

中国低碳创新的地区差异及空间收敛性研究

杨朝均, 刘立菊

(昆明理工大学 管理与经济学院, 昆明 650093)

摘要:利用2004—2017年中国30个省级地区的低碳专利数据,运用基尼系数、Theil指数和对数离差均值测算,比较中国低碳创新的地区差异,并基于收敛性理论探讨中国低碳创新的空间收敛性。研究表明,中国低碳创新水平迅速提升但地区差异显著,西部地区内差异程度最大、东部次之、中部最小,且东中西三大区域内差异均大于区域间差异,区域内差异主导了整体差异。从收敛性来看,低碳创新不存在 α 收敛,但存在 β 收敛,环境管制政策、经济发展状况、对外开放程度、产业结构特征有助于中国低碳创新收敛到某一稳定水平,而收敛速度上表现出西部最快、中部其次、东部最慢的特征。

关键词:低碳创新;地区差异; α 收敛; β 收敛

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)1—0112—08

随着中国工业化、城镇化的发展,资源约束趋紧、环境污染以及生态系统退化等问题日益严重。以高能耗、高污染、高排放的粗放式发展会阻碍我国经济社会的可持续发展。因此,以低耗能、低排放、高效能为核心的“低碳经济”就成为大家共同关注的热点。低碳创新作为国家战略性科技力量和驱动经济发展的新引擎,在世界经济发展新时期迎来了前所未有的机遇。“十三五”期间,国家提出政府要强化目标责任制和问责制、加大结构调整的力度、推动重点领域区域节能减排和低碳发展、控制能源消费强度和碳排放总量、大力发展低碳经济。党的十九大报告强调要加强生态文明建设,要以低碳创新为核心驱动力从根本上改变传统高碳排放的粗放型经济增长模式,推动生态文明建设与低碳发展。在巴黎气候变化大会上,中国政府提出“2030年单位GDP碳排放比2005年下降60%~65%”等一系列目标。因此,对旨在实现低碳绿色转型的我国而言,低碳创新活动的有效扩散和开展至关重要。近年来,中国低碳创新发展明显提升,但由于低碳创新路径依赖和自我锁定特性的存在,低碳创新能力强的发达省域更倾向于在内部保持创新优势,从而使得低碳创新在不同省域表现出明显的空间差异性,研究这种空间差异以解决省域低碳创新的不均衡发展便成为必要。

区域低碳创新的空间格局是创新活动在省域空间上的投影,也指明了未来经济增长的趋势。本文以EPO(欧洲专利局)和USPTO(美国专利及商标局)颁布的CPC-Y02专利分类体系和Incopat专利检索数据库为基础,搜索整理低碳专利申请量作为低碳创新表征数据。首先利用基尼系数、Theil指数和对数离差均值对低碳创新发展的地区差异进行测算;再根据 α 收敛与空间收敛模型分析中国区域低碳创新空间格局演化特征,探讨其空间收敛性,以期更深入地把握中国区域低碳创新发展规律,提高低碳创新效率,缩小区域低碳创新差异以促进区域间的协同创新,进一步实现创新型国家的战略目标。

一、文献综述

相对于传统化石能源技术而言,低碳创新是一种以可再生能源技术为主体的突破性创新^[1-2]。由于全球气候变暖与能源安全问题使得低碳创新自提出就得到学者们的广泛关注,本文将其主要研究分为两大方面。

一是低碳创新的测度与评价。从投入角度来看,Stern等^[3]以及Riddel和Schwer^[4]认为区域创新是一种由生产相关产品或者生产相关创新产品的潜力而决定的能力,以研究与开发R&D存量进行测量。岳书敬

收稿日期:2019—12—04

基金项目:国家自然科学基金青年基金“全球价值链参与、低碳创新网络国际化对制造业低碳创新绩效的影响研究”(71964019);国家自然科学基金青年基金“开放经济下工业企业绿色创新的动力机制、路径演化与绩效评价研究”(71502074);云南省哲学社会科学规划项目“面向南亚东南亚辐射中心建设的云南绿色创新机制研究”(YB2016014)

作者简介:杨朝均(1984—),男,四川达州人,博士,昆明理工大学管理与经济学院副教授,研究方向:开放经济与创新、绿色创新管理;(通讯作者)刘立菊(1997—),女,贵州贵阳人,昆明理工大学管理与经济学院硕士研究生,研究方向:开放经济与创新、绿色创新管理。

等^[5]基于研发投入建立生产函数来衡量低碳创新效率,并认为传统创新效率提升快于低碳创新效率。从产出角度来看,低碳创新产出是低碳创新发展的直接表现,白俊红^[6]以新产品销售收入作为最终产出衡量创新效率;姚炯和沈能^[7]基于专利数据以及污染排放数据建立创新效率测算模型,并指出创新效率呈现出“东部-中部-西部”依次递减格局。周志方等^[8]采用低碳专利申请量表表征低碳创新并研究其对碳风险意识影响碳绩效的中介效应。由于单一指标对于低碳创新衡量具有片面性,大多数学者利用多指标体系对低碳创新进行测度。梁中与李小胜^[9]根据低碳创新的内涵构建评价指标,利用因子分析法建立评价模型,对其区域低碳创新能力进行定量评价和比较,结果显示欠发达地区的低碳创新能力薄弱。梁文群等^[10]以研发投入作为投入要素,发明专利授权以及新产品销售收入作为创新活动的期望产出并选择环境污染和碳排放作为非期望产出,建立 SBM 模型对低碳创新效率进行分类测度。陆小成^[11]采用定性与定量相结合的综合评价法构建区域低碳创新系统评价指标体系,用来评价和监测区域低碳创新的发展状态、发展水平和发展趋势。

二是对于低碳创新地区差异及影响因素的研究。陆小成^[12]指出需求拉动与科技推动两个推动因素对于区域低碳创新系统的运行提供了重要基础。低碳创新在区域之间呈现不均衡发展的趋势^[13],一方面是受地区知识生产要素^[14]、科研投入^[15]、政治支持政策^[16]、产业结构^[17]、经济状况^[18]等因素的影响;另一方面也受到地区空间相互作用所产生的空间溢出效应作用的影响。自从 Krugmann^[19]将地理空间因素纳入生产函数以来,学者们越来越关注到地理空间因素对区域经济发展的影响。宛群超等^[20]对中国省域高技术产业创新效率进行测度,然后构建空间计量模型研究创新效率的收敛性,结果表现出显著的空间异质性与空间自相关性。马静等^[21]对比不同的空间权重下城市创新产出的时空演化特征,并对比分析不同城市空间关系下影响中国城市创新产出的主要因素及空间知识溢出效应,结果显示中国城市创新空间格局呈现出相似创新水平城市空间集聚与多创新中心网络化空间结构特征。

由此可见,国内外研究学者多关注于对低碳创新的测度评价以及影响因素的研究上。暂时没有学者对低碳创新的空间收敛性进行研究,而中国各省域低碳创新呈现巨大差异,了解各地区的低碳创新及其相互之间的差异程度有助于更好的认识低碳创新的情况。社会经济的可持续发展需要低碳创新适度于经济发展,对低碳创新的空间收敛性的研究有利于破解省域创新中长期存在的难题,有助于创新驱动发展战略的落实与区域间低碳创新的协调发展,对区域制定相关政策从而实现协调可持续发展具有重要意义。

二、中国低碳创新的地区差异分析

本文对中国省域的低碳创新做了详细描述,同时运用差异指标从省际差异和区域差异两个角度对各地区的低碳创新进行量化测量。数据样本为 2004—2017 年中国大陆 30 个省市区的面板数据,西藏因数据不完整而未汇报(表 1)。

表 1 中国各地区低碳创新排名(2004—2017 年)

地区	平均值 /件	平均值 排名	变化幅度 /%	变化幅度 排名	地区	平均值 /件	平均值 排名	变化幅度 /%	变化幅度 排名
北京	2783	3	9.86	24	河南	613	14	31.82	9
天津	692	13	8.48	26	湖北	755	12	17.63	21
河北	409	18	18.65	19	湖南	756	11	29.94	11
山西	220	24	15.08	22	广东	2892	2	21.66	16
内蒙古	113	26	7.69	27	广西	857	9	85.41	2
辽宁	787	10	5.18	30	海南	40	29	23.2	14
吉林	237	23	9.67	25	重庆	438	17	32.14	8
黑龙江	375	19	6.98	28	四川	1018	8	37.93	7
上海	1679	6	6.13	29	贵州	247	22	46.4	5
江苏	3742	1	42.67	6	云南	290	20	12.14	23
浙江	1794	4	26.86	12	陕西	572	15	22.88	15
安徽	1722	5	169.75	1	甘肃	196	25	18.58	20
福建	527	16	25.78	13	青海	35	30	52	3
江西	247	21	30.88	10	宁夏	59	28	51.67	4
山东	1678	7	18.86	18	新疆	104	27	19.67	17

数据来源:作者收集整理。

(一)各地区低碳创新的统计分析

由表 1 可知,2004—2017 年,低碳创新呈现递增趋势,其中增长幅度最大的省份是安徽,其增长幅度为 169.75 倍,紧随其后的是广西、青海、宁夏等地。安徽省低碳专利申请量从 2004 年的 44(件)增长为 2017 年的 7513(件),“十二五”期间的增长尤为明显,这与期间一系列“生态文明”“节能减排”等政策约束的实施密切相关。随着减排低碳行动的实施,广西、青海、宁夏等地的低碳专利实现了大幅度的增加。而上升幅度较小的省份有辽宁、黑龙江以及内蒙古等地,但也呈倍数式的增长,这说明中国近年来的低碳创新发展显著,经济方式正在发生低碳经济的转型。另外从 2004—2017 年平均值来看,低碳专利申请量最高的省份江苏,其低碳专利达到 3742(件),其次是北京、广东以及浙江等地。由此可以看出发达地区由于丰富的资源和发达的经济吸引了众多高端人才,使其低碳创新发展远远领先于欠发达地区。

(二)各地区低碳创新的区域差异分析

为了更为全面的比较省域间低碳创新的差异,本文引入基尼系数、Theil 指数和对数离差均值 3 个指标作为低碳创新的测量指标。其中,基尼系数对于中间水平的变化比较敏感,而对数离差均值和 Theil 指数则分别对底层水平和上层水平的变化比较敏感。

基尼系数的计算公式为

$$GINI = \frac{2}{n^2 \mu_e} \sum_{i=1}^n i e_i - \frac{n+1}{n} \tag{1}$$

对数离差均值(GE_0)和 Theil 指数(GE_1)公式为

$$GE_0(e) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{\mu}{e_i} \tag{2}$$

$$GE_1(e) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{e_i}{\mu} \ln \frac{e_i}{\mu} \tag{3}$$

其中: n 表示样本个数,即地区数; e_i 表示低碳创新由小到大的顺序排列后第 i 个样本的低碳专利; μ_e 指的是低碳专利申请量的均值。

对数离差均值(GE_0)和 Theil 指数(GE_1)分解为组间和组内低碳创新差异,结果如式(4)和式(5)所示:

$$E_0(e) = E_0(e^1, e^2, \dots, e^m) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^{n_k} \ln \frac{\mu}{e_i} = \sum_{k=1}^m \frac{n_k}{n} \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \ln \frac{\mu_k}{e_i} + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^{n_k} \ln \frac{\mu}{\mu_k} = \sum_{k=1}^m v_k E_0(e^k) + \sum_{k=1}^m v_k \ln \frac{\mu}{\mu_k} = W + B \tag{4}$$

$$E_1(e) = E_1(e^1, e^2, \dots, e^m) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^{n_k} \frac{e_i}{\mu} \ln \frac{e_i}{\mu} = \sum_{k=1}^m \frac{n_k}{n} \frac{\mu_k}{\mu} \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \frac{e_i}{\mu_k} \ln \frac{e_i}{\mu_k} + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^m \frac{\mu_k}{\mu} \sum_{i=1}^{n_k} \ln \frac{\mu_k}{\mu} = \sum_{k=1}^m v_k \frac{\mu_k}{\mu} E_1(e^k) + \sum_{k=1}^m v_k \frac{\mu_k}{\mu} \ln \frac{\mu_k}{\mu} = W + B \tag{5}$$

其中: n 为总样本个数,被分为 m 组 n_k ($K=1, 2, \dots, m$), 每组相应的低碳创新向量为 e_k , 低碳创新均值为 μ_k , 区域数量为 n_k , 则其占总区域数量的份额为 $v_k = n_k/n$; W 表示 k 个组不平等的值加权平均, 它代表低碳创新的组内差异部分; B 则表示低碳创新的组间差异部分, 它是通过将每个区域的低碳创新换算其相应的组均值计算得到。根据式(1)~式(3)得表 2。

由表 2 前三列可以看出,基尼系数($GINI$)、对数离差均值(GE_0)以及 Theil 指数(GE_1)都表现出相似的变动趋势,而变动的幅度不同,如 2008 年,对数离差均值(GE_0)和 Theil 指数(GE_1)在 2007 年的基础上下降了 11.7459% 和

表 2 低碳创新区域差异指标测算表

年份	$GINI$	GE_0	GE_1	$GINI$ 增长率/%	GE_0 增长率/%	GE_1 增长率/%
2004	0.547	0.6664	0.517	—	—	—
2005	0.566	0.6841	0.5609	-1.0601	-5.087	-3.3696
2006	0.56	0.6493	0.542	2.6786	14.8006	6.4207
2007	0.575	0.7454	0.5768	2.0522	0.5098	5.5652
2008	0.5868	0.7492	0.6089	-4.2093	-11.7459	-9.0163
2009	0.5621	0.6612	0.554	0.765	-0.4688	2.87
2010	0.5664	0.6581	0.5699	0.2295	8.2054	-0.2281
2011	0.5677	0.7121	0.5686	-2.2547	-9.9565	-5.6103
2012	0.5549	0.6412	0.5367	-0.5947	-2.1366	-2.9625
2013	0.5516	0.6275	0.5208	-3.0457	-5.0677	-6.3748
2014	0.5348	0.5957	0.4876	-1.9447	-0.1175	-5.1887
2015	0.5244	0.595	0.4623	3.0511	6.8571	6.8354
2016	0.5404	0.6358	0.4939	3.4735	2.6561	8.4913
2017	0.5433	0.6293	0.4992	0.5366	-1.0223	1.0731

9.0163%,但基尼系数(*GINI*)只下降了4.2093%,这说明,2008年低碳专利申请量处于两端的省份变化较大,而处于中间水平的省份变化较小。三个差异指标整体的变化幅度由大到小为对数离差均值、Theil指数、基尼系数,这表明2004—2017年中国低碳创新发展的内部结构基本保持稳定。

对3项变异指标的统计特征进行观察,发现3项指标均在2015年达到最低点,其原因是十二五期间面对经济新常态下能源、环境形势和节能减排方面的挑战,为完成低碳减排目标,提出了更多的节能减排新思路与新举措,这在很大程度上促进各区域低碳创新的发展,缩小了差异。另一方面3项指标在2006年出现最大的正向增长,在2008年出现最大的负向增长,这与“十一五”规划中的低碳转型有关,政府执行政策以节能目标责任制为主,辅之以较为充足的财政资金、政策性贷款,此期间中低碳发展政策的制定呈现密集型、强制性、多样化特征。

(三)各地区低碳创新区域差异分解分析

根据公式(4)和公式(5)计算基于对数离差均值与泰尔指数分解的低碳创新差异,见表3和表4。由表3和表4看出,两个指标反映出低碳创新的区域差异相似,2004—2017年,东、中、西部的对数离差均值和泰尔指数均值分别为0.4947和0.3176、0.2224和0.2236、0.4657和0.3549。从两个指标来看,西部地区差异最大,中部差异最小,而差异变动幅度表现为西部最大,东部最小。两个指标在2008年的总差异达到最大值,在考察期间,每一年的区域内差异都大于区域间的差异,即区域内差异主导着低碳创新的整体差异,区域间差异在下降,它占总差异的比例也逐渐下降。在西部地区中,四川、重庆、陕西等的低碳专利申请量能排名全国的前1/3,其经济总量、技术和自主创新能力虽然与全国水平仍然有差距,但是在西部地区中的成绩是显著的,而西部大部分省域的低碳专利申请量排在最后,这是造成西部地区内差异最大的原因。由于“中部崛起”“承接产业转移”等政策的实施,中部地区差距不断缩小。而东部地区中,大部分都是低碳创新高的省域,存在极少数低碳专利申请量低的省份,也导致其区域内低碳创新差异在逐渐缩小。

三、中国低碳创新的空间收敛性分析

(一)中国低碳创新的空间相关性检验

利用空间计量模型开展实证分析前需检验变量是否存在显著的空间自相关性。Moran'*I*指数描述了中国区域低碳创新之间的关联程度,局部的空间集聚性对于衡量中国区域低碳创新也有重要作用,从计算结果可知,全局自相关检验的莫兰指数通过显著性检验。而在局部自相关的分析中,部分省份不存在显著的局域自相关,因此,认为局域自相关的区域引起全局自相关,中国的低碳创新存在空间相关性与差异性。为了考察中国各省份低碳创新的空间集聚模式变化情况,本文给出低碳专利申请量在2004年、2017年两个时间点各省份对应象

表3 2004—2017年基于对数离差均值(GE_0)分解的三大区域低碳创新差异

年份	东部	中部	西部	区域内差异	区域间差异	总差异	区域间差异比
2004	0.4805	0.1211	0.5526	0.3943	0.2721	0.6664	0.4083
2005	0.5154	0.1654	0.4291	0.3845	0.2996	0.6841	0.4379
2006	0.5067	0.1062	0.347	0.3386	0.3	0.6386	0.4698
2007	0.5221	0.1267	0.5191	0.4026	0.3301	0.7327	0.4505
2008	0.5633	0.1239	0.4706	0.4037	0.3331	0.7368	0.4521
2009	0.5279	0.1196	0.3948	0.3655	0.2838	0.6493	0.4371
2010	0.5186	0.1008	0.4296	0.3666	0.2814	0.648	0.4343
2011	0.5566	0.1322	0.5408	0.4245	0.2743	0.6989	0.3925
2012	0.4602	0.165	0.4863	0.3671	0.2618	0.6288	0.4163
2013	0.4657	0.2211	0.447	0.3702	0.2408	0.6109	0.3942
2014	0.4636	0.3561	0.3932	0.3835	0.1855	0.569	0.326
2015	0.4307	0.3539	0.4973	0.4011	0.1674	0.5685	0.2945
2016	0.4557	0.5244	0.4745	0.4426	0.1539	0.5965	0.258
2017	0.4585	0.4971	0.5374	0.4565	0.1355	0.592	0.2289

表4 2004—2017年基于泰尔指数(GE_1)分解的三大区域低碳创新差异

年份	东部	中部	西部	区域内差异	区域间差异	总差异	区域间差异比
2004	0.2983	0.1197	0.3649	0.4267	0.2422	0.6689	0.3621
2005	0.3294	0.1465	0.3053	0.484	0.263	0.747	0.3521
2006	0.3113	0.1228	0.2528	0.4582	0.2654	0.7236	0.3668
2007	0.3197	0.1443	0.3113	0.4844	0.2849	0.7694	0.3703
2008	0.3478	0.1386	0.3305	0.5348	0.2922	0.827	0.3533
2009	0.3353	0.1308	0.3076	0.4866	0.2536	0.7402	0.3426
2010	0.3553	0.1153	0.3348	0.5156	0.2534	0.769	0.3295
2011	0.3475	0.1498	0.3898	0.5048	0.2476	0.7524	0.3291
2012	0.3126	0.1515	0.3852	0.4546	0.2402	0.6948	0.3457
2013	0.3046	0.2089	0.3959	0.4354	0.2215	0.6569	0.3372
2014	0.3089	0.3418	0.318	0.4188	0.1711	0.5898	0.2901
2015	0.2766	0.3396	0.4132	0.3783	0.1555	0.5339	0.2913
2016	0.2779	0.5437	0.4019	0.4087	0.1368	0.5455	0.2508
2017	0.3208	0.4764	0.4577	0.4353	0.0695	0.5048	0.1377

限位置的散点图,具体如图 1、图 2 所示。

图 1 显示,2004 年,江苏、浙江、天津以及上海在 High-High 型集聚区,甘肃、青海以及新疆等地在 Low-Low 型集聚区,江西、福建等为 High-Low 集聚区,北京、广东等地位 Low-High 集聚区。图 2 显示 2017 年,上海、浙江以及安徽在 High-High 型集聚区,新疆与甘肃以及青海等地为 Low-Low 型集聚区,河南、江西、福建等在 High-Low 集聚区。北京、广东等地位 Low-High 集聚区。对比来看,低碳专利申请量高的省份集中在东部地区,见表 5。

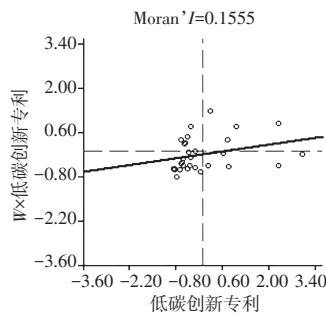


图 1 2004 年的 Moran 散点图

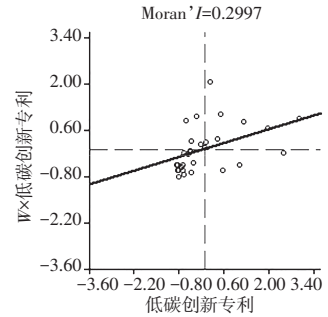


图 2 2017 年的 Moran 散点图

表 5 2004 年、2017 年中国低碳专利 Moran 空间分布

时间节点	第 I 象限	第 II 象限	第 III 象限	第 IV 象限	跨界状态
	(High-High)	(High-Low)	(Low-Low)	(Low-High)	
2004 年	江苏、浙江、天津、上海	安徽、江西、福建、广西、河北	黑龙江、新疆、山西、宁夏、西藏、河南、湖北、云南、贵州、青海、甘肃、陕西、内蒙古、重庆、四川	山东、湖北、广东、辽宁、北京	湖南、吉林
2017 年	山东、广西、江苏、安徽、浙江、上海	河南、江西、福建、天津	黑龙江、新疆、山西、宁夏、西藏、云南、贵州、吉林、辽宁、青海、甘肃、陕西、内蒙古、重庆、河北	广东、北京、四川	湖北、湖南

(二) 中国低碳创新的空间收敛性分析

借助新古典增长理论的收敛假说,低碳创新收敛是指低碳专利申请量较低的地区增速高于低碳专利申请量较高的地区,分析方法主要包括 α 收敛与 β 收敛。

1. α 收敛

α 收敛是指低碳创新的分布分散程度随着时间的推移而降低,本文采用标准差来衡量 α 收敛性:

$$\alpha = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (6)$$

其中: N 为样本总量; x_i 为样本值; μ 为样本均值。

计算结果如图 3 所示。由图 3 中标准差的变化趋势来看,2004—2017 年,无论在全国、或是东中西部标准差均呈现非常明显的上升趋势,其中,东部的上升趋势最大,其次是中部,最后是西部,表明中国各区域的低碳创新不存在 α 收敛性,即区域低碳创新的分布格局并未随时间推移发生下降的变化。具体来说,东部从 145.54 增加到 2991.37,中部从 30.19 增加到 2133.25,西部从 28.87 增加到 1075.09,全国从 120.16 增加到 2572.74,整个考察期呈现上升状况,2015—2017 年标准差出现较大幅度的增加。

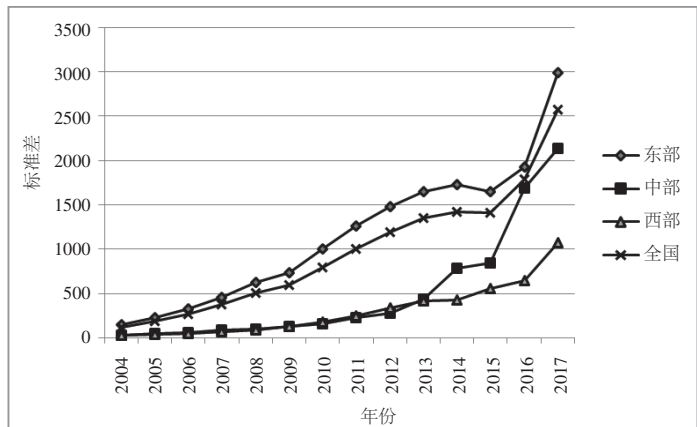


图 3 全国、东、中、西低碳创新的标准差

2. β 收敛

β 收敛分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。前者是指考虑不控制外界因素的影响,地区间出现了收敛现象;而后者是指控制外界环境因素的影响,地区间也出现收敛现象。借鉴 Baumol^[22]的收敛模型,定义绝对 β 收敛和条件 β 收敛的空间自回归模型(SAR)分别为

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha I + \beta \ln Y_{i,t} + \rho W \ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) + \varepsilon \quad (7)$$

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha I + \beta \ln Y_{i,t} + \rho W \ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) + \xi \mu_{i,t} + \varepsilon \quad (8)$$

与 β 收敛的空间自回归模型(SAR)相比,在 β 收敛的空间误差模型(SEM)中,个别省份的空间相关性是由随机扰动项造成的,故 β 收敛的空间误差模型可以分别表示为

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha I + \beta \ln Y_{i,t} + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W_{e0} + \mu \quad (9)$$

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha I + \beta \ln Y_{i,t} + \xi \mu_{it} + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W_{e0} + \mu \quad (10)$$

其中: μ_{it} 为所选取的控制变量,根据相关文献的梳理,本文以 R&D 经费支出(RD)代表创新投入,揭示低碳创新投入与低碳创新的关系。政府行为作为“看得见的手”,对区域低碳创新活动有着重要的影响,参照张成等^[23]度量环境管制强度(ER)的方法,运用各省份工业污染治理投资额与工业增加值的比值作为度量环境管制强度的指标。一个国家或地区越开放就越能促进资源的流动和信息技术的共享,并有助于外部技术的溢出与扩散,从而实现创新水平的提升。以 FDI(外商直接投资)反映技术溢出对东道国消化吸收以及二次创新的影响^[24],在规范的市场竞争环境下,出口贸易(EP)的竞争效应、学习效应等正向作用机制能够有效发挥出口贸易对技术创新的促进作用^[25]。较强的地区经济实力能够为高技术产业提供更多资金,支持区域创新活动,以人均 GDP(Agdp)反映经济发展状况对低碳创新的影响^[26]。经济产业结构有助于优化高技术产业创新资源,提高区域创新资源的使用质量和效益,以第三产业增加值占 GDP 比重(TP)反映产业结构对低碳创新的影响^[26]。

ξ 表示控制变量的系数,反映所选取的控制变量对低碳创新增长率的影响程度与方向,当 $\beta < 0$ 且通过了显著性检验,则说明空间 β 收敛性存在,反之,则不存在空间 β 收敛性。此处的 β 收敛包括绝对收敛与条件收敛。在 β 收敛的空间误差模型中, ε 为随机扰动项, λ 表示其他省份低碳创新的随机扰动项对本省份低碳创新增长率的影响。当 $\lambda < 0$ 且在统计上显著时,表示其他省份的随机扰动项会对*i*省份的低碳创新的增长率产生负面影响,即存在负的空间效应;反之,存在正的空间效应。所有 β 条件收敛分析数据主要来自《中国统计年鉴》《中国商务年鉴》以及《中国贸易外经统计年鉴》。

本文运用空间计量模型检验我国区域低碳创新的收敛性,考虑到基于省域面板数据的研究,故 β 收敛模型选取空间固定效应模型,LMerr 和 LMlag 及相关稳健形式的空间相关性检验,可以判断选择空间滞后模型还是空间误差模型。

由表 5 可以看出,在绝对收敛中,LMerr(27.618)和 LMlag(28.108)都在 5% 的水平上显著,后者比前者的统计量值大。进一步观察 Robust LM、Robust LMerr(2.692)没有通过显著性水平检验而 Robust LMlag(3.181)通过 10% 显著性检验,所以在分析绝对收敛时选择空间滞后模型(SLM)更合适。同理在条件收敛 LM 检验中,LMlag(11.015)通过显著性检验,而 Robust LMlag(0.853)没有通过显著性检验,且统计量均小于通过显著性检验的 LMerr(20.740)和 Robust LMerr(10.578)。所以本文在求 β 绝对收敛时使用空间滞后回归模型(SLM),而求 β 条件收敛时,使用空间误差模型(SEM)。

由表 7 看出,低碳创新的 β 绝对收敛和普通面板模型相比,空间滞后模型的拟合优度更优。从空间滞后模型(SLM)来看,全国、东部、中部、西部的 β 值均通过 1% 的显著性检验。即区域低碳创新在全国、东中西部均存在绝对 β 收敛,西部的 β 绝对值最大,东部次之,中部最小,说明西部地区的收敛速度大于东部地区,中部地区的收敛速度最慢。

表 6 低碳创新空间相关性检验

检验模型	绝对 β 收敛		条件 β 收敛	
	统计量	P	统计量	P
Lagrange Multiplier(lag)	28.108	0.000	11.015	0.001
Robust LM(lag)	3.181	0.074	0.853	0.356
Lagrange Multiplier(error)	27.618	0.000	20.740	0.000
Robust LM(error)	2.692	0.101	10.578	0.001

表 7 低碳创新绝对收敛结果

变量	全国		东部		中部		西部	
	OLS	SLM	OLS	SLM	OLS	SLM	OLS	SLM
β	-0.0433*** (-5.87)	-0.0387*** (-6.59)	-0.44*** (-4.3)	-0.0531*** (-3.27)	-0.0304** (-2.19)	-0.04*** (-2.68)	-0.0672*** (-3.54)	-0.0633*** (-3.84)
ρ		0.2858*** (4.9)				0.3431*** (4.2)		0.1228* (1.67)
R^2	0.0761	0.1502	0.1004	0.2191	0.0372	0.475	0.0919	0.1396
lgL	11.6059	22.6119	32.6639	36.9657	38.9943	51.5298	-32.3286	-31.7164

注:括号内均为*t*统计值;***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;限于篇幅,常数项等回归结果未列出。

进一步分析区域低碳创新 β 条件收敛结果(表 8),发现拟合的空间误差模型(SEM)比普通面板模型好。空间误差模型(SEM)在全国、东中西部的收敛系数均显著小于 0,这证明将一系列的控制变量放入考虑后,全国低碳创新存在条件 β 收敛。通过对比可以发现,东、中、西三个地区 2004—2017 年的低碳创新条件 β 收敛值分别为-0.1259、-0.1484、-0.3552。东、中、西部呈现明显的俱乐部收敛特征,其中西部收敛系数的绝对值最大,其次是中部地区,最后是东部地区,表明中国各区域低碳创新的收敛速度呈现“西—中—东”的格局,西部地区的低碳创新将最先收敛到其稳定水平。这是因为国家为了促进地区经济的协调可持续发展,改变了“东部偏向”的投资策略,不断加大对中西部地区的投资和政策倾斜,使得中西部地区的基础设施不断完善,产业技术得到改善,进一步使经济结构得以优化,从而增强了地区低碳创新发展的活力和后劲,促使我国东中西部地区经济差距日趋缩小。

表 8 低碳创新条件收敛结果

变量	全国		东部		中部		西部	
	OLS	SEM	OLS	SEM	OLS	SEM	OLS	SEM
β	-0.152*** (-6.21)	-0.1586*** (-3.24)	-0.1334*** (-3.82)	-0.1259*** (-2.87)	-0.1053** (-2.33)	-0.1484*** (-2.99)	-0.2732*** (-4.68)	-0.3552*** (-2.84)
RD	0.1156*** (4.19)	0.1195*** (2.85)	0.1096*** (2.98)	0.1056** (2.31)	0.1383** (2.17)	0.1449*** (3.43)	0.2069*** (2.96)	0.2751** (2.07)
ER	-0.0316* (-1.79)	-0.025* (-1.93)	-0.02 (-0.83)	-0.0174 (-0.94)	0.0013 (0.05)	0.0137 (0.54)	-0.0248 (-0.55)	-0.0248 (-0.54)
$AGDP$	-0.089*** (-3.39)	-0.0849*** (-4.87)	-0.1087** (-2.02)	-0.1099** (-2.27)	-0.1552*** (-3.77)	-0.1239*** (-3.44)	0.009 (0.16)	0.0833 (1.18)
FDI	-0.0045 (-0.34)	-0.0039 (-0.27)	-0.065** (-2.17)	-0.0609* (-1.68)	0.0166 (0.57)	0.0181 (0.66)	0.02 (0.59)	0.0186 (0.58)
EP	0.0307** (2.33)	0.0266*** (2.68)	0.0604** (2.27)	0.0555*** (2.71)	0.0139 (0.36)	0.0555 (1.47)	0.0123 (0.41)	0.0129 (0.51)
TP	0.037 (0.75)	0.024 (0.55)	-0.0275 (0.3)	0.0284 (0.23)	-0.037 (-0.27)	-0.0998 (-0.68)	0.0912 (1)	0.0726* (1.87)
λ		0.0563*** (5.12)		0.0432 (1.23)		0.1007*** (6.41)		0.0244* (1.68)
R^2	0.1689	0.1954	0.2307	0.2381	0.1971	0.1915	0.2182	0.3031
lgL	32.7909	40.8671	45.1867	46.3289	50.0364	56.3906	-22.8957	-23.2903

注:括号内均为 t 统计值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;限于篇幅,常数项等回归结果未列出。

从全国层面来看,普通最小二乘法估计的情况下,研发投入、环境管制、出口以及人均 GDP 对低碳创新收敛具有显著影响。分地区来看,对于东部地区,其空间相关系数没有通过显著性检验,原因在于东部地区间文化、制度等潜在因素的相似性会对地区的空间相关性产生重要的影响,从而使地区空间相关性的估计出现偏误。东部的研发投入与出口对低碳创新收敛性的影响与全国情况相同,FDI 与人均 GDP 对低碳创新收敛为显著的负向作用。对于中部地区而言,研发投入与人均 GDP 对低碳创新收敛性分别为显著的正向与负向作用。对于西部地区而言,研发投入与产业结构对低碳创新收敛性都为显著的正向作用,产业结构仅对西部地区的低碳创新有显著作用。

就各具体指标而言,研发投入对全国以及东、中、西部地区的低碳创新收敛都有显著影响,由于研发资金的投入作用时滞小于其余的生产要素,其能促进企业快速吸收既有技术和创新溢出,显著促进各地区的低碳创新发展。出口对低碳创新也具有重要影响,出口企业通过与国外企业的激烈竞争,就有机会了解国际市场上前沿的产品生产或知识,并刺激本身新技术的创造和发展^[27]。不同的环境规制对创新有不同的影响^[28],对全国、东部以及西部,环境管制的实施会不利于区域间低碳创新的收敛,由于治理环境污染的低碳创新属于一种高成本、高风险的创新且其需要长期的投入,导致企业有较重的负担,地区差异较大。对外开放程度对不同地区低碳创新的影响具有差异,这与 Garcia 等^[29]及徐德英和韩伯棠^[30]等的研究结论相似,外商直接投资企业对于专利核心技术使用权排他性较强,所以实际利用外资越多,对外国专利技术依赖性越强而且区域企业对外资技术的吸收与利用存在一定的门槛效应^[31],不同区域对外资的反映大相径庭。产业结构对全国、东部以及中部低碳创新收敛性的影响不显著,是由于产业结构优化虽然带来技术创新,但企业的逐利行为导致创新偏向于盈利而不是低碳环保,而西部产业发展的比较优势行业集中于资源开发和加工领域,致使

产业结构对低碳创新形成了积极显著的影响。这也表明在区域低碳创新提升的过程中,产业结构并没有统一的评价标准,应该因地制宜制定产业政策。而且各地区低碳创新的驱动因素不同,在发展实践中需要区别对待,制定符合各地区实际情况的政策。

四、主要研究结论与不足之处

本文首先利用基尼系数、Theil 指数和对数离差均值 3 个指标作为我国低碳创新差异的测量指标。对我国低碳创新的区域差异进行探析,然后基于空间收敛模型对中国低碳创新进行实证检验。得到以下主要结论。

第一,中国低碳专利申请量呈现递增趋势且地区差异显著。基尼系数、对数离差均值以及 Theil 指数都表现出相似且变动幅度不同的趋势,其中对数离差均值变化幅度最大,变化幅度最小的是基尼系数,这表明 2004—2017 年中国低碳创新的内部结构基本保持稳定。低碳创新的地区差异在 2006 年的增加幅度最大,在 2008 年的缩小幅度最大。从两个分解指标来看,西部地区的低碳创新差异最大,其次是东部地区,最后是中部地区,差异变动幅度为西部最大,东部最小。在 2004—2017 年期间,区域内差异主导着低碳创新的整体差异。

第二,全国、东部、中部和西部的低碳创新不存在 α 收敛,只存在 β 收敛。东、中、西部呈现显著的俱乐部收敛特征,且西部收敛速度最快,东部最慢,说明全国、东、中、西部的低碳创新差异均在逐渐缩小,且西部地区的差异缩小最快,东部地区差异缩小得最慢。随着政府支持政策、研发投入、经济发展状况、对外开放程度以及产业结构的调整,会推进不同地区低碳创新收敛到某一稳定水平。

本文的不足之处包括:一是由于对低碳创新的衡量没有一个标准的指标,本文仅选取了低碳专利申请数作为低碳创新的衡量指标;二是本文选取的控制变量较少,还可能存在其他一些对低碳创新有重要影响的因素没有考虑到。因此,之后的研究可以深入探讨低碳创新的衡量与其余重要控制变量的选取。

参考文献

- [1] 赖小东,施骞.低碳技术创新管理研究回顾及展望[J].科技进步与对策,2012,29(9):145-151.
- [2] HOFFERT M I, CALDEIRA K, BENFORD G, et al. Advanced technology paths to global climate stability: Energy for a greenhouse planet[J]. Science, 2002, 298: 981-987.
- [3] STERN S, FURMAN J L, Porter M E. The determinants of national innovative capacity[J]. Research Policy, 2002, 31 (6): 899-933.
- [4] RIDDEL M, SCHWER R K. Regional innovative capacity with endogenous employment: Empirical evidence from the US [J]. The Review of Regional Studies, 2003, 33 (1) : 73-84.
- [5] 岳书敬,王旭兰,许耀.中国工业行业低碳创新及其影响因素解析[J].财经科学,2014(9):78-87.
- [6] 白俊红.中国的政府 R&D 资助有效吗?来自大中型工业企业的经验证据[J].经济学(季刊),2011,10(4):1375-1400.
- [7] 姚炯,沈能.技术异质性与区域低碳创新效率评价[J].科技进步与对策,2018,35(22):45-54.
- [8] 周志方,李祎,肖恬,等.碳风险意识、低碳创新与碳绩效[J].研究与发展管理,2019,31(3):72-83.
- [9] 梁中,李小胜.欠发达地区区域低碳创新能力评价研究[J].地域研究与开发,2013,32(2):116-121.
- [10] 梁文群,秦天如,梁鹏.中国区域绿色低碳创新效率的分类测度与比较[J].干旱区资源与环境,2019,33(11):9-16.
- [11] 陆小成.区域低碳创新系统综合评价实证研究——以中部六省为例[J].科学学与科学技术管理,2011,32(7):52-57.
- [12] 陆小成.技术预见对区域低碳创新系统的作用及其路径选择[J].科学学与科学技术管理,2009,30(2):61-65.
- [13] 岳鹤,刘艳明.珠江三角洲创新产出的区域分布及影响因素研究——基于城市面板数据的实证分析[J].科技管理研究,2013,33(9):10-13.
- [14] BLACK D, HENFERSON V. A theory of urban growth[J]. Journal of Political Economy, 1999, 107 (2): 252-284.
- [15] 蒋颖.浙江省区域创新产出空间分异特征及成因[J].地理研究,2014,33(10):1825-1836.
- [16] 王彬燕,王士君,田俊峰,等.中国重点产业创新产出时空分异及影响因素[J].地理研究,2019,38(2):259-272.
- [17] 张贵,李涛.京津冀城市群创新产出空间差异的影响因素分析[J].华东经济管理,2018,32(1):69-76.
- [18] 李婉红.中国省域工业绿色技术创新产出的时空演化及影响因素:基于 30 个省域数据的实证研究[J].管理工程学报,2017,31(2):9-19.
- [19] KRUGMAN P R. Geography and trade[M]. Cambridge: MIT Press, 1991.
- [20] 宛群超,杨晓岚,邓峰.中国省域高技术产业创新效率的收敛性及其影响因素研究——基于空间经济学视角[J].科技管理研究,2018,38(8):80-86.
- [21] 马静,邓宏兵,蔡爱新.中国城市创新产出空间格局及影响因素——来自 285 个城市面板数据的检验[J].科学学与科学技术管理,2017,38(10):12-25.

- [22] BAUMOL W J. Productivity growth convergence and welfare: What the long-run data show[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(5): 1072-1085.
- [23] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境管制强度与生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011(2): 113-124.
- [24] 潘雄锋, 张维维. 基于空间效应视角的中国区域创新收敛性分析[J]. *管理工程学报*, 2013, 27(1): 63-67, 62.
- [25] 谢乔昕. 税收竞争视角下出口贸易对技术创新的影响效应[J]. *税务与经济*, 2017(6): 84-89.
- [26] 吴义根, 冯开文, 曾珍. 我国省际区域生态效率的空间收敛性研究[J]. *中国农业大学学报*, 2019, 24(2): 202-214.
- [27] 黄志勇. 研发、FDI和国际贸易对创新能力的影响——基于中国行业数据的实证分析[J]. *产业经济研究*, 2013(3): 84-90.
- [28] 董颖, 石磊. “波特假说”——生态创新与环境管制的关系研究述评[J]. *生态学报*, 2013, 33(3): 809-824.
- [29] GARCIA F, JIN B, SALOMON R. Does inward foreign direct investment improve the innovative performance of local firms? [J]. *Research Policy*, 2013, 42(1): 231-244.
- [30] 徐德英, 韩伯棠. 技术获取型FDI溢出与信息化发展水平门槛效应[J]. *科研管理*, 2016, 37(1): 20-27.
- [31] 陈伟, 魏楠, 侯建, 等. FDI与区域创新能力关系中“门槛效应”的实证研究[J]. *软科学*, 2018, 32(9): 30-33, 38.

Regional Differences and Spatial Convergence of Low-carbon Innovation Output in China

Yang Chaojun, Liu Liju

(Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China)

Abstract: Based on the data of low-carbon patents in 30 provincial regions in China from 2004 to 2017, the Gini coefficient, Theil index and logarithmic dispersion mean were used to measure and compare the regional differences of China's low-carbon innovation, and discuss the spatial convergence of China's low-carbon innovation based on the convergence theory. The results show that the level of low-carbon innovation in China has been improved rapidly, but the regional differences are significant. The western region has the largest difference, the eastern region is the second, the central region is the smallest, and the differences in the three regions are greater than the regional differences, and the regional differences dominate the overall differences. From the convergence point of view, there is no α convergence in low-carbon innovation, but there is β convergence. Environmental regulation policies, economic development status, degree of opening to the outside world, and characteristics of industrial structure help China's low-carbon innovation converge to a stable level, and the convergence speed shows the fastest in the West of China, second in the middle and slowest in the East of China.

Keywords: low-carbon innovation output; regional differences; α convergence; β convergence