | 0.617 2*** (0.095 8)     |
| $GF$             | 0.008 5(0.024 0)         | 0.040 8* (0.024 1)       | −0.072 8** (0.031 3)     | 0.063 4* (0.033 0)       |
| $W * GF$         | 0.019 6(0.032 3)         | 0.020 0(0.032 6)         | —                        | —                        |
| 控制变量             | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| $_{-cons}$       | −0.078 2*** (0.007 8)    | −0.311 8*** (0.005 6)    | 0.437 7*** (0.116 6)     | 0.651 3*** (0.189 0)     |
| $Log-likelihood$ | 692.729 9                | 695.890 8                | 685.332 8                | 737.956 8                |
| $AIC$            | 0.001 1                  | 0.001 1                  | 0.001 5                  | 0.001 2                  |
| $SC$             | 0.001 3                  | 0.001 3                  | 0.001 7                  | 0.001 3                  |
| 样本量              | 341                      | 341                      | 372                      | 372                      |
| 调整 $R^2$         | 0.930 1                  | 0.931 2                  | 0.503 0                  | 0.605 1                  |
| 模型               | 空间杜宾 GMM 模型              |                          | GS2SLS                   |                          |

另外,为有效控制内生性和空间溢出效应,本文还采用广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)进行估计<sup>[27]</sup>,表5列(3)和列(4)显示了GS2SLS回归结果.可见, $L_1.TL$ 和 $L_1.IND$ 的影响系数为正,与上文空间杜宾GMM回归模型的回归结果类似,产业结构合理化下绿色金融发展的回归系数显著为负,而产业结构高级化下绿色金融发展的回归系数显著为正,这表明即使考虑了产业结构转型升级滞后一期的因素之后,绿色金融发展依旧能够带动我国产业结构转型升级.

空间邻接权重矩阵只考虑了两省份相邻的情况,比如,北京市和河北省两省市相邻,那么北京市的绿色金融发展将会影响到河北省的产业结构,但忽略了与北京市不相邻的上海市、广东省等省市的绿色金融发展可能会对北京市产业结构产生一定影响.绿色金融与产业结构均属于经济活动范畴,经济发展水平相邻省份可能会出现模仿效应.因此,本文采用替换空间经济权重矩阵的方式来进行稳健性检验,回归结果见表6所示.在以产业结构合理化指标为被解释变量的情况下,绿色金融发展的回归系数显著为负,而在以产业结构高级化指标为被解释变量的情况下,绿色金融发展的系数为正,但未通过统计学检验,绿色金融发展滞后项系数为正,且至少通过了5%的显著性水平检验.因此,即使采用空间经济权重矩阵的空间计量模型进行回归检验,也能保证绿色金融发展促进产业结构转型升级结论的稳健性.

表 6 绿色金融发展影响产业结构转型升级的稳健性检验

|                       | 被解释变量: 产业结构合理化       | 被解释变量: 产业结构高级化       |
|-----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>GF</i>             | -0.075 5** (0.036 2) | 0.011 1(0.030 0)     |
| <i>W * GF</i>         | 0.031 5(0.045 2)     | 0.099 5** (0.038 9)  |
| 控制变量                  | 是                    | 是                    |
| <i>Spatial_rho</i>    | 0.335 7*** (0.076 7) | 0.555 7*** (0.052 3) |
| <i>Log-likelihood</i> | 698.158 6            | 761.752 2            |
| 样本量                   | 372                  | 372                  |
| $R^2$                 | 0.468 1              | 0.691 2              |

3.4 异质性分析

我国存在明显的区域差异性,不同地区在经济发展水平上存在着差异,绿色金融发展、产业结构转型升级这类经济活动也如此.与东部地区相比,中西部地区的经济发展水平较低且经济体量较小,对非正规金融的需求比较弱,因此会造成对绿色金融的需求也不高.表7报告了绿色金融发展的区域异质性分析回归结果,仅列出核心解释变量的估计结果,其他控制变量暂不列出.

可以看出,绿色金融发展显著抑制产业结构合理化,并且这种抑制作用主要表现为东中部地区显著大于西部地区,而绿色金融发展对产业结构合理化的空间溢出作用显示,绿色金融发展对东中部地区产业结构合理化的促进作用要显著大于西部地区,由此可见,绿色金融发展对东中部地区产业结构合理化的影响作用要显著高于西部地区.同理,在以产业结构高级化指标作为被解释变量的情况下,绿色金融发展对东中部地区产业结构高级化的促进作用要显著高于西部地区,但绿色金融发展促进西部地区产业结构高级化的空间溢出作用更加显著.因此,本文认为绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用极具区域异质性,对东中部地区产业结构转型升级的影响作用更大.这主要源于东中部地区经济发展水平较高,地方政府、企业、银行等对绿色金融发展重视度较高,并且把绿色金融发展作为产业结构调整的资金支持<sup>[25]</sup>.另外,西部地区的产业结构、生产技术条件等正处于调整阶段,绿色金融发展对西部地区产业结构转型升级的影响作用还未充分显现,从而导致西部地区绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用要显著小于东中部地区.

表 7 我国东中西部地区绿色金融发展影响产业结构转型升级的区域异质性分析结果

|                       | 被解释变量：产业结构合理化            |                          |                       | 被解释变量：产业结构高级化           |                         |                         |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                       | 东部                       | 中部                       | 西部                    | 东部                      | 中部                      | 西部                      |
| <i>GF</i>             | −0.156 9***<br>(0.027 4) | −0.116 7***<br>(0.025 6) | −0.108 7<br>(0.069 8) | 0.231 7***<br>(0.026 8) | 0.195 0***<br>(0.024 5) | −0.041 7<br>(0.048 6)   |
| <i>W * GF</i>         | 0.054 1**<br>(0.022 4)   | 0.045 4*<br>(0.0265)     | −0.131 9<br>(0.093 5) | −0.037 0<br>(0.023 1)   | −0.002 4<br>(0.025 9)   | 0.247 2***<br>(0.064 3) |
| 控制变量                  | 是                        | 是                        | 是                     | 是                       | 是                       | 是                       |
| <i>Spatial_rho</i>    | 0.003 1<br>(0.056 4)     | 0.064 0<br>(0.052 9)     | 0.043 4<br>(0.110 4)  | 0.095 0**<br>(0.044 0)  | 0.141 9***<br>(0.035 7) | 0.256 8**<br>(0.100 8)  |
| <i>Log-likelihood</i> | 681.066 2                | 682.922 1                | 228.948 6             | 688.085 3               | 698.070 5               | 281.642 5               |
| 样本量                   | 132                      | 96                       | 144                   | 132                     | 96                      | 144                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.453 6                  | 0.458 7                  | 0.534 2               | 0.627 5                 | 0.637 1                 | 0.654 6                 |

4 结论与启示

本文基于我国 31 个省(自治区、直辖市)2008—2019 年的面板数据,利用文本挖掘法测度我国省级层面的绿色金融发展指数,并采用空间杜宾模型检验绿色金融发展与产业结构转型升级的空间效应,主要得出以下结论:(1)我国产业结构合理化水平、产业结构高级化水平和绿色金融发展水平在空间上呈现“俱乐部”特征,其 *Moran's I* 散点图主要分布在一、三象限内;(2)绿色金融发展将促进我国产业结构的转型升级,特别地,绿色金融发展会显著促进邻近地区产业结构高级化转型升级,该结论在经过内生性检验和稳健性检验之后依旧成立;(3)区域异质性分析表明,绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用极具区域异质性,主要表现为东中部地区绿色金融发展对产业结构转型升级的影响作用要显著大于西部地区,而西部地区绿色金融发展对产业结构高级化的空间溢出作用要显著大于东中部地区。

本文主要研究结论可为相关部门提供以下几点政策启示:首先,促进绿色金融发展,有效促进产业结构转型升级。绿色金融发展作为产业结构转型升级的重要手段,应大力推动绿色金融发展,创新绿色金融工具,以确保绿色证券、绿色保险等绿色金融工具能有效服务我国产业结构转型升级。并且,在大力推广绿色发展理念的背景下,应加强我国绿色金融体系管理,完善绿色金融相关政策,为产业结构调整提供政策支撑。其次,积极引导我国产业结构向高级化、服务化转型。实践证明,绿色金融的高速发展能有效促进产业结构向高级化转型,因此,在节能环保型产业盛行的同时,要积极引导绿色金融政策以及绿色金融创新型工具向高污染高排放的传统型产业倾斜,以倒逼这类产业完成技术改造、扩展融资渠道、创新产品等,有效推动我国产业结构向高级化、服务化转型。最后,在区域协调发展的战略背景下,要注重绿色金融区域间的资源配置情况,加强区域间绿色金融资源的合理流动,减弱绿色信贷市场分割和行政控制,协调区域之间绿色金融资源的竞争问题,防止东中部地区中心城市对绿色金融资源的过度虹吸。另外,在绿色金融资源集聚地区,要强化绿色金融发展对产业结构高级化的空间溢出效应,使高端产业、新型产业不断向外扩张。

参考文献:

[1] 徐胜,赵欣欣,姚双.绿色信贷对产业结构升级的影响效应分析[J].上海财经大学学报,2018,20(2):59-72.  
[2] 王遥,潘东阳,张笑.绿色金融对中国经济发展的贡献研究[J].经济社会体制比较,2016(6):33-42.  
[3] ZHOU X G, TANG X M, ZHANG R. Impact of Green Finance on Economic Development and Environmental Quality;

- A Study Based on Provincial Panel Data from China [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27(16): 19915-19932.
- [4] 王遥, 潘东阳, 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.
- [5] 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, 56(12): 2793-2811.
- [6] 马骏. 论构建中国绿色金融体系 [J]. 金融论坛, 2015, 20(5): 18-27.
- [7] 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.
- [8] 马骏, 孟海波, 邵丹青, 等. 绿色金融、普惠金融与绿色农业发展 [J]. 金融论坛, 2021, 26(3): 3-8, 20.
- [9] 苏任刚, 赵湘莲, 程慧. 绿色金融支持绿色产业发展的作用机理、路径分析 [J]. 财会月刊, 2019(11): 153-158.
- [10] WANG E X, LIU X H, WU J P, et al. Green Credit, Debt Maturity, and Corporate Investment-Evidence from China [J]. Sustainability, 2019, 11(3): 583.
- [11] 王韧. 中国绿色金融治理效应评估及绿色政策选择——基于 334 家公众公司的微观数据 [J]. 宏观经济研究, 2021(6): 133-145.
- [12] 郭克莎, 田潇潇. 加快构建新发展格局与制造业转型升级路径 [J]. 中国工业经济, 2021(11): 44-58.
- [13] 刘霞, 何鹏. 绿色金融在中部地区经济发展中的影响效应研究 [J]. 工业技术经济, 2019, 38(3): 76-84.
- [14] 高锦杰, 张伟伟. 绿色金融对我国产业结构生态化的影响研究——基于系统 GMM 模型的实证检验 [J]. 经济纵横, 2021(2): 105-115.
- [15] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗? ——基本事实、理论模型与实证检验 [J]. 经济研究, 2019, 54(3): 38-54.
- [16] 周韩梅, 黎涛瑞. 绿色金融、产业结构升级与区域经济高质量发展 [J]. 当代金融研究, 2021(3): 37-49.
- [17] 陈智莲, 高辉, 张志勇. 绿色金融发展与区域产业结构优化升级——以西部地区为例 [J]. 西南金融, 2018(11): 70-76.
- [18] 余冯坚, 徐枫. 空间视角下广东省绿色金融发展及其影响因素——基于固定效应空间杜宾模型的实证研究 [J]. 科技管理研究, 2019, 39(15): 63-70.
- [19] LESAGE J, PACE R K. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton, Florida: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [20] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. 管理世界, 2010(7): 43-55, 65.
- [21] 林光平, 龙志和, 吴梅. 中国地区经济  $\sigma$ -收敛的空间计量实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23(4): 14-21, 69.
- [22] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [23] 梁丽娜, 于渤. 经济增长: 技术创新与产业结构升级的协同效应 [J]. 科学学研究, 2021, 39(9): 1574-1583.
- [24] 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.
- [25] 张婷, 李泽辉, 崔婕. 绿色金融、环境规制与产业结构优化 [J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(6): 84-98.
- [26] ELHORST J P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [27] 吕民乐, 陈颖瑶. 信息化有利于降低雾霾污染吗? ——基于空间计量模型的实证检验 [J]. 南京财经大学学报, 2021(3): 13-24.