

文章编号: 1000-5862(2019)03-0268-09

知识溢出下区域生态技术创新效率的 测算及影响因素研究

周璇¹ 陶长琪^{2*}

(1. 苏州科技大学商学院, 江苏 苏州 215009; 2. 江西财经大学统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 运用 GML 指数测算了 2000—2015 年知识溢出下的区域生态技术创新效率, 并分解为技术进步和效率改进, 与不考虑非合意产出的结果进行比较, 分析了知识溢出下生态技术创新效率的影响因素。结果显示: 我国区域生态技术创新效率呈梯度变动趋势; 当考虑非合意产出时, 技术进步占主导地位; 当不考虑非合意产出时, 大部分省市的技术进步下降, 效率改进上升, 生态技术创新效率来源于效率改进; 知识溢出和吸收能力的交互作用及其空间效应能显著提升生态技术创新效率; 地理统计距离空间加权矩阵模型的结果更佳, 东部地区尤其凸显, 东部地区的知识、技术、创新等要素集聚性较强, 促使其知识溢出对生态技术创新效率的促进作用最强。

关键词: 知识溢出; 区域生态技术创新效率; 测度; 影响因素

中图分类号: F 124.3 **文献标志码:** A **DOI:** 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2019.03.09

0 引言

我国区域呈多元化的发展趋势, 激烈竞争下生态环境和日益严重的资源短缺问题威胁区域经济发展, 区域生态技术创新效率逐渐引起重视。生态技术创新效率以较低的资源投入和污染排放来创造高经济产出, 实现经济和环境效益共赢。知识溢出会影响区域技术创新过程进而影响生态技术创新效率, 最终促进经济发展。因此, 在知识溢出视角下, 探究我国的区域生态技术创新效率, 有利于加快转变经济发展方式, 促进我国区域经济的协调可持续发展, 建设生态创新型国家。

日益凸显的资源环境问题促使人类开始关注生态技术创新, 使生态技术创新在学术界的重要性和实践程度越来越大^[1], 很多学者考虑测算和分析生态技术创新效率。T. Kuosmanen 等^[2]使用 DEA 方法测算了中国区域产业系统的生态效率。R. Ng 等^[3]提出了一种降低环境受影响程度和改善技术成本的生态效率测算方式。M. Kulak 等^[4]使用生命周期评估方法测算生态效率。国内学者主要基于

DEA 模型测算我国的生态创新效率^[5-6]。知识溢出会影响区域的技术、知识资源配置, 进而影响生态技术创新效率。许晖等^[7]分析了国际新企业视角下的知识溢出整合机制。Wang Chen 等^[8]从企业所有制结构异质性和外商直接投资角度探究了中国区域 FDI 知识溢出效应。N. Fukugawa^[9]选择区域知识生产函数分析比较了产学研合作机构知识创造和知识溢出的重要性。

知识溢出是指知识在传播扩散中对环境等造成的外部性, 进而影响区域技术创新效率。区域新知识促使区域内的企业生产具排他性的产品, 进而溢出到其他区域并促使其创新, 而创新的技术知识又会外溢, 形成不间断的区域间相互知识溢出, 提升创新收益, 促进技术进步, 提高生态环境质量, 最终改善区域生态技术创新效率。已有文献大多数是通过 DEA 及其扩展方法来测算生态技术创新效率的^[10-11], 而关于知识溢出下的生态技术创新效率和生态技术创新效率受影响状况的研究较少。基于此, 本文从如下方面做出探索: (i) 将知识溢出嵌入生态技术创新能力指标体系, 选择 GML 指数测算生态技术创新效率; (ii) 分解生态技术创新效率, 考虑非合

收稿日期: 2018-11-28

基金项目: 国家自然科学基金(71773041, 71473109, 71463023), 江西省自然科学基金(2018ACB29001, 2018BAA208028), 江西省高校人文社科重点研究基地课题(JD16044)和江西省高校人文社科课题(170470)资助项目。

通信作者: 陶长琪(1967-), 男, 江西临川人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事数量经济研究。E-mail: tcq_822@163.com

意产出存在与否条件下的区域生态技术创新效率及其分解的变动趋势; (iii) 构建空间计量模型分析不同空间加权矩阵下区域生态技术创新效率的驱动因

素及其影响效应. 本文认为知识溢出下生态技术创新效率及其驱动因素之间的关系如图1所示.

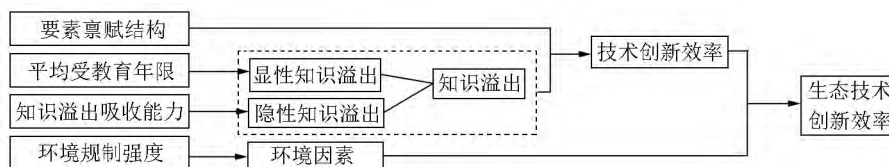


图1 知识溢出下生态技术创新效率及其驱动因素关系图

由图1可看出,部分驱动因素受知识溢出的间接影响并对生态技术创新效率产生作用. 平均受教育年限代表影响生态技术创新效率的人力资本要素,其通过集聚人力资本,提高资源的利用效率,实现高新技术效用最大化,通过显性知识溢出促进技术创新效率的提升;知识溢出吸收能力表征影响生态技术创新效率的技术创新要素,吸收能力的大小直接关系到创新资本的分布和创新技术的应用,通过提升吸收能力,有助于实现技术创新资本在各高技术集群产业内的均匀分布,通过隐性知识溢出协调化先进技术和高技术人才的比例,改善技术创新效率;要素禀赋结构代表影响生态技术创新效率的资本和劳动力要素,深化物质基础和多样化劳动力资本有助于区域企业更好地进行技术创新,促使资本劳动配比的协调化,提升技术创新效率. 环境规制强度是企业通过绿色技术创新的方式进行生产活动的保障,有助于均衡化企业的发展,实现生态环境的协调发展,并综合上述要素,以提升生态技术创新效率. 因此,本文测算知识溢出下的区域技术创新效率并进行影响因素研究.

1 知识溢出下区域生态技术创新效率的测度分析

1.1 数据来源

本文选取2000—2015年中国30个省市的数据进行实证分析,数据来源于各年的《中国统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、中经网、中国环境数据库以及中国能源数据库,省市的缺失数据按前后年份指标值的变化规律进行插值补充.

1.2 知识溢出下生态技术创新效率指标构建

知识在不同主体间可通过直接和间接的方式相互影响. 知识按其是否可以记录和编码分为显性和隐性知识溢出,而根据知识在不同区域间的互动方式,将研发合作和贸易投资界定为显性知识溢出的

形式,知识人才流动和企业家创业定义为隐性知识溢出的方式^[12]. 于是基于上述知识溢出机制,将知识溢出变量嵌入生态技术创新能力指标体系,构建知识溢出下的生态技术创新效率投入产出指标体系(见表1).

表1从资本、科技和能源投入及对应的经济、科技和非合意产出角度构建生态技术创新效率指标体系,选择方差最大化旋转因子分析法测算各指标的因子载荷,计算各指标的因子载荷权重,再综合各指标,得出生态技术创新效率的投入产出指标.

1.3 知识溢出下生态技术创新效率测算方法和结果分析

选择GML指数法测算生态技术创新效率值. 全局生产技术集下的GML指数拥有循环累乘的优点,可把握生产效率的长期趋势,进行如下分解^[19]:

$$G_{ML}^{t,t+1} = \frac{\vec{S}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} = \frac{\vec{S}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \left[\frac{\vec{S}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \right] / \left[\frac{\vec{S}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{\vec{S}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \right] = T_E^{t,t+1} / T_E^t \cdot B_{PGI}^{t,t+1} / B_{PGI}^t = E_C^{t,t+1} B_{PC}^{t,t+1},$$

其中 $\vec{S}(x, y, b; g) = 1 + \vec{D}(x, y, b; g)$, $\vec{D}(x^T, y^T, b^T; g^T) = \max\{\beta: (y^T, b^T) + \beta g^T \in P^G(x^T)\}$ 表示全局方向性距离函数, E_C 为技术进步, B_{PC} 为效率改进. 从而得到知识溢出下的区域生态技术创新效率值,为表现知识溢出下技术创新效率的时空演变特性,本文分别引入考虑和不考虑非合意产出弱可处置性的情形(见表2).

从表2可见,当考虑非合意产出时,知识溢出下中国的区域生态技术创新效率均值呈“东部>中部>东北部>西部”的变动趋势,生态技术创新效率主要来源于技术进步. 只有东部的生态技术创新效率高于全国平均水平,生态技术创新效率最高的省市均为东部的广东、江苏、北京、浙江、上海和天

津. 这些东部地区大多是工业基地和都市经济圈京津唐、沪宁杭和珠三角的核心城市,其知识、产学研合作和技术创新网络等知识存量丰富,促使有较强的新兴知识、技术吸收能力,有助于东部地区集聚的生态技术创新关联要素促进知识溢出,实现技术知识的外部性效应,提升区域生态技术创新效率. 当不考虑非合意产出时,除区域生态技术创新效率均值呈“东部>东北部>中部>西部”的变动趋势和生态技术创新效率主要来源于效率改进外,上述现象仍适用. 此外,京津唐地区临近的河北、辽宁和内蒙古的生态技术创新效率值均低于全国均值1.024,这说明京津唐地区的生态技术创新效率具负外部性,要素集聚大于扩散,使其对周边经济表现出负向知识溢出效应. 而沪宁杭周边的安徽、山东和福建的生态技术创新值则接近或高于全国均值,这说明沪宁

杭对临近省市有较强的辐射力,知识溢出的正外部性效应显著. 珠三角的情形类似津京唐地区,广西、湖南和江西受其负向知识溢出效应的影响. 而中部和东北部地区生态技术创新效率的均值较接近,处于下降趋势,中部地区地理位置接近东部地区,但受东部地区负向知识溢出效应作用明显. 而东北部地区的资源消耗工业较多,环境污染较严重,尽管近年来我国注重在东北部地区培育战略性新兴产业,提升传统产业,但知识溢出下东北部地区的生态技术创新效率仍有待提升. 地理位置、资源禀赋和经济基础等限制造成西部地区的生态技术创新效率较低,知识溢出效应在西部地区不显著,这说明加大环保和西部大开发力度是促进西部地区发展的主流方向. 图2给出了考虑和不考虑非合意产出下区域生态技术创新效率的增长率和变动率.

表1 生态技术创新效率指标

生态技术创新效率投入指标				生态技术创新效率产出指标			
指标	因子载荷	权重	备注	指标	因子载荷	权重	备注
物质资本存量	0.578	0.110	资本投入	工业增加值	0.697	0.147	经济产出
全社会固定资产投资	0.540	0.102		新产品销售收入	0.756	0.160	
劳动力资本	0.505	0.096		新产品产值	0.753	0.159	
科技活动人员数量	0.554	0.105		第三产业增加值	0.722	0.152	
R&D 人员 ^[5]	0.572	0.109		人均 GDP ^[17]	0.430	0.091	
科技活动中科学家和工程师数	0.435	0.083		进口贸易总额 ^[17]	0.686	0.145	贸易投资
专业技术人员数	0.503	0.096		出口贸易总额 ^[17]	0.693	0.146	
城乡私营和个体就业人数 ^[13]	0.587	0.112	企业家创业	专利申请授权量	0.306	0.189	科技产出
FDI ^[14]	0.470	0.089	贸易投资	国外主要检索工具收录	0.328	0.203	
OFDI ^[15]	0.515	0.098		我国科技论文数 ^[18]	0.334	0.206	
技术消化吸收经费	0.658	0.175	科技投入	技术市场成交合同数	0.305	0.189	
R&D 经费 ^[5]	0.776	0.207		技术市场成交合同额	0.145	0.090	
新产品开发费用	0.802	0.214		新产品开发项目数	0.199	0.123	非合意产出
知识存量 ^[14]	0.726	0.193	吸收能力	CO ₂ 排量 ^①	0.764	0.222	
专利申请受理量	0.791	0.211		工业 SO ₂ 排量 ^[6]	0.725	0.210	
能源投入	能源消耗量 ^② [16]	0.778	0.500	工业烟尘排量 ^[6]	0.671	0.195	
	焦炭消耗量	0.778	0.500	工业废水排量 ^[6]	0.536	0.156	
				工业废气排量 ^[16]	0.747	0.217	

注: 使用主因子方差贡献率与旋转后因子载荷矩阵的加权和表示因子载荷. 从科技和人力资本2个维度衡量吸收能力, 吸收能力和知识存量决定区域吸收溢出知识的效率, 进而影响区域生态技术创新效率, 其中人力资本和企业家创业对应的指标表示隐性知识溢出, 贸易投资和研发合作对应的指标表示显性知识溢出.

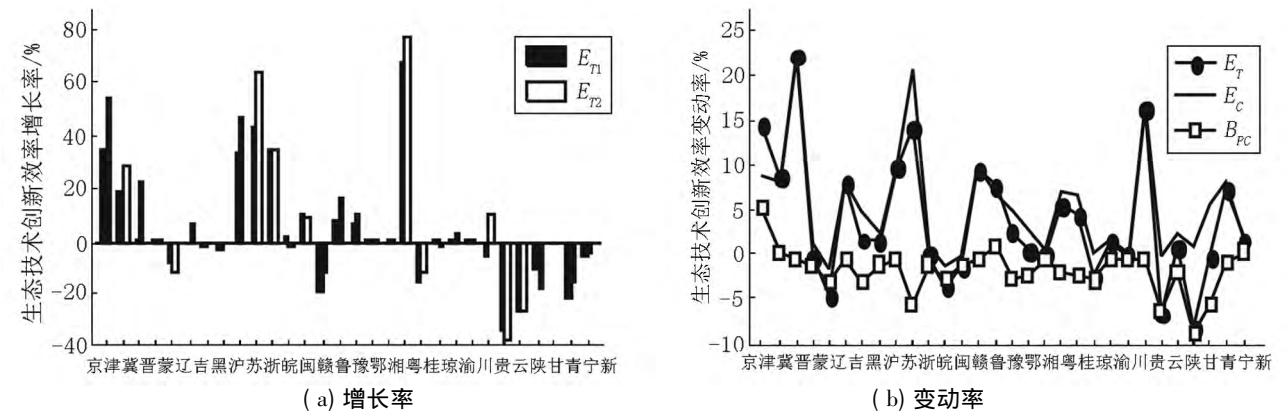
①CO₂ 排放量使用化石燃料(煤炭、汽油、柴油、焦炭、天然气、燃料油和煤油) 计算公式 $CO_2 = \sum_{i=1}^7 CO_{2,i} = \sum_{i=1}^7 E_i C_{ci} N_{cvi} \cdot C_{OF_i} (44/12)$ 测算得到, 其中 E 为能源消耗量, C_c 为能源含碳量, N_{cv} 为能源净发热值, C_{OF} 为能源碳氧化率, 44和12分别指CO₂和C的分子量.

②能源消耗量是指水电、煤炭、天然气和石油消耗量的总和.

表 2 知识溢出下区域生态技术创新效率的变动及其分解(2000—2015 年)

考虑非合意产出								不考虑非合意产出							
省	E_{T_1}	E_{C_1}	B_{PC_1}	省	E_{T_1}	E_{C_1}	B_{PC_1}	省	E_{T_2}	E_{C_2}	B_{PC_2}	省	E_{T_2}	E_{C_2}	B_{PC_2}
东部地区				西部地区				东部地区				西部地区			
京	1.350	1.183	1.141	蒙	0.923	0.979	0.943	京	1.548	1.288	1.202	蒙	0.884	0.965	0.916
津	1.187	1.026	1.157	桂	0.843	0.921	0.915	津	1.291	1.112	1.161	桂	0.883	0.985	0.896
冀	1.009	0.998	1.011	川	1.006	1.014	0.992	冀	1.234	1.225	1.007	川	1.022	1.033	0.989
沪	1.337	1.121	1.193	渝	1.008	1.005	1.003	沪	1.470	1.235	1.190	渝	1.010	1.009	1.001
苏	1.440	1.179	1.221	贵	0.947	0.951	0.996	苏	1.646	1.423	1.157	贵	1.102	1.112	0.991
浙	1.347	1.159	1.162	云	0.663	0.822	0.806	浙	1.350	1.172	1.152	云	0.621	0.821	0.756
闽	1.098	1.125	0.976	陕	0.729	0.799	0.912	闽	1.086	1.124	0.966	陕	0.736	0.821	0.896
鲁	1.085	1.032	1.051	甘	0.894	0.898	0.995	鲁	1.169	1.101	1.062	甘	0.824	0.906	0.909
粤	1.684	1.221	1.379	青	0.998	0.998	1.000	粤	1.779	1.311	1.357	青	0.999	1.056	0.946
琼	1.002	0.987	1.015	宁	0.790	0.886	0.892	琼	0.980	0.992	0.988	宁	0.850	0.959	0.886
X_1	1.254	1.103	1.131	新	0.944	0.925	1.021	Y_1	1.355	1.198	1.124	新	0.962	0.938	1.026
中部地区				X_3	0.886	0.927	0.952	中部地区				Y_3	0.899	0.964	0.928
晋	1.005	0.995	1.010	东北部地区				晋	1.006	1.007	0.999	东北部地区			
皖	1.017	0.986	1.031	辽	0.991	0.986	1.005	皖	0.983	0.977	1.006	辽	1.071	1.068	1.003
赣	0.806	0.899	0.897	吉	0.980	1.001	0.979	赣	0.884	0.989	0.894	吉	0.999	1.049	0.952
豫	1.074	1.108	0.969	黑	0.973	0.988	0.985	豫	1.102	1.166	0.945	黑	0.991	1.015	0.976
鄂	1.004	1.007	0.997	X_4	0.981	0.988	0.985	鄂	1.010	1.035	0.976	Y_4	1.020	1.044	0.977
湘	1.000	1.015	0.985	X_5	1.038	1.007	1.021	湘	1.002	1.021	0.981	Y_5	1.083	0.938	1.026
X_2	0.984	1.002	0.982					Y_2	0.998	1.033	0.967				

注: $X_1 \sim X_5$ 、 $Y_1 \sim Y_5$ 分别为考虑和不考虑非合意产出下东、中、西、东北部和全国的生态技术创新效率均值。 E_{T_1} 和 E_{T_2} 分别表示考虑和不考虑非合意产出下的生态技术创新效率(下同)。 E_{C_1} 、 B_{PC_1} 、 E_{C_2} 和 B_{PC_2} 分别为对应条件下的效率改进和技术进步。



(a) 中的增长率是指考虑和不考虑非合意产出下生态技术创新效率值分别与 1 比较, 大于 1 的部分为正增长率, 否则为负增长率; (b) 中的变动率是指考虑和不考虑非合意产出下生态技术创新效率值的变化情况。

图 2 区域生态技术创新效率

当考虑非期望产出的治理成本时,除内蒙古、辽宁、江西、广西、贵州、四川等中西部地区外,2000—2014 年知识溢出下中国的生态技术创新效率均呈增长趋势,全国的平均增长率为 2.4%。当非期望产出是强可处置性时,大部分省市的生态技术创新效率明显上升,全国平均增长率比不考虑非期望产出增加 4.9%,这说明区域的生态技术创新效率被高

估,会受环境治污成本的影响,这些省市重视经济增长多于环境治理。而内蒙古、福建、甘肃、海南和云南等地区的生态技术创新效率的增长率下降,这说明这些地区更注重环境保护与经济增长的协调发展。进而通过图 3 考察生态技术创新效率的区域分布。

图 3 使用 E_C 和 B_{PC} 为 1 的效率值将图分成 4 类,顺时针依次为“高高型”、“高低型”、“低低型”

和“低高型”. 东部地区大多处于“高高型”区域, 西部地区普遍处于“低低型”区域, 这说明中国生态技术创新效率呈明显的区域梯度分布. 对比图 3(a) 和 (b) 并结合图 2 可见, 当剔除非合意产出时, 除北京、天津和山东外, 其余省市的技术进步都呈下降趋势, 这说明环境污染治理对技术进步程度产生显著影响. 以高污染、高能耗产业为主的省市在进行生产

时, 通常侧重于节能降耗, 核心技术知识过度集聚在经济中心, 高层级的技术知识溢出效应不显著, 其他省市不能及时提升生产技术水平. 而除内蒙古、安徽、福建和云南外, 其余省市的效率改进显著上升, 这说明在不考虑环境因素的条件下, 生产者在进行生产过程中不需要选择高级的技术进行生产, 而基础技术的学习门槛低, 知识溢出较容易, 以致多数省市的技术效率值显著上升.

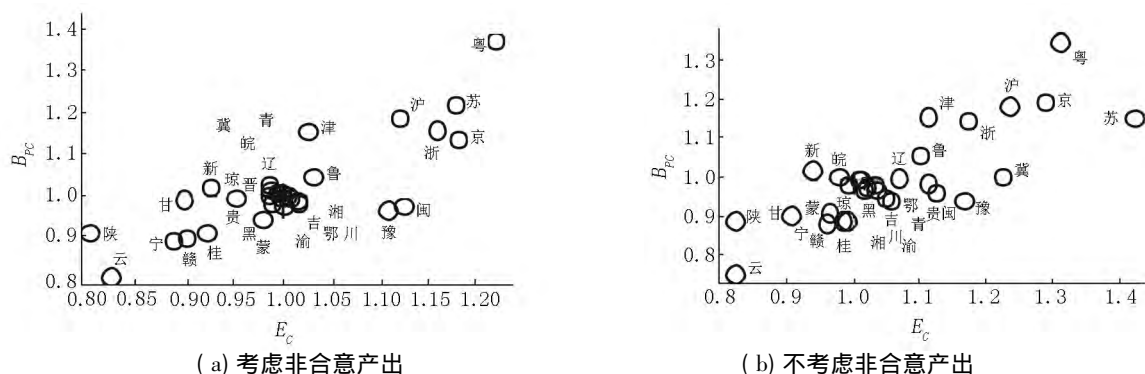


图 3 生态技术创新效率分解

2 知识溢出下区域生态技术创新效率的影响因素分析

2.1 知识溢出下生态技术创新效率的驱动因素

区域或产业等空间载体中有形或无形的要素集中发挥作用, 而人力资本、技术创新、物质资本、劳动力和环境要素的相互作用促进要素在交互影响中实现自身价值, 从而在创新、资源配置和整合中实现知识存量的螺旋式上升, 提升生态技术创新效率. 本文基于以上要素, 分别从要素禀赋结构、平均受教育年限、环境规制强度和知识溢出吸收能力的角度分析生态技术创新效率的驱动因素.

(i) 要素禀赋结构 $K_L^{[20]}$. 资本、劳动等生产要素份额比反映生产中基本的资源配置, 其比值的高低由生产的技术条件决定, 其变动会影响区域生态技术创新效率. 选择资本和劳动的比值探究其对区域生态技术创新效率的影响.

(ii) 平均受教育年限 E_D . 教育能提升科技意识, 促进技术进步、知识流动, 有助于技术改善和知识溢出, 以降低能耗、提升生态技术创新效率. 此外, 教育能显著提升人们的环保意识, 以降低污染排放, 改善区域生态技术创新效率. 选择居民人均受教育

年限^①来衡量生态技术创新效率的影响效应.

(iii) 环境规制强度 $E_{nv}^{[16]}$. 现如今较多的企业采取先污染后治理的被动环境治理模式, 不利于区域经济的可持续发展, 污染治理成本也较高. 较强的环境规制强度有助于区域企业通过绿色技术创新方式进行生产活动, 减少污染物排放, 提升区域企业的竞争力和生态技术创新效率. 选择环境污染治理投资总额占 GDP 的比例表示.

(iv) 知识溢出吸收能力 $K_s A_C^{[21]}$. 区域对知识溢出的吸收能力决定区域的生态技术创新效率, 吸收能力和知识溢出的相互作用能促进技术、知识更好地吸收、扩散, 影响区域生态技术创新效率. 选择 2 者的交叉项测算其对生态技术创新效率的影响.

2.2 知识溢出下生态技术创新效率驱动因素的实证分析

2.2.1 知识溢出下的区域生态技术创新效率模型
选择空间计量模型分析知识溢出下的区域生态技术创新效率. 空间计量模型包括空间误差 (SEM) 模型和空间滞后 (SLM) 模型, 运用拉格朗日乘数及其稳健形式检验选择更适合的模型. 本文最终选用 SEM 模型进行实证检验. 构建如下 SEM 模型:

$$\ln E_{Tiu} = \gamma \ln E_{Tiu} + \beta_1 \ln K_{Siu} \ln A_{Ciu} + \beta_2 \ln K_{Siu} \cdot \ln A_{Ciu} + \beta_3 \ln K_{Liu} + \beta_4 \ln E_{Diu} + \beta_5 \ln E_{nvu} + \xi, \\ \xi = \lambda W \xi + \mu, \quad (1)$$

①平均受教育年限采用选择大专以上、高中、初中、小学和文盲半文盲文化人口占总人口的比例与对应文化程度的受教育年数(16年、12年、9年、6年和2年)的加权和来测算.

其中 W 为行标准化的空间加权矩阵, K_s 为知识溢出, A_c 为吸收能力。(1) 式表示区域生态技术创新效率会受到自身的空间溢出 $W \ln E_T$ 影响。地理距离远近等因素会对知识溢出和吸收能力产生影响,因此考虑空间和距离等因素有助于探究增长背后的力量^[15]。本文在模型中引入知识溢出与吸收能力的交叉项 $\ln K_s \ln A_c$ 及其空间效应项 $W \ln K_s \ln A_c$ 。此外,对(1)式中的变量数据进行中心化处理以消除变量

间的多重共线性。

2.2.2 区域生态技术创新效率模型空间加权矩阵的构建 为了探究影响知识溢出和吸收能力等不同因素对生态技术创新效率的影响状况,本文选择非时变的几何距离空间加权矩阵、地理统计距离空间加权矩阵和非时变的人力资本空间加权矩阵进行实证分析,以分析不同的知识溢出和吸收能力影响因素的扰动性对区域技术创新效率的影响。选择的空

表 3 空间加权矩阵

类别	名称	矩阵形式
非时变空间加权矩阵	几何距离空间加权矩阵(逆距离空间加权矩阵)	$W_1 = (w_{ij})$ 其中 $w_{ij} = \begin{cases} 1/d^5 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$
	地理统计距离空间加权矩阵 ^①	$V_2(d) = \sigma^2(1 - e^{-3d/r})$
时变空间加权矩阵	人力资本空间加权矩阵 ^[23-24]	$W_3 = W_1 \text{diag}(\bar{H}_1/\bar{H}, \bar{H}_2/\bar{H}, \dots, \bar{H}_n/\bar{H})$ ^②

2.2.3 知识溢出下区域生态技术创新效率的实证结果分析 采用极大似然估计法(MLE)估计 SEM 模型,构建表 3 中的 3 种空间加权矩阵,分析知识溢出下区域技术创新效率及其分解结果(考虑非合意产出)(见表 4)。

由表 4 可见,除要素禀赋和环境规制强度外,其余变量对生态技术创新效率的作用均为正。知识溢出和吸收能力的交叉项及其空间效应项的系数均显著为正,这说明吸收能力对知识溢出具正向调节效应,知识溢出能显著促进技术进步,实现效率改善,最终提升区域生态技术创新效率。平均受教育年限对技术进步和效率改进的影响均较大,这说明人们的环保意识和科技意识的提升有助于实现知识、技术溢出,改善区域生态技术创新效率,并且人力资本矩阵下的平均受教育年限对生态技术创新效率的作

用最显著,这说明时变的人力资本空间加权矩阵让平均受教育年限的影响效应显著发挥。要素禀赋结构负向作用于生态技术创新效率,主要原因是随着资本劳动比例的提升,我国的经济结构由劳动密集型转向资本密集型^[20],而重污染产业是资本密集型产业的主要代表,不利于区域生态技术创新的可持续发展。要素禀赋结构对技术进步的负向影响显著,这说明人力资本关联的知识溢出能有效促进技术进步,提升生态技术创新效率。环境规制强度对生态技术创新效率表现出不显著的负向作用。可能原因是政府相关部门对省域环保政策的实施监管不够,大多省域对环境规制政策的执行采取消极态度;在监管力度不大时加快生产,对环境规制采取消极态度,还可能是政府制定的政策不能很好地促进生态技术创新效率的有效发挥。

表 4 全国的生态技术创新效率实证结果

变量	被解释变量 E_{T1}			被解释变量 E_{C1}			被解释变量 B_{PC1}		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
γ	0.271*	0.388**	0.377**	0.211*	0.268**	0.260	0.228**	0.259***	0.266*
	(2.871)	(4.082)	(3.962)	(2.084)	(2.820)	(2.737)	(3.398)	(2.561)	(2.799)
β_1	0.246**	0.287***	0.258*	0.232**	0.201*	0.198**	0.172*	0.257*	0.239**
	(2.597)	(3.022)	(2.710)	(2.521)	(2.157)	(1.959)	(1.712)	(2.705)	(2.519)
β_2	0.315*	0.309***	0.283**	0.295*	0.336***	0.307**	0.378*	0.421***	0.396*
	(3.148)	(3.115)	(2.763)	(2.919)	(3.539)	(3.237)	(3.987)	(4.332)	(4.165)
β_3	-0.107	-0.147**	-0.123	-0.103	-0.108**	-0.116	-0.117	-0.132**	-0.136**
	(-0.921)	(-1.554)	(-1.116)	(-1.019)	(-1.133)	(-1.138)	(-1.232)	(-1.392)	(-1.431)

① 用 $V(d) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N (y(x_i) - y(x_i + d))^2$ 计算任意两地的变差函数,测算 σ^2 ,代入 $\rho(d) = 1 - V(d)/\sigma^2$ 测算区域关联度 $\rho(d)$,选择当 $\rho(d)$ 最大时对应的 σ^2 ,代入 $V_2(d)$ 并用其构造空间加权矩阵 W_2 。 r 代表变程,东部、中部、西部和东北部 4 个区域的 r 分别为 1 856.0 km,710.0 km,2 297.1 km 和 207.3 km。

② 对 H 的测算参照赵增耀等^[23]的测算方式。

表 4(续)

变量 系数	被解释变量 E_{T_1}			被解释变量 E_{C_1}			被解释变量 B_{PC_1}		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
β_4	0.212 [*] (2.334)	0.222 (2.337)	0.200 ^{***} (2.116)	0.201 ^{**} (1.643)	0.226 ^{**} (1.278)	0.179 (1.882)	0.205 ^{**} (2.155)	0.223 (2.350)	0.172 ^{***} (1.811)
β_5	-0.228 (-3.398)	-0.239 [*] (-2.356)	-0.221 [*] (-2.336)	-0.216 ^{**} (-2.266)	-0.236 [*] (-1.847)	-0.177 (-1.620)	-0.226 (-1.278)	-0.251 [*] (-2.658)	-0.227 (-2.288)
λ	0.254 (2.678)	0.262 ^{**} (2.107)	0.297 ^{**} (3.076)	0.185 (1.769)	0.225 ^{**} (2.532)	0.167 [*] (1.655)	0.215 [*] (2.267)	0.236 (2.486)	0.187 [*] (1.967)
R^2	0.587	0.625	0.551	0.526	0.679	0.607	0.587	0.493	0.551
$\log L$	25.978	32.794	29.471	35.761	29.677	35.389	27.594	28.886	26.352

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著性水平下显著,括号内的为 t 值(下同)。

鉴于我国的区域梯度发展现状,知识溢出等正外部性与地理距离关联较大,受地理空间和行政分割等因素的制约^[23],其对区域生态技术创新效率的影响差异较大,因此本文将我国划分成东部、中部、西部和东北部地区,实证结果如表 5 所示。

表 5 显示,选择地理统计距离空间加权矩阵的结果在所有模型中的显著性和系数的作用强度相对更好,主要原因是进行空间加权矩阵测算的变差函数均根据变差函数值拟合得到,可根据实际选取更合适的拟合函数类型,使得实证结果表现良好。分区域的各参数对生态创新效率的影响力度与全国的趋于一致,影响效应大致表现为“东部 > 中部 > 东北部 > 西部”的梯度变动趋势。我国东部地区的空间误差项系数不论在全国还是分区域的回归中均最大,这说明东部地区的技术、经济资源等集聚性强,生态技术创新效率受影响的程度最大。经济更发达的东部地区具有较强的知识空间溢出效应,并且大

部分模型知识溢出的作用效应均较显著,这表明经济越发达的地区,技术、知识、创新等要素的流动性越大,为知识的空间溢出创造了良好的外部性条件,显著提升东部地区的生态技术创新效率。中部地区在地理位置上与东部地区较接近,则容易受东部地区知识、技术扩散效应的影响,使得其生态技术创新效率受影响的效应也较大。东三省老工业基地的影响效应接近中部地区,这说明东北部地区注重对传统产业的改革和摒弃,不断发展高技术产业和新兴产业,推进产业技术升级,改善环境质量,提升生态技术创新效率受影响的效应。鉴于地理区位、环境、知识溢出效应和区域吸收能力等多方因素的影响,西部地区的生态技术创新效率整体上处于落后阶段,于是西部地区应充分利用现有的国家倾斜政策,并积极引进人才、技术,提升知识溢出的吸收能力,同时注重环境的协调发展,最终提升区域生态技术创新效率。

表 5 区域生态技术创新效率实证结果(被解释变量 E_{C_1})

系数	东部地区			中部地区			西部地区			东北部地区		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
γ	0.341 [*] (3.589)	0.421 [*] (4.432)	0.368 [*] (3.877)	0.298 [*] (3.048)	0.378 ^{***} (3.987)	0.313 ^{**} (3.287)	0.279 ^{**} (2.936)	0.298 [*] (3.138)	0.291 ^{**} (3.068)	0.277 [*] (2.915)	0.369 ^{***} (3.882)	0.306 ^{**} (3.220)
β_1	0.109 [*] (1.151)	0.286 ^{***} (3.006)	0.241 ^{**} (2.536)	0.219 [*] (1.655)	0.237 ^{**} (2.488)	0.235 (2.330)	0.178 [*] (1.196)	0.193 ^{**} (2.033)	0.188 [*] (1.977)	0.218 [*] (2.294)	0.227 ^{**} (2.389)	0.201 [*] (2.116)
β_2	0.406 [*] (4.255)	0.468 ^{**} (4.885)	0.435 [*] (4.566)	0.392 [*] (4.105)	0.407 ^{***} (4.287)	0.406 [*] (4.255)	0.255 [*] (2.702)	0.316 ^{**} (3.119)	0.280 ^{**} (2.933)	0.384 (4.041)	0.395 ^{**} (4.157)	0.386 [*] (4.063)
β_3	-0.073 (-0.765)	-0.161 ^{***} (-1.635)	-0.141 [*] (-1.465)	-0.079 [*] (-0.775)	-0.093 (-0.920)	-0.085 (-0.842)	-0.037 (-0.365)	-0.055 [*] (-0.544)	-0.046 ^{**} (-0.456)	-0.076 (-0.752)	-0.087 [*] (-0.911)	-0.083 ^{***} (-0.762)
β_4	0.256 ^{**} (1.426)	0.305 [*] (2.362)	0.286 ^{***} (2.097)	0.195 (2.108)	0.214 (2.225)	0.199 ^{***} (2.099)	0.146 (1.536)	-0.161 (-1.635)	0.155 [*] (1.622)	0.188 (1.856)	0.225 (2.233)	0.185 ^{***} (1.177)
β_5	-0.235 (-2.478)	-0.297 [*] (-2.965)	-0.285 (-2.958)	-0.186 (-1.705)	-0.217 [*] (-2.212)	-0.177 (-2.053)	-0.132 (-1.365)	-0.158 ^{**} (-1.663)	-0.147 [*] (-1.554)	-0.184 [*] (-1.933)	-0.219 [*] (-2.337)	-0.179 (-1.139)
λ	0.266 [*] (2.799)	0.316 ^{**} (3.119)	0.295 ^{***} (3.106)	0.241 ^{**} (2.536)	0.252 [*] (2.655)	0.255 [*] (2.662)	0.187 ^{**} (1.967)	0.191 [*] (2.008)	0.155 (1.572)	0.222 (2.337)	0.231 ^{**} (2.431)	0.217 [*] (2.328)
R^2	0.677	0.696	0.697	0.534	0.550	0.522	0.564	0.591	0.571	0.548	0.611	0.602
$\log L$	27.267	28.145	26.571	29.487	34.791	32.690	26.646	25.176	29.654	30.225	29.781	25.672

此外,本文还以我国东、中、西和东北部地区的技术进步和效率改进为被解释变量进行实证回归。得出各影响因素对技术进步的影响效应呈“东部 >

中部 > 东北部 > 西部”的梯度变动,而效率改进受影响的效应则表现为“东部 > 东北部 > 中部 > 西部”的梯度变动,结果的差异性表明东北老工业基

地应仍积极改造原有技术,以突出老工业基地的技术新优势。

3 结论

知识溢出、技术创新和环境污染均是影响我国经济持续增长的主要因素,关注经济增长、技术进步与能源消耗间的关系,有助于明晰区域协调发展的制约因素,并通过改进来提升我国的区域生态技术创新效率。本文使用 GML 指数法测算了 2000—2014 年我国 30 个省市知识溢出下的生态技术创新效率,将其分解为技术进步和效率改进,并探究了知识溢出下区域技术创新效率的影响因素,得出如下结论:

1) 我国区域生态技术创新效率在考虑非合意产出下呈“东部 > 中部 > 东北部 > 西部”的梯度变动趋势,技术进步在推进生态技术创新效率方面占主导地位。当不考虑非合意产出时,区域生态技术创新效率均值呈“东部 > 东北部 > 中部 > 西部”的变动趋势,生态技术创新效率主要来源于效率改进;除内蒙古、福建、甘肃等地区外,我国大部分地区都忽略了环境保护与经济增长的可持续发展;

2) 要素禀赋和环境规制强度对生态技术创新效率的作用为负;知识溢出吸收能力及其空间效应、平均受教育年限对生态技术创新效率产生正向影响;

3) 知识溢出显著促进生态技术创新效率的提升,是区域生态技术创新效率最大化的不竭驱动力,其可以穿越地理空间的限制,实现全国生态技术创新效率的规模效应;技术、经济资源、知识等要素集聚性强的东部地区的知识溢出效应、空间误差项系数对生态技术创新效率的作用程度大,这表明其通畅的要素流动性为知识的空间溢出创造了良好条件;

4) 相对于几何距离和人力资本空间加权矩阵,地理统计距离空间加权矩阵对应模型的回归结果更好;

5) 在原有的技术创新指标中加入知识溢出变量和环境因素,测算生态技术创新效率并分解。与现有的生态技术创新效率研究相比,本文不仅从更加新颖的知识溢出不同形式角度构建生态技术创新效率指标,而且更具体地探究了生态技术创新效率分解下各驱动因素的受影响状况,还选择包含不同信息的空间加权矩阵进行回归,得出的结果拟合优度

更高,最终使得结果表达更细致。

综上,我国环保有关部门应加大对环保的监管力度和环境政策实施效果的监控,并提升人们的环保意识和科技意识,减少环境污染,以促进技术进步和效率改进;知识溢出下东部地区的生态技术创新效率普遍较高,管理当局在进行宏观决策时,应充分考虑区域经济发展状况,有效配置资源,有效提升落后地区的生态技术创新效率。此外,知识溢出往往会受地理距离等因素的影响,今后可尝试界定知识溢出效应发挥最大作用的地理距离或加入网络传播因素进行分析,进一步完善知识溢出效应下区域生态技术创新效率的应用。

4 参考文献

- [1] Schiederig T, Tietze F, Herstatt C. Green innovation in technology and innovation management: an exploratory literature review [J]. *R&D Management* 2012, 42(2): 180-192.
- [2] Kuosmanen T, Kortelainen M. Measuring eco-efficiency of production with data envelopment analysis [J]. *Journal of Industrial Ecology* 2005, 9(4): 59-72.
- [3] Ng R, Yeo Z Q, Low J S C, et al. A method for relative eco-efficiency analysis and improvement: case study of bonding technologies [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 99: 320-332.
- [4] Kulak M, Nemecek T, Frossard E, et al. Eco-efficiency improvement by using integrative design and life cycle assessment. The case study of alternative bread supply chains in France [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 112(36): 2452-2461.
- [5] 张江雪, 朱磊. 基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2012(2): 113-125.
- [6] 马勇, 刘军. 长江中游城市群产业生态化效率研究 [J]. *经济地理* 2015, 35(6): 124-129.
- [7] 许晖, 王琳, 张阳. 国际新创企业创业知识溢出及知识整合机制研究: 基于天士力国际公司海外员工成长及企业国际化案例 [J]. *管理世界* 2015(6): 141-153.
- [8] Wang Chen, Wu Aiqi. Geographical FDI knowledge spillover and innovation of indigenous firms in China [J]. *International Business Review* 2015, 25(4): 895-906.
- [9] Fukugawa N. Knowledge spillover from university research before the national innovation system reform in Japan: localisation, mechanisms, and intermediaries [J]. *Asian Journal of Technology Innovation* 2016(4): 1-23.
- [10] 王兵, 罗佑军. 中国区域工业生产效率、环境治理效率

- 与综合效率实证研究: 基于 RAM 网络 DEA 模型的分析 [J]. 世界经济文汇 2015(1): 99-119.
- [11] Deng Guangyao, Li Lu, Song Yanan. Provincial water use efficiency measurement and factor analysis in China: based on SBM-DEA model [J]. Ecological Indicators 2016, 69: 12-18.
- [12] 赵勇, 白永秀. 知识溢出: 一个文献综述 [J]. 经济研究 2009(1): 144-156.
- [13] 唐国华. 企业家才能配置与经济增长: 基于省际面板数据的经验研究 [J]. 科学学与科学技术管理 2012, 33(11): 110-116.
- [14] 沈能. 局域知识溢出和生产性服务业空间集聚: 基于中国城市数据的空间计量分析 [J]. 科学学与科学技术管理 2013, 34(5): 61-69.
- [15] 董有德, 孟醒. OFDI、逆向技术溢出与国内企业创新能力: 基于我国分价值链数据的检验 [J]. 国际贸易问题 2014(9): 120-129.
- [16] 何枫, 祝丽云, 马栋栋, 等. 中国钢铁企业绿色技术效率研究 [J]. 中国工业经济 2015(7): 84-98.
- [17] 郭亚军. 基于三阶段 DEA 模型的工业生产效率研究 [J]. 科研管理 2012, 33(11): 16-23.
- [18] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应: 创新价值链视角下的多维空间面板模型研究 [J]. 管理世界 2013(7): 6-20.
- [19] Oh D. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. Journal of Productivity Analysis 2010, 34(3): 183-197.
- [20] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长 [J]. 经济研究 2010(5): 95-109.
- [21] 陶锋. 吸收能力、价值链类型与创新绩效: 基于国际代工联盟知识溢出的视角 [J]. 中国工业经济 2011(1): 140-150.
- [22] Getis A, Aldstadt J. Constructing the spatial weights matrix using a local statistic [M]. Berlin, Heidelberg: Springer, 2010: 147-163.
- [23] 赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应 [J]. 中国工业经济 2015(1): 32-44.
- [24] Qu Xi, Lee L F. Estimating a spatial autoregressive model with an endogenous spatial weight matrix [J]. Journal of Econometrics 2015, 184(2): 209-232.

The Study on Measurement and Driving Factors of Regional Eco-Technology Innovation Efficiency under Knowledge Spillover

ZHOU Xuan¹, TAO Changqi^{2*}

(1. School of Business, Suzhou University of Science and Technology, Suzhou Jiangsu 215009, China;

2. School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: The regional eco-technology innovation efficiency from 2000 to 2015 under knowledge spillover is estimated by GML index. And the efficiency is decomposed into technical progress and efficiency change. It also compares the results under the condition that non-consensual output is not considered. Then the influencing factors of eco-technology innovation efficiency under knowledge spillover simultaneously are analyzed. The results show that China's regional eco-technology innovation efficiency presents gradient trends. Technical progress dominates when it considers non-consensual output or else technical progress decreases and efficiency change improves in most provinces. Efficiency change plays a more important role in eco-technology innovation efficiency. The interaction and spatial effects of knowledge spillovers and absorptive capacity can significantly improve the eco-technology innovation efficiency. The model which uses geostatistical spatial distance weighting matrix displays better result especially in eastern region. Moreover, the clustering of knowledge, technology, innovation and other factors of eastern China is stronger. It makes eastern China own the strongest promotion of knowledge spillovers to eco-technology innovation efficiency.

Key words: knowledge spillovers; regional eco-technology innovation efficiency; measurement; driving factors

(责任编辑: 曾剑锋)