

科技金融、产业结构优化与区域生态效率

——基于空间计量模型的实证分析

华 坚,施明月,王育芳

(河海大学 商学院,南京 211100)

摘 要:本文利用2007—2017年我国30个省市(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区)的面板数据,采用超效率DEA模型测度我国生态效率,同时运用熵权法测度我国科技金融指数,在此基础上建立空间计量模型,研究科技金融、产业结构优化及其交互作用对生态效率的影响。结果表明:我国生态效率整体呈上升趋势,区域差异明显,且生态效率具有显著的空间溢出效应;科技金融在产业结构的调节下对生态效率产生显著的促进作用;产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性。

关键词:科技金融;产业结构优化;生态效率;空间计量模型

中图分类号:F832.7; F062.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)05—0016—11

一、引言

随着经济的快速发展,我国资源环境约束问题日益突出,环境问题受到越来越广泛的关注。在此背景下,提高生态效率成为我国经济发展的必经之路。党的十八届五中全会确立了绿色发展理念。党的十九大报告明确提出,构建绿色技术创新体系,发展绿色金融,壮大环境友好型和资源节约型产业,实现产业、经济与环境的协调发展。Schaltegger和Sturm(1990)首次提出生态效率的概念,即增加的价值和带来的环境影响的比值,随后生态效率概念运用越来越广泛。生态效率反映了绿色发展水平,强调经济发展与环境保护的统一协调发展,可以衡量环境、资源与经济发展的协调程度。因此,研究生态效率的空间分布及其影响因素就显得尤为重要。

产业结构是影响生态效率的重要因素,这一结论在学术界已经达成共识,关于产业结构与生态效率关系的研究较为丰富。产业结构变迁会对生态环境产生一定的影响(Grossman和Krueger, 1991; Grossman和Krueger, 1995),且产业结构的不同阶段对生态环境的影响不同。生态环境伴随经济结构由农业化向工业化转变而退化,之后由于工业化深化发展,产业由能源密集型向知识技术密集型转化而得到改善(任力和朱东波, 2017),可见产业结构优化是改善生态环境的重要因素之一。产业结构升级对区域生态效率具有较为显著的正向影响,且影响的程度仅次于研发经费的投入强度(陈雯, 2017)。但产业结构优化带来的服务业增长可能会增加能源消耗及污染排放(肖挺和刘华, 2014),产业结构优化带来的“红利”如生态效率改善这一效果并不显著(李小平和卢现祥, 2007)。

产业结构优化升级需要大量资金的注入,需要恰当的金融安排来实现。因此,有了“产业革命发生之前发生金融革命”的论断(Hicks, 1969)。产业结构优化离不开金融资源的支持,科技金融作为科技与金融结合的产物,对产业结构优化起着至关重要的作用。目前,关于科技金融与产业结构优化的关系研究发现,科技金融优化了金融资源配置(陈亚男和包慧娜, 2017),能够显著促进产业结构优化(邹建国和李明贤, 2018)。关于科技金融与生态效率关系的研究发现,一方面,科技与金融协调发展带动技术进步,提高能源利用效率,提升生态效率。同时金融发展规模和科技金融效率的提高,也会对生态效率产生积极影响(陈旖旎等, 2018);另一方面,虽然金融体系对生产率增长和经济发展具有重要作用,良好的金融体系能够提高成功创新的可能性,加速经济增长(Ang, 2010; Robert和Ross, 1993)。

但科技金融发展带来经济快速增长的同时会消耗更多的资源及污染排放的增加(李廉水和周勇, 2006),

收稿日期:2020—09—29

基金项目:国家社会科学基金重大项目“绿色发展下我国水资源—能源—粮食协同发展与安全战略研究”(19ZDA084)

作者简介:华坚,博士,河海大学商学院副教授,硕士生导师,研究方向:环境与资源经济、产业与区域发展、金融与投资管理;
施明月,河海大学商学院硕士研究生,研究方向:金融工程与投资管理、产业与区域发展、公司高级理财;王育芳,河海大学商学院硕士研究生,研究方向:科技金融、环境与资源经济。

科技金融本身对生态效率具有负向影响;所以,科技金融对生态效率的影响具有不确定性,有待进一步实证检验。

从现有研究来看,目前学者们对于科技金融或产业结构优化两者中单一因素对生态效率的影响已进行了较为深入的研究,但较少有文献将科技金融与产业结构优化结合起来,研究其相互作用对生态效率的影响。虽然有少量的文献研究涉及科技金融、产业结构优化等对区域生态效率的影响(余丽斌和江艳秋,2017),但没有考虑到科技金融与产业结构优化之间的交互作用对生态效率的研究,其他相关涉及金融和产业结构的文章也没有对生态效率影响进行详细的探讨(何宜庆等,2016)。科技金融和产业结构优化在经济活动中存在相互作用关系,科技金融对生态效率的影响通过产业结构优化进行传导。科技金融有助于提高科技创新成果的转化速度,加快高新技术产业的发展,促进产业结构不断优化升级(段世德和徐璇,2011),而产业结构优化又是提高生态效率的重要手段(吴义根等,2019)。科技金融与产业结构优化之间的良性互动影响资源要素配置效率,实现资源的合理配置,促进生态效率发展。因此,本文将科技金融、产业结构优化与生态效率置于同一框架下,以2007—2017年我国30个省市(不含西藏及港澳台地区)的面板数据为样本,利用空间计量模型,借助MATLAB7.0实证分析科技金融与产业结构优化的相互作用对生态效率的影响。为促进我国生态效率提升、实现可持续发展提供一定的参考。

二、变量选取与测度

(一)生态效率测度

1. 测度方法

生态效率测度方法多样,数据包络分析(DEA)相较于其他方法不仅能够对数据进行无量纲化处理,而且不用人为地对相关投入产出指标赋予权重,可以科学地衡量相对效率,所以大部分文献均采用DEA模型测度生态效率。超效率DEA作为数据包络分析(DEA)的一种,能够很好地解决传统EDA模型无法对有效决策单元进行排序的问题,超效率DEA模型在对某个决策单元进行效率测度时,不会将该决策单元的投入项和产出项列入模型的约束条件中,使DEA无效的决策单元生产前沿面保持不变,而DEA有效的决策单元生产前沿面后移。因此,本文采用超效率DEA模型对我国2007—2017年的生态效率进行测度。超效率DEA模型的数学表达式如式(1)所示:

$$\begin{aligned} & \min \theta \\ & \text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1}^n X_j \lambda_j + S^- = \theta X_0 \\ \sum_{j=1}^n Y_j \lambda_j - S^+ = Y_0 \\ \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k-1, k, \dots, n \\ S^- \geq 0, \quad S^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中: θ 表示决策单位的效率值; X 、 Y 分别表示输入和输出变量; λ 表示有效决策单元的组合比例,且 $\sum \lambda > 1$ 、 $\sum \lambda = 1$ 和 $\sum \lambda < 1$ 分别表示规模效益递减、不变和递增; S^- 和 S^+ 均为松弛变量,分别表示输入超量和输出亏量。当 $\theta < 1$ 时,如果 $S_i^- \neq 0$ 和 $S_i^+ \neq 0$ 中至少有一个满足,则表示决策单位非有效,需要改进。当 $\theta \geq 1$ 时,且 $S_i^- = 0$ 和 $S_i^+ = 0$ 同时满足,说明该决策单位的投入产出水平达到效率最佳。

2. 指标选取

“以较少的环境影响创造更多的价值”是提高生态效率的核心思想(Kuosmanen,2005),在特定经济系统中,生态效率强调以更少的资源与环境成本为代价获取更大的经济效益。本文依据相关投入指标选择(Hoh et al,2001),在基于生态效率的概念及参考李佳佳和罗能生(2016)、屈文波(2018)对生态效率指标的构建,建立以资源 and 环境方面为投入因素,经济效益为产出要素的区域投入产出复合系统。在考虑到数据可得性的基础上,构建生态效率评价指标体系,见表1。

表 1 生态效率评价指标体系

目标	一级指标	二级指标	具体构成
生态效率	投入指标	废水排放	废水排放总量
		废气排放	SO ₂ 排放量
		固废排放	工业固体废物排放量
		能源消耗	能源消耗总量
		水资源消耗	用水总量
		土地消耗	城市建设用地面积
	产出指标	经济发展总量	地区 GDP

(二)科技金融测度

科技金融是指为了加快实现转型升级由政府、企业、金融机构等为科技创新活动提供的一种创新性的制度安排,主要包括科技活动金融服务和配套投融资制度等(赵昌文等,2009)。对于科技发展金融指数的组成,本文主要参考影响美国国家创新系统的因素(Freeman, 1995;Lundvall, 1992)、科技部《国家高新技术产业开发区指标体系》(2008)、商务部《国家级经济技术开发区综合投资环境评价办法(修订稿)》(2009),按照“投入-产出”的思路,在借鉴曹颢和尤建新(2011)、王海芸和刘杨(2019)方法的基础上,建立科技金融评价指标体系(表 2),具体分为科技金融资源指数、经费指数、贷款指数及产出指数 4 个方面。基于数据的可得性,科技金融贷款用金融机构贷款余额来代替。熵权法是利用信息熵对多种影响因素进行赋值计算并客观排序的有效方法,其能够避免个人主观偏向对赋值的影响,故本文中科技金融运用熵权法来测度。

表 2 科技金融评价指标体系

目标	一级指标	二级指标
科技金融发展	资源指数	科技活动人员/地区总人口
		研发机构数量/地区总人口
	经费指数	财政科技拨款/财政支出
		研发经费支出/GDP
	贷款指数	科技经费支出/GDP
		金融机构科技贷款/GDP
	产出指数	技术市场成交额/科技经费支出
		专利授权数/科技经费支出

(三)产业结构优化测度

产业结构优化指标通常用产业结构合理化及产业结构高级化衡量。产业结构合理化是要素投入结构和产出结构耦合程度的一种衡量,参考孙晓华等(2017)的研究方法,构建衡量产业结构合理化的公式:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right| \quad (2)$$

其中:TL 表示产业结构偏离度;Y 表示产值;L 表示就业人数;i 表示产业;n 表示产业部门数;当 TL 为零时,表示经济处于均衡状态,产业结构比较合理,TL 非零时,表示经济处于非均衡状态,且 TL 越大,表明产业结构偏离程度越大,产业结构越不合理。

产业结构高级化实际上是产业结构升级的一种衡量,反映出经济结构的服务化倾向,本文借鉴于春晖等(2011)的研究方法,用第三产业产值与第二产业产值之比衡量,即

$$TS = \frac{Y_3}{Y_2} \quad (3)$$

其中:TS 表示产业结构高级化;Y₃与 Y₂分别表示第三产业产值和第二产业产值。

三、模型构建

(一)变量说明及数据来源

基于我国行政区划和数据的连续性及可获得性,本文选取各省市 2007—2017 年的相关数据,对我国科技金融与产业结构优化对生态效率的影响进行研究。所选变量:作为被解释变量的生态效率(EE)由超效率 DEA 模型计算所得;作为核心解释变量的科技金融(TF)运用熵权法计算所得;产业结构高级化(TS)与产业结构合理化(TL)由式(2)计算所得。在参考相关文献的基础上,本文选取以下控制变量:外商直接投资额(FDI),以实际利用外资金额表示;经济发展水平(Pgdp),以人均 GDP 衡量;污染治理投资额(IPC),以工业污染治理投资表示;人口城镇化水平(UR),用城镇人口占总人口的比重衡量;人力资本(HC),用每万人在校大学生人数表示。相关数据来源:生态效率相关数据来自 2007—2017 年的《中国统计年鉴》《能源统计年鉴》,科技金融相关数据来源于 2007—2017 年的《中国统计年鉴》、统计局官网,其他数据来自统计局官网,并对部分丢失数据进行了插补处理。

本文所有变量的定义见表3。

本文对模型中的主要变量进行了描述性统计分析,变量描述性统计结果见表4。衡量生态效率的变量 EE 的平均值为 0.6148,标准差为 0.2036,最大值为 2.1281,最小值为 0.1990,反映出各省市的生态效率存在一定的差异。而产业结构合理化指标和产业结构高级化指标的标准差分别为 0.3178 和 0.5687,表明多数城市产业结构调整差异不大。科技金融的最小值为 0.0200,最大值为 0.9500,最大值与最小值之间的极差比较大,这也表明我国科技金融的离散程度较大。在主要的控制变量中,没有出现明显的样本选择偏差,且基本符合我国经济发展的现实情况。

表3 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量释义
被解释变量	生态效率	EE	超效率 DEA 模型计算
	科技金融	TF	熵权法计算
核心变量	产业结构高级化	TS	公式计算
	产业结构合理化	TL	第三产业产值与第二产业产值之比
	外商直接投资额	FDI	实际利用外资金额
控制变量	经济发展水平	$Pgdp$	人均 GDP 衡量
	污染治理投资额	IPC	工业污染治理投资
	人口城镇化水平	UR	城镇人口占总人口之比
	人力资本	HC	每万人在校大学生人数

表4 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测量
生态效率(EE)	0.6148	0.2036	0.1990	2.1281	330
科技金融(TF)	0.1988	0.1609	0.0200	0.9500	330
产业结构高级化(TS)	1.0093	0.5687	0.4996	4.2367	330
产业结构合理化(TL)	1.6862	0.3178	0.9329	2.5774	330
$TF \times TS$ (科技金融与产业结构高级化的交叉项)	0.2664	0.5222	0.1467	3.4719	330
$TF \times TL$ (科技金融与产业结构合理化的交叉项)	0.3004	0.1670	0.0408	1.0040	330
外商直接投资额($\ln FDI$)	12.6307	1.6281	7.3100	15.0900	330
经济发展水平($\ln Pgdp$)	10.5122	0.5485	8.9700	11.7700	330
污染治理投资额($\ln IPC$)	11.8804	0.9590	8.1800	14.1600	330
人口城镇化水平(UR)	0.5413	0.1347	0.2800	0.9000	330
人力资本(HC)	18.0239	5.5410	6.6500	34.5000	330

(二)空间自相关检验

利用空间计量模型研究经济问题前,应检验变量的空间相关性,只有变量空间自相关,才适用空间计量模型。空间自相关性特指模型的估计残差间存在空间上的自相关关系。包括全域空间自相关检验和局域空间自相关检验。空间相关性的事前检验方法较多,本文采用大多数文献中的 Moran's I 统计量进行空间自相关检验。全域空间自相关 Moran's I 统计量计算公式为

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \tag{4}$$

其中: W_{ij} 表示空间权重矩阵; x_i 和 $\bar{x}$ 分别表示观察值及其均值。

Moran's I 统计量的取值范围为(-1,1)。当 Moran's $I > 0$ 时表示空间正相关,其值越大,空间相关性越明显,当 Moran's $I < 0$ 时表示空间负相关,其值越小,空间差异越大,当 Moran's $I = 0$ 表示空间不相关。

局域自相关 Moran's I 统计量计算公式为

$$\text{Moran's } I = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \tag{5}$$

其中: $Z_i = (x_i - \bar{x})$ 和 $Z_j = (x_j - \bar{x})$ 表示观测值与均值的偏差。

(三)空间权重矩阵

空间权重矩阵选择是空间计量模型的关键,也是区域间空间影响方式的一种体现。通常用一个二元对称空间权重矩阵 W 来表达 n 个位置区域的邻近关系:

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1j} \\ \vdots & & \vdots \\ w_{i1} & \cdots & w_{ij} \end{pmatrix} \tag{6}$$

其中: W_{ij} 表示区域 i 和 j 的邻近关系。

本文采用 0-1 矩阵对相关指标进行衡量。简单的二进制邻近矩阵为

$$W_{ij}^1 = \begin{cases} 1, & \text{区域}i\text{和区域}j\text{相邻} \\ 0, & \text{区域}i\text{和区域}j\text{不相邻} \end{cases} \quad (7)$$

其中:地理距离权重矩阵元素 W_{ij} 取值表示两省省会距离的倒数,即 $W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$, d_{ij} 表示两省省会距离。

(四)空间计量模型

传统计量方法假设研究区域单元相互独立,而生态效率在空间上存在显著相关性,如果仍用传统计量方法对生态效率进行估计,模型的结果现实偏差较大,不能很好地反映事实。考虑到各研究单元并非相互独立的情况,故将生态效率的空间效应纳入经济计量模型。因此本文采用空间计量模型对我国生态效率的影响因素进行分析。空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)是空间计量模型中最基本的两种模型。空间滞后模型(SLM)主要研究一个机构或地区的经济行为受其他邻近机构或地区经济行为的溢出影响,其形式如式(8)所示:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (8)$$

其中: y 表示 $N \times 1$ 的被解释变量; W 表示 $N \times N$ 的空间权重矩阵; N 表示观测点数目; ρ 表示空间自相关系数; X 表示 $N \times K$ 的外生解释变量矩阵; β 表示解释变量参数; ε 表示满足正态分布的随机扰动项。

空间误差模型(SEM)是指模型中的误差项设置空间自相关项(空间滞后因子)的回归模型,研究对象间的相互关系通过其误差项的空间自相关关系得到,空间误差模型研究机构或地区之间的相互作用因所处的相对位置不同而存在差异的情况,其形式为

$$y = X \beta + \mu \quad (9)$$

$$\mu = \lambda W \mu + \varepsilon \quad (10)$$

其中: ε 表示随机误差向量; λ 表示 $N \times 1$ 解释变量的空间误差系数; μ 表示正态分布的随机误差向量。

综上所述,根据研究目的,分别构建如下所示空间滞后模型和空间误差模型:

$$EE = \beta_0 + \beta_1 TF + \beta_2 TS + \beta_3 TL + \beta_4 TFTS + \beta_5 TFTL + \beta_6 \ln FDI + \beta_7 \ln Pgdp + \beta_8 \ln IPC + \beta_9 UR + \beta_{10} HC + \rho WEe + \varepsilon \quad (11)$$

$$EE = \beta_0 + \beta_1 TF + \beta_2 TS + \beta_3 TL + \beta_4 TFTS + \beta_5 TFTL + \beta_6 \ln FDI + \beta_7 \ln Pgdp + \beta_8 \ln IPC + \beta_9 UR + \beta_{10} HC + \lambda W \mu + \varepsilon \quad (12)$$

其中: $TF \times TS$ 表示科技金融与产业结构高级化的交叉项; $TF \times TL$ 表示科技金融与产业结构合理化的交叉项; β 表示各变量系数。

四、实证分析

(一)生态效率测度结果

以各省市的生态效率作为分析对象,选取2007—2017年的面板数据,利用MYDEA1.0软件对我国生态效率进行测度。将各省市分为东部、中部和西部地区,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆和青海。根据测度结果绘制生态效率动态趋势图,如图1所示。

根据测度结果可知:从时间维度来看,我国生态效率呈现逐步提升趋势。我国生态效率平均值在这11年间从2007年的0.391提升到2017年的0.765,说明随着时间的推移我国生态效率

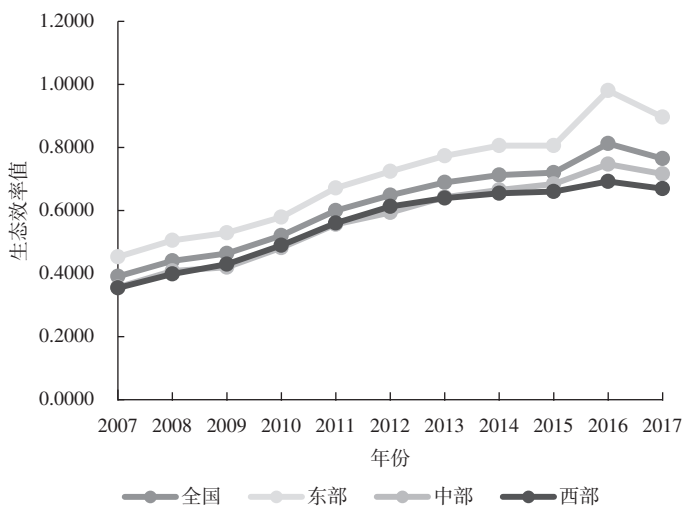


图1 我国生态效率均值变化情况

呈现改善趋势;从空间维度来看,我国东部地区生态效率在11年间的平均值为0.702,生态效率值相对较高,说明我国东部地区资源利用效率较高。中部地区和西部地区生态效率在11年间的平均值分别为0.570和0.560,生态效率值偏低。东部地区生态效率明显高于中西部地区,主要原因是东部地区聚集了较多的资源、技术创新水平高,促使其从粗放型经济发展方式向低能耗、低污染、高经济产出的集约式经济发展方式转变效果显著;而西部地区经济资源相对匮乏,交通等基础设施不便,经济基础薄弱,导致生态效率最低;中部地区生态效率处于中间水平,但未达到最优化水平,生态效率也有待进一步提升。

(二)空间相关性分析

1. 全域空间自相关检验

利用 stata15.rar 软件对各省市 2007—2017 年的生态效率指标进行空间相关性检验,结果见表 5。

表 5 生态效率的 Moran 检验

时间	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
Moran's I	0.333	0.298	0.209	0.259	0.285	0.226	0.300	0.296	0.363	0.363	0.444

2007—2017 年各省市生态效率的 Moran's I 值均为正值,说明我国生态效率存在正的空间自相关性,生态效率在空间分布上并不是随机的,而是表现出一定的空间溢出效应,即一个地区的生态效率不仅会影响邻近地区的生态效率,还会受邻近地区生态效率的影响。故选择空间计量模型研究生态效率的影响因素,能够更加准确地度量科技金融与产业结构优化对生态效率的影响。

2. 局域空间自相关检验

每个省份与相邻省份的交互效应可以通过局域空间相关性检验得出,并通过生成 Moran 散点图可以准确地得到其在空间中所处的位置。本文运用邻接矩阵计算得出各个省份局域空间自相关情况,限于文章篇幅,图 2 和图 3 分别列示 2007 年及 2017 年的 Moran 散点图进行阐述。

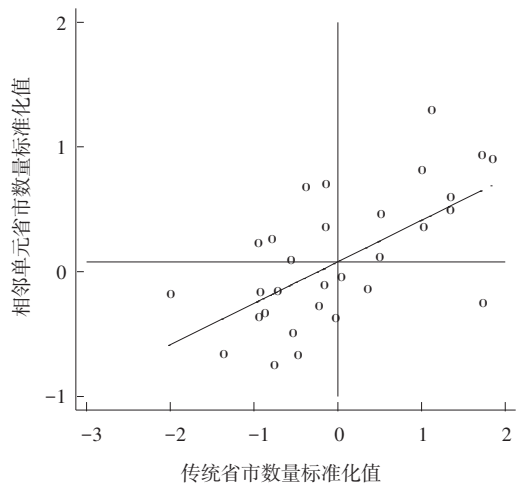


图 2 2007 年我国省域生态效率 Moran 散点图

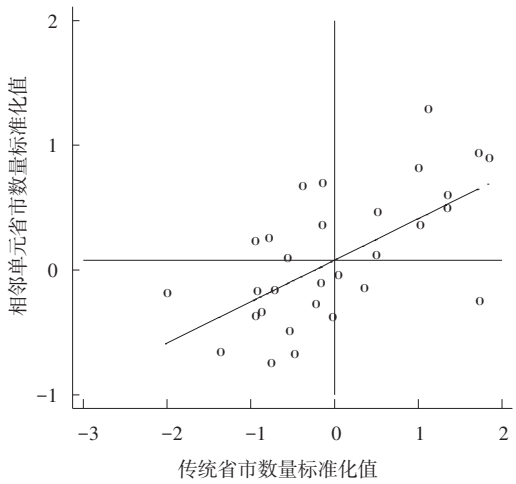


图 3 2017 年我国省域生态效率 Moran 散点图

从表 6 可知,2007 年:天津、北京、福建、河北、广东、浙江、山东、江苏、河南共 9 个省市位于第一象限,表现出高-高集聚模式;上海、山西、辽宁、安徽、江西、黑龙江共 6 个省市位于第二象限,表现出低-高集聚模式;宁夏、新疆、海南、青海、云南、贵州、甘肃、吉林、湖北、湖南、重庆、四川共 12 个省市位于第三象限,表现出低-低集聚模式;广西、陕西、内蒙古共 3 个省市位于第四象限,表现出高-低集聚模式。2017 年:天津、北京、福建、河北、广东、浙江、山东、江苏、河南、重庆、湖南、上海、海南共 13 个省市位于第一象限,表现出高-高集聚模式;江西、安徽、湖北、山西、广西、贵州共 6 个省市位于第二象限,表现出低-高集聚模式;宁夏、新疆、青海、云南、甘肃、吉林、四川、辽宁、黑龙江、内蒙古共 10 个省市位于第三象限,表现出低-低集聚模式;只有陕西位于第四象限,表现出高-低集聚模式。我国生态效率在所选样本区间内,随着时间的推移,高-高集聚模式空间范围逐渐扩大,但仍存在部分省市集聚模式不理想的情况。总体来看,我国大多数省市生态效率在 2007 年与 2017 年均位于第一象限和第三象限,表现出显著的正向空间自相关性。上述结果,进一步说明我国生态效率具有空间相关性,选择空间计量模型进行研究的适用性。

表 6 我国生态效率集聚模式

模式	2007 年	2017 年
高-高集聚	天津、北京、福建、河北、广东、浙江、山东、江苏、河南	天津、北京、福建、河北、广东、浙江、山东、江苏、河南、重庆、湖南、上海、海南
低-高集聚	上海、山西、辽宁、安徽、江西、黑龙江	江西、安徽、湖北、山西、广西、贵州
低-低集聚	宁夏、新疆、海南、青海、云南、贵州、甘肃、吉林、湖北、湖南、重庆、四川	宁夏、新疆、青海、云南、甘肃、吉林、四川、辽宁、黑龙江、内蒙古
高-低集聚	广西、陕西、内蒙古	陕西

(三)模型选择

本文对生态效率和科技金融、产业结构优化的空间相关性进行了拉格朗日乘数-滞后检验(LM-Lag)、拉格朗日乘数-误差检验(LM-Error)、稳健的拉格朗日乘数-滞后检验(Robust LM-Lag)和稳健的拉格朗日乘数-误差检验(Robust LM-Error)。检验结果见表 7,拉格朗日乘数-滞后检验(LM-Lag)($P=0.000$)和拉格朗日乘数-误差检验(LM-Error)($P=0.002$)均在 1% 的水平下显著,而稳健的拉格朗日乘数-滞后检验(Robust LM-Lag)($P=0.000$)比稳健的拉格朗日乘数-误差检验(Robust LM-Error)($P=0.011$)更显著。因此选择空间滞后模型(SLM)更合适。

由表 8 可知,通过似然比检验(LR),发现在 1% 显著性水平上拒绝原假设,接受“固定效应模型有效”的备择假设,同时表 8 中 Hausman 检验结果也佐证了这一结论。因此选择面板固定效应模型。

(四)全样本实证结果

由表 9 可知,为了便于分析同时给出 OLS 模型、SLM 模型和 SEM 模型的空间固定、时间固定和空间时间双固定的估计结果。通过分析发现,SLM 模型的拟合优度 R^2 和对数似然函数值(Log-L)均大于 SEM 模型,这也进一步表明选择 SLM 模型比 SEM 模型表现效果更好,同时相比于空间固定和时间固定,空间时间双固定的拟合优度 R^2 和对数似然函数值(Log-L)均较大。因此选择空间时间双固定效应模型。

基于 SLM 模型对我国总体生态效率进行分析发现:

(1)科技金融系数显著为负,说明科技金融对生态效率产生负向影响。资本的本质就是逐利,科技金融资源在配置时也遵循这一规律,往往会追求经济效益最大化,容易忽视环境效用。在样本期内,经济发展仍是我国的重要目标,科技金融资源可能会更多地配置到生产效率型技术而非资源环保型技术,生产效率型技

表 7 空间模型选择的诊断性检验

检验方法	统计量	P
拉格朗日乘数-滞后检验(LM-Lag)	24.2191	0.000
稳健的拉格朗日乘数-滞后检验(Robust LM-Lag)	20.8351	0.000
拉格朗日乘数-误差检验(LM-Error)	9.8870	0.002
稳健的拉格朗日乘数-误差检验(Robust LM-Error)	6.5030	0.011

表 8 固定效应和随机效应的选择

检验方法	统计量	P
LR	431.0337	0.000
Hausman	-18.09	0.080

表 9 全样本估计结果

变量	OLS	SLM			SEM		
		空间固定	时间固定	双向固定	空间固定	时间固定	双向固定
TF	-3.864***(-16.241)	-1.161***(-4.150)	-0.334(-0.952)	-0.076***(-3.865)	-1.012***(-3.635)	-0.296(-0.856)	-1.068***(-3.828)
TS	-0.408(-1.107)	-0.014(-0.479)	-0.025(-0.764)	-0.025(-0.634)	0.004(0.141)	-0.028(-0.887)	-0.027(-0.690)
TL	0.037(1.289)	-0.078(-1.588)	0.005(0.116)	-0.057(-1.154)	-0.069(-1.382)	0.014(0.321)	-0.056(-1.132)
TF×TS	0.030(0.631)	0.288***(-4.888)	0.164***(-2.985)	0.276***(-4.785)	0.251***(-4.453)	0.152***(-2.806)	0.272***(-4.731)
TF×TL	0.123**(-2.193)	0.491***(-2.810)	0.187(0.901)	0.436**(-2.402)	0.405**(-2.294)	0.159(0.788)	0.435**(-2.390)
lnFDI	0.247(1.154)	0.019*(1.928)	0.028***(-5.237)	0.021**(-2.139)	0.018*(1.862)	0.029***(-5.061)	0.021**(-2.188)
lnPgdp	0.024***(-4.384)	0.369***(-7.745)	0.368***(-7.782)	0.469***(-6.606)	0.458***(-10.784)	0.373***(-8.044)	0.470***(-6.557)
lnIPC	0.453***(-16.722)	0.021***(-2.591)	-0.014(-1.574)	0.016*(1.768)	0.021**(-2.456)	-0.012(-1.363)	0.015*(1.666)
UR	-0.005(-0.584)	-0.125(-0.390)	-1.110***(-6.146)	-0.348(-0.995)	-0.194(-0.574)	-1.069***(-6.088)	-0.377(-1.069)
HC	-1.280***(-8.460)	-0.021***(-4.558)	0.002(1.113)	-0.024***(-5.178)	-0.022***(-4.687)	0.003*(1.753)	-0.024***(-5.335)
ρ/λ	—	0.202***(-2.829)	0.182**(-2.349)	0.119(0.144)	0.235***(-2.709)	0.220**(-2.515)	0.043(0.455)
R^2	0.685	0.891	0.710	0.897	0.886	0.702	0.896
Log-L	247.932	422.482	260.633	432.091	421.289	260.265	430.931

注:***、**、*分别表示通过了 1%、5%、10% 水平的显著性检验;括号内为 t 统计值。

术会加重环境污染(邹建国和李明贤,2018)。同时由于回报效应的存在,科技金融在促进经济增长的同时消耗更多的自然资源,掠夺式的自然资源消耗及科技发展带来的电子垃圾等使环境不堪重负,从而对生态效率产生一定的抑制作用。

(2)产业结构优化系数在时间固定、空间固定、双向固定的SLM模型中存在差异,且均未通过显著性检验,表明产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性。一方面,随着改革开放的不断深入,虽然在总体趋势上我国产业结构高级化程度不断提高,第三产业占比逐渐增加,但是其整体高级化程度仍然不大。在第三产业发展的同时,工业也同样发展迅速,至少在样本期内,第三产业占比的增加并没有从根本上改变我国整体以高耗能、高污染换取经济发展的旧有模式。此外,在总体趋势上我国产业布局同样也越来越合理,但是整体上我国产业结构合理化程度不高,我国幅员辽阔,各地区各自为政,强调大投资、高产出,导致我国产业布局与要素资源不相适应,增加了资源环境承受压力。同时供给侧和需求侧不相匹配的现实,降低了资源的利用效率。但另一方面,产业结构的变动尤其是第二产业比重的下降一直以来都是降低碳排放的有效途径,对生态环境的改善起着至关重要的作用(孙丽文等,2020)。因此,产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性。

(3)科技金融与产业结构高级化交互项系数显著为正,科技金融与产业结构合理化系数显著为正。说明产业结构优化能够改善科技金融对生态效率的影响。产业结构优化为科技金融发展传达市场信号,促使科技金融资源配置合理化;科技金融合理发展使得资源环境友好型产业不断壮大,产业结构优化的同时提升生态效率。科技金融与产业结构相互影响,相互作用,单独依靠科技金融不能对生态效率产生积极影响,只有科技金融与产业结构深度融合才能助力生态效率的提升。

(4)从控制变量来看,外商直接投资、地区经济发展水平和工业污染治理投资均可显著提升生态效率,“污染天堂假说”并不存在,随着社会的发展,人们的消费观念发生改变,对绿色环保产品的需求增加,需求侧的改变促使供给侧摒弃高能耗、高污染的行业,转而发展旅游业等对环境影响较小的产业,从而带动生态效率的提升。城镇化水平系数为负但不显著,随着城镇化的不断发展,大量农业人口进入到城市,城市生活污水等大量增加的同时对自然资源的消耗也增加,不利于生态效率的提升。人力资本系数为负且显著,说明人力资本并未对生态效率产生预期的促进作用,这可能与现阶段我国人力资本发展程度相对较低有关。

(五)分区实证结果

由于我国各地区在金融发展水平、产业结构等方面存在较大差异,这种差异可能导致科技金融与产业结构优化对生态效率的影响有所不同。为进一步分析科技金融与产业结构优化对生态效率的空间影响,本文实证分析了东部、中部、西部地区的影响结果。综合分析后选择SLM模型的空间时间双固定模型作为估计模型。从表10的回归结果可以看出:在东部、中部、西部地区估计的结果中,生态效率各影响因素的系数符号与全国层面估计结果大体一致,但其显著性普遍降低。在东部、中部地区,产业结构合理化对生态效率产生负向影响,主要是因为东部、中部地区相较于西部地区经济发达,第三产业迅速发展的同时会增加水源等污染,从而加重环境恶化。此外,东部、中部、西部地区的空间自相关性依次递增,表明我国生态效率的空间效应在不同区域内有所差异。

表10 分区估计结果

变量	东部	中部	西部
<i>TF</i>	-3.005***(-4.052)	-2.915***(-3.136)	1.224*(1.752)
<i>TS</i>	0.009(0.109)	-0.065(-0.831)	0.096(1.457)
<i>TL</i>	-0.617***(-2.777)	-0.291***(-4.224)	0.048(0.901)
<i>TF×TS</i>	0.275*** (2.719)	-0.635(-1.037)	-0.678**(-1.969)
<i>TFTL</i>	2.029*** (3.810)	1.160*** (3.448)	-0.297(-0.846)
<i>lnFDI</i>	0.033(1.113)	0.019(1.059)	0.002(0.326)
<i>lnPgdp</i>	0.518*** (2.895)	0.137(1.330)	0.148*(1.943)
<i>lnIPC</i>	0.000(0.011)	-0.012(-1.197)	0.008(1.159)
<i>UR</i>	-0.667(-0.935)	0.725*** (2.723)	1.714*** (3.034)
<i>HC</i>	-0.022*(-1.917)	-0.021***(-3.250)	0.006(1.437)
<i>ρ</i>	-0.021(-0.213)	-0.188*(-1.926)	-0.593***(-4.641)
<i>R</i> ²	0.873	0.973	0.974
Log-L	129.909	196.498	257.934

注:***、**、*分别表示通过了1%、5%、10%水平的显著性检验;括号内为t统计值。

(六)稳健性检验

为进一步验证结果的稳健性,本文参考了焦国伟和冯严超(2019)相关文献,从0-1矩阵替换为经济距离矩阵入手,对全样本实证结果进行再检验。为此,本文选用各城市的人均GDP作为矩阵元素,构建经济距离空间权重矩阵如式(13)所示:

$$W_{ij}^e = W_{ij}^d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right)$$

$$W_{ij}^e = \begin{cases} \frac{W_{ij}^e}{\sum_j W_{ij}^e}, i \neq j, j = 1, \dots, 30 \\ 0, i = j \end{cases} \quad (13)$$

其中:diag表示对角矩阵; i, j 表示任意两两城市之间的距离; W_{ij}^e 表示经济距离空间权重矩阵; $\bar{Y}_j$ 表示观察期内*i*城市的人均GDP平均值; $\bar{Y}$ 表示总观察期内人均GDP的平均值。

与0-1矩阵的处理类似,本文也对经济距离矩阵进行了标准化处理,并记标准化后的权重为 W_{ij}^e 。稳健性检验见表11,由表11可知,科技金融系数显著为负,说明科技金融对生态效率产生负向影响;而产业结构优化系数在时间固定、空间固定、双向固定的SLM模型中存在差异,且均未通过显著性检验,表明产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性;科技金融与产业结构高级化交互项系数显著为正,科技金融与产业结构合理化系数显著为正。说明产业结构优化能够改善科技金融对生态效率的影响。

稳健性检验结果与基于0-1空间权重矩阵的全样本回归结果具有较高的一致性,只是个别系数的大小略有变化,说明本文的基本结论具有较高的可靠性。

五、结论与建议

考虑到我国生态效率在空间分布上具有显著的空间自相关性,本文将科技金融、产业结构优化和生态效率纳入同一研究框架,在控制外商直接投资、地区经济发展水平、工业污染治理投资、人口城镇化水平及人力资本等变量的基础上,设计空间计量模型,运用2007—2017年各省市的面板数据实证分析了科技金融与产业结构优化的相互作用对生态效率的影响,着重分析了生态效率时空变化及其空间溢出效应。最终得出如下结论:

(1)我国生态效率整体呈上升趋势,区域差异明显,东部地区生态效率明显高于中部、西部地区,且生态效率具有显著的空间溢出效应,即当地生态效率的变化会影响周围地区的生态效率。

(2)科技金融对生态效率有显著的抑制作用,究其原因:一方面,资本的本质是逐利,科技金融资源在配置时也遵循这一规律,往往会追求经济效用最大化,容易忽视环境效用;另一方面,科技金融在我国发展正处于初级阶段,科技金融整体水平不高,且科技与金融之间的协调配合作用更多的发挥在生产效率型技术而非环境友好型技术方面,至少部分未能实现这样的转换,而生产效率型技术则会加重环境污染。

科技金融与产业结构高级化交互作用、科技金融与产业结构合理化交互作用对生态效率具有显著促进作用,主要是由于产业结构优化为科技金融发展传达良好的市场信号,促使科技金融资源配置合理化,而科技金融的优化使得产业要素扭曲的不合理配置逐渐被纠正,加快了高新技术产业的发展,提高环保技术,两者互相融合促进了生态效率。

产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性,一方面,生态环境随着产业结构由农业化向工业化转变而退化,之后由于工业化深化发展,产业由能源密集型向知识技术密集型转化而得到改善,同时产业结构的变动尤其是第二产业比重的下降一直以来都是降低碳排放的有效途径,对生态环境的改善起着至关重要的作用。但另一方面,产业结构优化带来的服务业增长可能会增加能源消耗及污染排放,使得生态效率改善这一效果并不显著,且由于我国产业结构优化程度的提高导致第三产业占比逐渐增加,并没有从根本上改变我

表 11 基于经济距离空间矩阵的 SLM 模型估计结果

变量	SLM		
	空间固定	时间固定	双向固定
TF	-1.240***(-4.363)	-0.276(-0.781)	-1.126***(-4.017)
TS	-0.008(-0.283)	-0.020(-0.605)	-0.030(-0.753)
TL	-0.079(-1.592)	0.021(0.455)	-0.059(-1.185)
TF×TS	0.300*** (5.038)	0.165*** (2.961)	0.282*** (4.869)
TF×TL	0.535*** (3.014)	0.149(0.708)	0.470** (2.572)
lnFDI	0.020** (2.034)	0.029*** (5.276)	0.022** (2.246)
lnPgdp	0.378*** (7.566)	0.369*** (7.500)	0.458*** (6.408)
lnIPC	0.019** (2.318)	-0.011(-1.242)	0.014(1.553)
UR	-0.042(-0.130)	-1.084***(-5.904)	-0.348(-0.993)
HC	-0.021***(-4.678)	0.002(1.406)	-0.024***(-5.282)
ρ/λ	0.171** (2.192)	-0.027(-0.296)	0.073(0.821)
R ²	0.889	0.704	0.896
Log-L	419.66	258.35	431.12

注:***、**、*分别表示通过了1%、5%、10%水平的显著性检验;括号内为*t*统计值。

国整体以高耗能、高污染换取经济发展的旧有模式,故对生态效率的影响具有不确定性。

(3)外商直接投资、地区经济发展水平和工业污染治理投资均可显著促进生态效率的提升,人力同时带动经济快速发展,资本对生态效率没有产生预期的促进作用,城镇化水平对生态效率没有显著影响。

基于以上实证结果与研究结论,为提升我国生态效率、实现可持续发展,提出如下政策建议:

(1)制定生态效率发展政策时,应摒弃各自为政的属地管理模式,建立省域之间联动发展机制。我国生态效率存在显著的空间溢出效应,某一省市的生态效率受到其相邻省市的影响,如果各个省市单独行动,缺乏信息沟通,将无法达到预期效果。只有各省市之间建立联动发展机制,制定统一的发展政策,明确各自职责并贯彻落实,才能提升我国综合生态效率。同时可依据不同省市所处位置特点进行分类管理,对于北京、天津、江苏、上海等高-高集聚模式地区,充分发挥其优势,带动邻近区域生态效率发展;对于江西、安徽、湖北、陕西等低-高、高-低集聚模式地区,加强省域间共赢合作,促使其向高-高集聚模式转变;对于宁夏、甘肃、青海、新疆等低-低集聚模式地区,重点关注,加快落地包含降低碳排放量及污染排放量、提高使用效率等指标的产业绿色化发展政策,严格按照污染排放绩效和环境管理实际需要进行执法监督,逐步提升生态效率。

(2)发挥政府宏观调控作用,优化科技金融市场体系。资本的本质就是逐利,科技金融无法单独对生态效率产生积极作用。因此,政府应发挥宏观调控作用,引导科技金融资源更多地向资源环境友好型产业配置,实现经济发展与环境保护双赢。同时,在加强监督的前提下,允许具备条件的民间资本依法设立民营银行,完善科技金融市场体系。支持保险公司设立科技保险专营机构,降低科技企业面临的风险损失。探索研究科技企业发行可转债等金融创新工具进行融资,拓宽其融资渠道。在全国范围内选择试点城市,推动科技金融政策和创新举措在地方落地,发挥试点地区的示范带动作用,研究和总结成功经验,在更多的地区推广示范地区的发展模式。

(3)合理布局产业结构,推动东部、中部、西部地区协调发展。研究表明产业结构优化对生态效率的影响具有不确定性,说明我国现阶段产业结构对生态效率的促进作用还未显现。因此,政府在制定产业政策时要注意因地制宜。东部地区应寻求新的经济增长点,将发展技术密集型产业作为新一轮产业结构升级的选择,发展新兴产业,增加经济增长中技术要素对劳动等要素的替代,进一步加大对外开放,在更高更深层次参与循环经济。中西部地区应进一步完善基础设施条件,吸引东部地区资金投入和优势产业转移,变资源优势为产业优势,推动中西部地区新型工业化发展。同时国家应加强规划引导,进一步建立健全工作协调机制,构建东西部互动平台。实现省际之间联合互动,建立产业转移工业园区等新兴模式,共同招商,利益共享,实现东部、中部、西部互利共赢及协调发展。

参考文献

- [1] 曹颖, 尤建新, 卢锐, 等, 2011. 我国科技金融指数实证研究[J]. 中国管理科学, 19(3): 134-140.
- [2] 陈雯, 2017. 中国区域生态效率时空测度及影响因素研究——基于新型城镇化的视角[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版)(3): 8-15, 167.
- [3] 陈亚男, 包慧娜, 2017. 科技金融发展对产业结构升级影响的实证分析[J]. 统计与决策(15): 170-173.
- [4] 陈旖旎, 张晓丹, 丁时杰, 等, 2018. 金融发展对我国区域绿色发展的影响效应研究[J]. 财务与金融(2): 7-13.
- [5] 段世德, 徐璇, 2011. 科技金融支撑战略性新兴产业发展研究[J]. 科技进步与对策(7): 66-69.
- [6] 干春晖, 郑若谷, 余典范, 等, 2011. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 46(5): 4-16, 31.
- [7] 何宜庆, 陈林心, 周小刚, 等, 2016. 长江经济带生态效率提升的空间计量分析——基于金融集聚和产业结构优化的视角[J]. 生态经济, 32(1): 22-26.
- [8] 焦国伟, 冯严超, 2019. 环境规制与中国城市生态效率提升——基于空间计量模型的分析[J]. 工业技术经济, 38(5): 143-151.
- [9] 李佳佳, 罗能生, 2016. 城市规模对生态效率的影响及区域差异分析[J]. 中国人口·资源与环境, 26(2): 129-136.
- [10] 李廉水, 周勇, 2006. 技术进步能提高能源效率吗? ——基于中国工业部门的实证检验[J]. 管理世界(10): 82-89.
- [11] 李小平, 卢现祥, 2007. 中国制造业的结构变动和生产率增长[J]. 世界经济(26): 77-104.
- [12] 屈文波, 2018. 中国区域生态效率的时空差异及驱动因素[J]. 华东经济管理, 32(3): 59-66.
- [13] 任力, 朱东波, 2017. 中国金融发展是绿色的吗——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J]. 经济学动态(11): 58-73.
- [14] 孙丽文, 李翼凡, 任相伟, 等, 2020. 产业结构升级、技术创新与碳排放——一个有调节的中介模型[J]. 技术经济, 39(6): 1-9.
- [15] 孙晓华, 刘小玲, 翟钰, 等, 2017. 地区产业结构优度的测度及应用[J]. 统计研究, 34(12): 48-62.
- [16] 王海芸, 刘杨, 2019. 区域科技金融发展水平测度与分析[J]. 技术经济, 38(4): 50-56.

- [17] 吴义根, 冯开文, 胡鹏, 等, 2019. 人口增长、产业结构优化与区域生态效率[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 40(2): 17-26.
- [18] 肖挺, 刘华, 2014. 产业结构调整与节能减排问题的实证研究[J]. 经济学家(9): 58-68.
- [19] 余丽斌, 江艳秋, 2017. 科技金融发展、产业结构升级与生态效率提升——基于省际面板数据的实证研究[J]. 中国市场(29): 95-96, 100.
- [20] 赵昌文, 陈春发, 唐英凯, 等, 2009. 科技金融[M]. 北京: 科技出版社.
- [21] 邹建国, 李明贤, 2018. 科技金融对产业结构升级的影响及其空间溢出效应研究[J]. 财经理论与实践, 39(5): 23-29.
- [22] ANG J B, 2010. Research technological change and financial liberalization in south Korea[J]. Journal of Macroeconomics (1): 457-468.
- [23] FREEMAN C, 1995. The 'National System of Innovation' in historical perspective[J]. Cambridge Journal of Economics, 19(1): 5-24.
- [24] GROSSMAN G M, KRUEGER A B, 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement[J/OL]. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w3914.
- [25] GROSSMAN G M, KRUEGER A B, 1995. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 110(2): 353-377.
- [26] HICKS J, 1969. A theory of economic history[M]. Oxford: Oxford University Press, 83.
- [27] HOH H, SCOER K, SEIBEL S. 2001. Eco-efficiency indicators in German environmental economic accounting [J]. Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe, 19(1-2): 41-52.
- [28] KUOSMANEN T. 2005. Measurement and analysis of eco-efficiency: An economist's perspective[J]. Journal of Industrial Ecology, 9(4): 15-18.
- [29] LUNDVALL B A. 1992. National systems of innovation: Towards a theory of innovation and interactive learning[M]. New York: Anthem Press, 2-21.
- [30] ROBERT G K, ROSS L, 1993. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. The Quarterly Journal of Economics, 108(4): 717-738.
- [31] SCHALTEGGER S, STURM A, 1990. Öologische rationalität (German/in English: Environmental rationality) [J]. Die Unternehmung, 4: 117-131.

Technology Finance, Industrial Structure Optimization and Regional Ecological Efficiency: Empirical Analysis Based on Spatial Econometric Model

Hua Jian, Shi Mingyue, Wang Yufang

(Business School of Hohai University, Nanjing 211100, China)

Abstract: By using 2007-2017 panel data of 30 provinces and cities in China, super efficiency DEA model is made to measure the ecological efficiency. At the same time, the entropy weight method is used to measure the financial index of science and technology in our country. Based on the spatial econometric model, science and technology, financial, industrial structure optimization and the influence of interaction of ecological efficiency are studied. The results show as follows. The overall ecological efficiency in China is rising, and the regional differences are obvious, and the ecological efficiency has a significant spatial spillover effect. Under the regulation of industrial structure, sci-tech finance has a significant promoting effect on ecological efficiency. The effect of industrial structure optimization on ecological efficiency is uncertain.

Keywords: science and technology finance; industrial structure optimization; ecological efficiency; spatial measurement model