
实施长江经济带发展战略

提升了地区绿色创新绩效吗？

——基于双重差分的实证检验

闫华飞 杨美 冯兵

武汉工程大学管理学院

摘要：随着长江经济带发展战略的进一步推进，探究其能否提高地区绿色创新绩效对促进区域绿色发展具有重要意义。选取 2009—2019 年长江经济带 11 省市及其周边 8 省份的面板数据，测度其绿色创新绩效，并利用双重差分、中介效应模型探究长江经济带发展战略对绿色创新绩效的影响及作用机制。研究发现：长江经济带发展战略显著提升了绿色创新绩效，这一结论通过了多种稳健性检验；区域异质性分析表明，长江经济带发展战略对中部地区绿色创新绩效促进作用更强，东部地区次之，西部地区不显著；作用机制分析得出，政府支持、信息化水平在长江经济带发展战略和地区绿色创新绩效间发挥中介作用。

关键词：长江经济带发展战略；绿色创新绩效；政府支持；信息化水平；双重差分

作者简介：闫华飞，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为创新创业管理、人力资源管理。E-mail:yhfei_2006@wit.edu.cn;

基金：国家社会科学基金资助项目“绿色发展视角下长江经济带工业分工与协作研究”（17BJY080）；湖北省高等学校哲学社会科学重大项目“习近平总书记关于推动长江经济带发展的重要论述及其实践研究”（21ZD064）；中国高校创新创业教育改革研究基金项目“加拿大高校创新创业教育生态系统构建：经验与启示”（2020CCJG01Z001）；

长江经济带是横跨中国东中西部且具有全球影响力的工业经济带，其地区生产总值超过全国的 45%，但传统粗放式经济发展方式给生态环境造成了巨大压力。《长江经济带生态环境保护规划》显示，长江经济带生态环境形势依旧严峻，废水排放总量占全国废水排放总量的 40%以上，重工业企业分布密集，各类危、重污染源生产储运集中区与主要饮用水水源交替配置，297 个地级及地级以上城市中有 48.4%的城市水源环境风险防控与应急能力不足。这迫切需要转变地区经济发展方式，降低生态环境污染，推动绿色发展进程。绿色创新能通过构建绿色低碳的生产体系协调经济增长和生态环境保护的关系，被认为是推动绿色发展的关键途径。但在绿色创新过程中，资金投入过高、主体信息不对称、创新周期长以及不确定性等高风险问题极易存在[1]。依据新古典经济学派观点，企业、个人等市场主体创新活动由于高风险和强外部性特点会引发“市场失灵”，需要政府适当介入与干预，这也为国家各项创新政策与产业政策提供了理论支持[2]。

长江经济带发展战略是提升绿色创新绩效强有力的战略支撑。2014 年 9 月，国务院印发《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》，标志着长江经济带发展战略成为国家战略，并对创新发展、生态环境、区域协调等方面做出了明确要求。随后，为全面贯彻落实创新、协调、绿色、共享、开放的新发展理念，深化创新驱动产业结构升级，推进绿色发展进程，科技

部印发《长江经济带创新驱动产业转型升级方案》，将完善区域创新体系、推动产业技术创新平台建设、加快科技创新成果转移转化及激发社会创新创业活力作为重点目标。2016年发布的《长江经济带发展规划纲要》进一步强调创新的驱动作用，并将坚持生态优先、绿色发展作为长江经济带发展战略的目标定位。可见，将绿色与创新相结合的绿色创新在保护长江生态环境、促进科技进步、推动高质量发展方面的重要性。

基于此，截至2021年，长江经济带发展战略上升为国家发展战略已有7年之久，其是否提高了沿线省市的绿色创新绩效？对位于不同区域省市绿色创新绩效的影响有何差异？具体的作用机制如何？本研究首先利用熵权法测度长江经济带11省市2009—2019年的绿色创新绩效，之后采用双重差分模型实证研究了长江经济带发展战略对区域绿色创新绩效的影响及其区域异质性，并进一步探讨了政府支持、信息化水平在战略与地区绿色创新绩效间的中介作用。

1 文献回顾与研究假说

1.1 文献回顾

现有研究中，有两类文献与本研究密切相关：一类文献是对绿色创新绩效评价及影响因素的研究；另一类文献是长江经济带发展战略效果的评估研究。首先，学术界对绿色创新绩效的评价大致有两种，一是以绿色专利或污染物排放量作为单一指标测量绿色创新绩效，例如徐建中等[3]采用专利申请量衡量地区创新能力，贴合新技术发展态势。二是从投入产出角度构建多指标体系进行评价[4]，例如熊彬等[5]基于PPE-DEA-LWM综合评价模型，从投入和产出两方面构建绿色创新绩效综合评价指标体系。此外，CHEN等[6]从创新对象角度把创新绩效分为了绿色产品创新与绿色过程创新，他们认为绿色创新就是企业在产品创新与生产过程创新中关于防治污染、节约资源、废物利用等方面的提升。其次，对绿色创新绩效影响因素的研究主要从外部环境与企业内部两方面探讨。其中，外部环境包括制度、市场和各项政策等[7]。RENNINGS[8]认为绿色创新绩效受技术、市场与环境规制影响，其中环境规制对绿色创新的作用受到了学者们的广泛关注，成为提升绿色创新水平、提高绿色创新绩效的重要政策因素[9]。企业内部驱动因素大多集中在组织能力、组织战略及管理者水平上[10]。潘楚林等[11]从自然资源基础观角度，利用企业组织认同理论和企业领导力理论研究了224家农产品企业，发现组织环境领导力、环境文化能通过组织认同对绿色创新绩效产生影响。于飞等[12]利用在中国A股上市的128家制造业企业2010—2015年的面板数据，探讨企业知识耦合对绿色创新的影响机理及冗余资源在知识耦合与绿色创新关系中的调节作用。另外，企业绿色生产能力、组织学习能力、企业环境战略等因素对绿色创新绩效的影响也受到了关注[13, 14]。

后一类文献以长江经济带发展战略为研究对象，从实证层面检验战略对某一特定对象的实施效果。现有研究主要探究了长江经济带发展战略对城市经济高质量发展、产业结构升级、产业集聚、城市创新能力的影响，研究方法大多采用合成控制法、倾向性得分匹配以及双重差分法[15, 16]。比如，郭婧煜等[17]基于我国31个省份2007—2017年的面板数据，利用合成控制法实证研究了长江经济带发展战略对产业结构升级的影响，发现长江经济带发展战略对长江经济带整体产业结构促进效应并不显著，却在单个省份中尤为显著。

综上所述，现有研究虽从多方面构建绿色创新绩效评价指标体系，但少有从经济、社会及生态三个维度去建立综合指标；绿色创新绩效影响因素研究中，大多探讨的是何种因素对企业或工业绿色创新绩效产生影响，而较少关注地区绿色创新绩效，在外部政策因素研究中，对于直接研究长江经济带发展战略影响绿色创新绩效的文献较少。因此，本研究可能的边际贡献：（1）利用经济、生态和社会三个维度测度了绿色创新绩效，并采用双重差分实证检验了长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的影响；（2）分区域进行异质性检验，探讨长江经济带发展战略对不同区域的异质性影响，并引入政府支持、信息化水平这两个中介变量，探究长江经济带发展战略对绿色创新绩效的作用机制；（3）在检验长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的政策效应上，提出促进绿色创新绩效的针对性建议。

1.2 研究假说

1.2.1 长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的直接影响

根据波特假说,适当的环境规制能促使企业进行更多的创新活动。长江经济带发展战略要求在推动长江经济带经济发展时将生态环境保护放在优先位置,这为长江经济带发展提供了明确方向,即走“生态优先、绿色发展”之路。因此,研究认为长江经济带发展战略对绿色创新绩效的提升作用可从以下三个方面探讨。第一,建设“生态文明建设的先行示范带”是长江经济带发展战略定位之一,随着长江经济带发展战略的进一步实施,流域内各地政府为改善本地区生态环境会采取相应的环保措施,比如降低“三废”排放量、减少高污染企业、提高废物利用率等[18]。这些措施因加重了企业生存压力迫使企业主动进行绿色创新,革新生产技术生产绿色产品,从而降低生产成本,提高生产效率。第二,长江经济带发展战略能够通过改善资源配置方式推动绿色创新,随着长江经济带发展规划出台,统一市场准入制度逐步建立,市场分割局面被进一步打破,一体化得到发展。这加深了市场在资源配置中的主导地位,降低了资本、劳动力、技术和创新等要素流动成本与壁垒[19]。要素充分流动能够使各项创新资源在市场引领下向高效率企业集聚,利于企业充分利用,提高地区绿色创新绩效。第三,长江经济带发展战略能通过加强区域联系促进各地区新技术开发交流与合作,提高区域绿色创新能力。一体化发展使区域间贸易壁垒和成本降低,加强了地区之间贸易往来,深化了流域内各地区之间分工与合作,促进各地区经济发展。同时,也激励了新型创新创业投资基金的设立,这改善了企业创新的外部融资环境,激发了中小企业创新活力,为绿色创新绩效的提高提供了资金支持[20]。基于以上分析,提出假设1:

H1: 长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效具有显著提升作用。

1.2.2 长江经济带发展战略对绿色创新绩效的异质性影响

长江经济带跨越了成渝、长三角和长江中游这三个我国最为密集的城市群,由于地区行政区划界限和市场分割的存在,长江经济带资本、技术、劳动力等资源要素在空间配置上极为不均衡[21]。比如,东部地区的资本、技术相对充足但其劳动力相对短缺,西部地区的情况则相反[22]。长江中部、西部地区大部分都是高原、山地,虽然自然资源极为丰富,但开发难度较大,一定程度上制约了中、西部地区经济发展,而东部以平原为主,更有利于创新资源集聚和科技企业发展。同时,地方政府在实施中央政府区域发展战略和执行环境政策力度上有所差异,致使地区间的环境污染程度和绿色创新绩效有所不同[23]。此外,在地区发展差异下,技术追赶效应和创新外溢效应不断凸显,这在促进绿色技术进步、提高区域创新水平的同时进一步加深了绿色创新绩效差异。由此,多方面的差异致使长江经济带发展战略对不同地区绿色创新绩效的影响不尽相同。基于上述分析,研究提出假设2:

H2: 长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的影响具有区域异质性。

1.2.3 长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的影响机制

(1) 政府支持。中央政府会依据我国经济背景或区域发展问题,基于当前经济发展水平做出未来发展规划,以优化产业布局 and 平衡区域发展。地方政府支持作为政策实施过程中的保障,在完成中央政府的规划目标中扮演着重要作用,往往会以激发地区经济活力、实现政策目标为由,对重点发展领域或行业的企业提供补贴或贷款[24]。首先,长江经济带发展战略是中央政府对长江经济带总体发展做出的长期规划,涉及生态保护、产业转型升级、创新驱动发展等各个方面,而地方政府基于其中创新驱动的长期规划,因地制宜,为本地区创新企业提供资金支持;其次,由于分税制改革,中央政府转移支付在地方政府收入中占有重要比例,为获得中央专项政策优惠或资金,地方政府往往会在中央要求发展的重点领域给予支持[25],而绿色发展是长江经济带发展战略实现的重点目标,所以开展绿色创新的企业也是重点支持对象;最后,生态环境保护是长江经济带发展战略的重要内容,目前地方官员晋升考核与产业经济结构转型和环保治理联系日益密切。为达到环保考核要求,地方政府官员会加大对既注重环保又能实现技术进步的绿色创新的支持。而政府支持对绿色创新具有引导作用,能够优化创新资源配置,降低资源错配风险,并能通过对创新主体的财政补贴,激发创新主体的积极性,从而提升地区创新绩效和能力[26]。根据上述分析,

提出假设 3:

H3: 长江经济带发展战略通过政府支持提升地区绿色创新绩效。

(2) 信息化水平。《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》明确要求沿江省市不断完善信息化基础设施建设, 加强信息互联互通, 力求运用新一代信息技术推进互联网示范城市建设。这说明实施长江经济带发展战略能够推动信息技术应用于城市发展, 从而提升地区信息化水平。一方面, 信息化水平提升会带来金融领域的重大变革, 催生智慧金融发展, 比如金融产品、业务流程、风控、服务等方面的智慧化。创新活动的大量资金支持依赖于外部金融环境, 而智慧金融行业的快速发展, 能满足创新主体更大的融资需求, 降低融资风险, 激励绿色创新主体投入创新。另一方面, 提高信息化水平能有效解决信息不对称问题。企业的绿色创新活动始于从外部环境获取信息, 在组织内部实现信息共享, 并分析处理成新信息, 转化为绿色产品。但企业与外部环境、企业组织内部之间都存在信息不对称, 可能扭曲企业资金流向, 降低企业产品研发效率, 不利于绿色创新的实现。而信息化能通过对诸如物联网、互联网、云计算、人工智能及大数据等信息技术的不断革新和渗透应用, 解决创新主体与环境或与组织内部之间的信息供需矛盾问题[27], 助力绿色创新。基于此, 提出假设 4:

H4: 长江经济带发展战略通过提高信息化水平促进地区绿色创新绩效。

2 样本、变量与数据

2.1 样本选择

本研究采用双重差分模型检验长江经济带发展战略对绿色创新绩效的影响, 研究样本为 2009—2019 年长江经济带 11 省市及其周边邻近 8 省份[28], 根据《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》发布时间, 本研究选择 2014 年作为政策实施年, 以 2014 年为节点, 选取 2014 年前后 5 年时间的绿色创新绩效数据进行研究, 以更清晰地反映政策实施前后的变化。

2.2 变量及其测度

2.2.1 关键变量及其测度

(1) 被解释变量。地区绿色创新绩效 (Gin)。在经济维度上, 绿色创新绩效突出其创新过程中的绿色生态理念, 即通过绿色创新可以降低工业企业生产成本和能耗, 提高资源、能源利用效率, 促进经济高质量增长; 在生态维度上, 绿色创新活动能够减少工业企业在生产过程中产生与排放的污染物, 显著改善生态环境; 在社会维度上, 反映绿色创新活动对社会科技文化的影响及对人居环境的改善。因此, 研究选取经济、社会和生态这三个维度衡量绿色创新绩效[29], 具体衡量指标见表 1。

第一, 经济绩效。创新最终的目的是实现经济利益, 绿色创新自然也要促进经济增长, 实现经济绩效。首先, 绿色创新能够迫使企业为了降低生产活动对生态环境的负面影响而研发清洁技术或实现产品的绿色创新, 促进绿色专利申请量的增加[30]; 其次, 绿色创新成果能通过传播、扩散及利用扩大对经济的影响, 实现经济价值; 最后, 绿色创新能促进产业结构优化升级, 转变经济发展方式。由此, 选用绿色专利申请量、新产品销售收入、技术市场成交额、第三产业增加值占 GDP 比重、高技术产业营业收入、人均 GDP 和全社会劳动生产率衡量经济绩效。

表 1 绿色创新绩效测度指标体系

目标层	准则层	指标层

绿色创新绩效	经济绩效	绿色专利申请量
		新产品销售收入
		技术市场成交额
		第三产业增加值占 GDP 比重
		高技术产业营业收入
		人均 GDP
		全社会劳动生产率
	社会绩效	R&D 人员全时当量
		人均公园绿地面积
		每万人拥有公共交通工具
		建成区绿化覆盖率
	生态绩效	万元 GDP 能耗
		污水处理厂集中处理率
		环境污染治理投资占 GDP 比重
		生活垃圾无害化处理率
		工业废气治理设施处理能力

第二，社会绩效。绿色创新的社会绩效是通过绿色创新活动改善人们生活环境和提高居民福祉。本研究选用 R&D 人员全时当量体现绿色创新对人才的培养，用人均公园绿地面积、每万人拥有公共交通工具和建成区绿化覆盖率这 3 个指标对人们拥有的绿色空间水平进行测度。

第三，生态绩效。绿色创新要求在创新过程中注重生态环境的保护，减少废物产生和有害气体排放，降低资源能源消耗，提高资源利用效率。研究用万元 GDP 能耗来反映经济发展对能源的依赖程度，用污水处理厂集中处理率、环境污染治理投资占 GDP 比重、生活垃圾无害化处理率和工业废气治理设施处理能力反映对环境的治理程度。

(2) 核心解释变量。研究将受到长江经济带发展战略影响的处理组虚拟变量和时间虚拟变量的交互项 (Process×Time) 作

为核心解释变量。由于长江经济带发展战略的针对性，本研究将长江经济带 11 省市归为处理组，赋值为 1，与 11 省市相邻的 8 省则为对照组，赋值为 0。选用 2014 年为政策实施年。因此，2014 年以前，Time 取值为 0,2014 年及以后，Time 取值为 1。

(3) 地区绿色创新绩效测度结果。在地区绿色创新绩效综合评价指标体系构建的基础上，本研究选用熵权法计算各个指标的权重，然后再用线性加权综合法计算出地区绿色创新绩效的综合值[31]，测算具体结果见表 2。

在测度 11 省市后，对其邻近 8 省份（山东、福建、广东、河南、陕西、甘肃、青海、广西）的绿色创新绩效也进行了测度，并将整体情况以表 2 中对照组数据呈现。为更直观看出绿色创新绩效在处理组和对对照组之间的差异，将两组绿色创新绩效均值绘制出趋势图进行对比，如图 1 所示，两组绿色创新绩效在 2014 年以前基本保持着一致性发展水平，这说明在长江经济带发展战略实施之前，处理组和对对照组有共同的发展趋势。从 2014 年开始，两者逐渐有了差距，尤其在 2015 年后差距明显，鉴于政策显现需要时间，初步判断绿色创新绩效的增长是由于长江经济带发展战略实施引起的。

表 2 长江经济带绿色创新绩效测度结果

地区	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	均值
江苏	0.205	0.249	0.300	0.348	0.401	0.435	0.465	0.643	0.765	0.767	0.898	0.498
安徽	0.116	0.151	0.204	0.240	0.282	0.297	0.322	0.497	0.533	0.604	0.723	0.361
浙江	0.144	0.170	0.186	0.219	0.235	0.258	0.296	0.334	0.464	0.527	0.587	0.311
上海	0.203	0.204	0.216	0.227	0.237	0.252	0.262	0.283	0.301	0.329	0.364	0.262
湖北	0.092	0.097	0.120	0.138	0.154	0.177	0.191	0.226	0.392	0.451	0.503	0.231
重庆	0.087	0.094	0.119	0.123	0.134	0.142	0.164	0.181	0.322	0.340	0.360	0.188
江西	0.055	0.079	0.098	0.114	0.103	0.103	0.116	0.166	0.255	0.312	0.404	0.164
四川	0.063	0.071	0.090	0.109	0.125	0.143	0.153	0.182	0.224	0.297	0.338	0.163
湖南	0.058	0.063	0.076	0.096	0.109	0.120	0.157	0.180	0.185	0.199	0.248	0.136
云南	0.043	0.049	0.054	0.064	0.069	0.078	0.083	0.093	0.257	0.273	0.283	0.122
贵州	0.009	0.031	0.049	0.052	0.070	0.089	0.087	0.090	0.151	0.162	0.176	0.088
东部	0.184	0.208	0.234	0.265	0.291	0.315	0.341	0.420	0.510	0.541	0.616	0.357
中部	0.080	0.097	0.125	0.147	0.162	0.174	0.197	0.267	0.341	0.391	0.470	0.223

西部	0.050	0.061	0.078	0.087	0.100	0.113	0.122	0.137	0.238	0.268	0.289	0.140
处理组	0.098	0.114	0.137	0.157	0.174	0.190	0.209	0.261	0.350	0.387	0.444	0.229
对照组	0.088	0.105	0.130	0.147	0.163	0.173	0.185	0.203	0.224	0.240	0.262	0.174

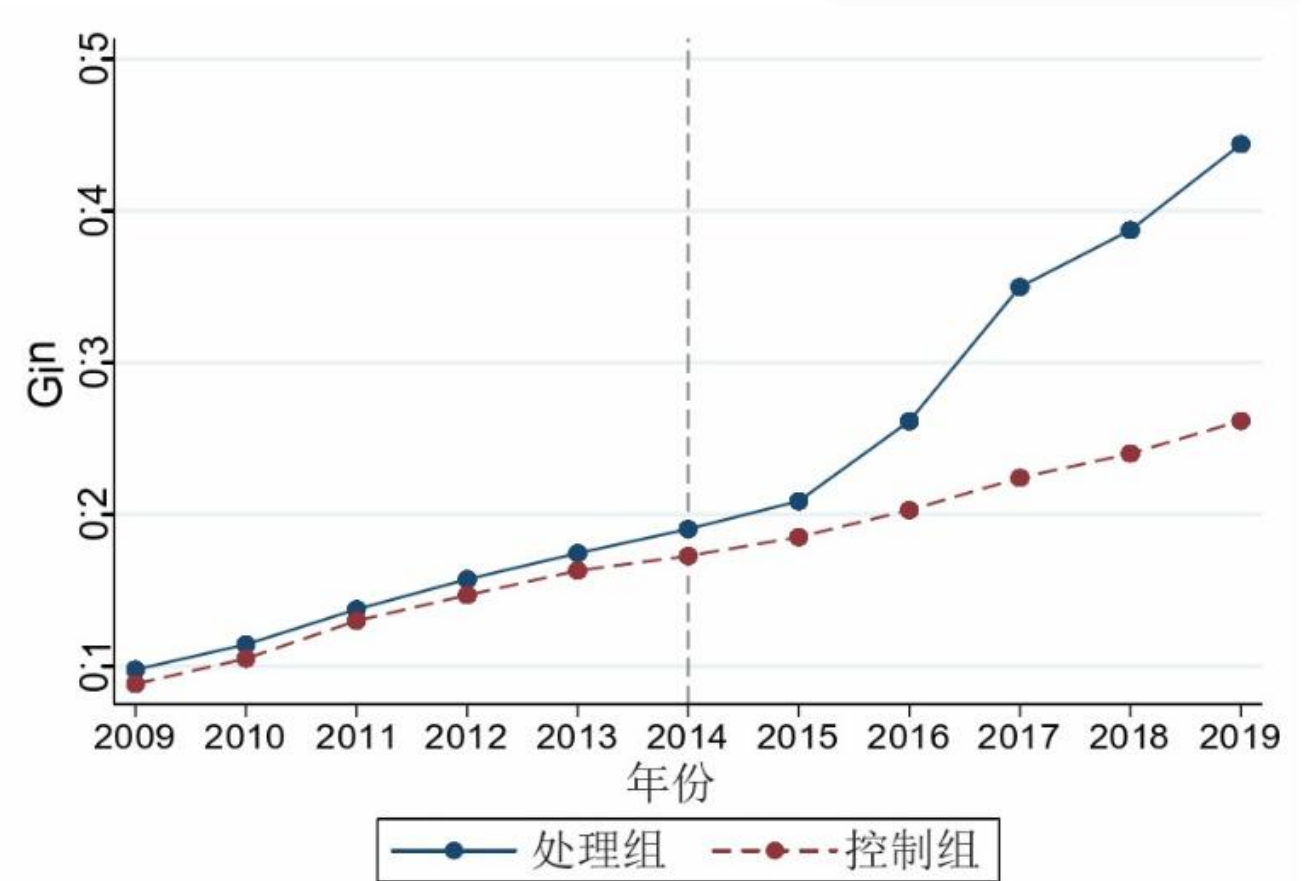


图1 绿色创新绩效（Gin）趋势图

2.2.2 其他变量及其测度

（1）控制变量。外商投资能够拉动地区经济发展和绿色创新水平，用实际外商直接投资金额（fdi）表示。所有制结构（sto）是影响绿色创新绩效的又一因素，本文采用国有及国有控股企业所占的比例来表示[32]。一个地区的市场竞争强度（mar）影响绿色创新活动的多少，进而对绿色创新绩效产生作用，用各地区高新技术企业个数表示[33]。金融发展（fin）对资源的使用效率具有促进作用，对技术进步也有重要影响，选用各省市年末金融机构人民币的各项存贷款余额与地区生产总值的比来衡量。

（2）中介变量：政府支持（gov）。政府支持对提升绿色创新绩效具有重要作用，本文采用科学技术支出占财政支出的比重来衡量政府支持的力度[34]。信息化水平（inf）。推进有线无线宽带接入网、增加光缆密度等完善信息基础设施建设能显著提高信息化水平，研究选用地区人均互联网宽带用户数衡量信息化水平。

2.3 数据来源与描述性统计

数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各省市的统计年鉴，绿色专利数据是整合国家知识产权局专利信息，按世界知识产权组织（WIPO）在 2010 年发布的《绿色专利清单》整理得出，部分缺失值采用插值法补全。样本的描述性统计见表 3，可以看出处理组的绿色创新绩效（Gin）标准差大于对照组，说明处理组的绿色创新绩效在 2009—2019 年间变化更大，这可能是受某一时间节点上政策冲击而致。

表 3 样本描述性统计

变量 名	全样本			处理组			对照组		
	样本 量	均值	标准 差	样本 量	均值	标准 差	样本 量	均值	标准 差
Gin	209	0.206	0.157	121	0.229	0.170	88	0.174	0.131
fin	209	2.708	0.850	121	2.790	0.940	88	2.596	0.698
sto	209	0.033	0.019	121	0.031	0.018	88	0.035	0.021
Infdi	209	12.995	1.775	121	13.440	1.149	88	12.382	2.248
Inmar	209	6.525	1.270	121	6.733	0.963	88	6.382	1.560
gov	209	2.147	1.418	121	2.424	1.506	88	1.764	1.184
inf	209	0.206	0.201	121	0.219	0.247	88	0.188	0.106

3 计量模型与实证结果

3.1 模型设定

双重差分能够消除随时间而变化的选择性偏差、识别可靠的因果关系，被认为是评估准自然实验中最重要的方法。长江经济带发展战略作为一个准自然实验，它能否对绿色创新绩效产生显著影响，可构建双重差分模型进行检验[35]，具体如下：

$$Gin_{it}=\varphi_0+\varphi_1Process_i\times Time_t+\varphi_2X_{it}+\omega_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}\tag{1}$$

式中：Ginit 表示 i 省第 t 年的绿色创新绩效。Processi×Timet 是政策虚拟变量和时间虚拟变量的交互项，前者在长江经

经济带发展战略实施的省份取值为 1，未实施的省份取值为 0；后者在长江经济带发展战略实施之前取 0，实施之后取 1。 ϕ_1 就是本研究关注的长江经济带发展战略对绿色创新绩效的影响。 X_{it} 表示控制变量， ω_i 和 γ_t 分别代表地区固定效应和年份固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

研究对政府支持、信息化水平的中介效应进行了分析，因自变量是虚拟变量，故将验证模型设为[36]：

$$Gin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Process_i \times Time_t \times gov_{it}(inf_{it}) + \beta_2 gov_{it}(inf_{it}) + \beta_3 Process_i \times Time_t + \beta_4 X_{it} + \omega_i + \gamma_t + \theta_{it} \quad (2)$$

式中： gov 、 inf 为中介变量；系数 β_1 衡量了在实施长江经济带发展战略的省市，政府支持或信息化水平对绿色创新绩效影响的增量； $\beta_1 + \beta_2$ 衡量了在实施长江经济带发展战略的省市，政府支持或信息化水平对绿色创新绩效的影响。为避免加入交互项引起多重共线，本研究将构成交互项的变量进行了中心化处理。

3.2 实证结果

3.2.1 基准回归分析

长江经济带发展战略对绿色创新绩效影响的基准回归结果见表 4 中的列（1）和列（2）。本研究在回归中都加入了地区固定效应和年份固定效应，可以看出，在列（1）和列（2）的回归结果中，无论是否加入控制变量， $Process \times Time$ 的系数都在 1% 水平上显著为正。这表明实施长江经济带发展战略能显著提高绿色创新绩效，H1 得到了验证。可见，《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》中提到的以创新引领驱动、增强自主创新、建立生态环境保护、推动流域内低碳循环发展等要求在实践中得到证实。

3.2.2 区域异质性检验

同样的政策冲击对不同区域可能会有不同影响，本研究将处理组省市，即长江经济带 11 省市按地理位置划分为东部（上海、江苏、浙江）、中部（安徽、江西、湖北、湖南）、西部（重庆、四川、贵州、云南）三个区域，对照组不变，再按照式（1）进行回归。表 4 显示了处于不同区域省市长江经济带发展战略实施效果的差异性。可以发现， $Process \times Time$ 的系数在东中部地区显著为正，但在中部地区的显著性水平要高于东部地区，这说明实施长江经济带发展战略能够促进东中部地区绿色创新绩效，并且这种促进效应对于中部地区更显著。由于占据技术、资金、人才和地理位置优势，东部地区具有较高的绿色创新水平，进一步提升绿色创新成本较高，绿色创新绩效的提升空间变小。相较于东部地区而言，中部地区因承接东部产业转移，第二产业占比大，工业污染严重，但近几年当地政府逐渐重视，且长江经济带发展战略的实施进一步加强了环境规制，致使企业为了生存转而进行绿色创新。由此，政策效果冲击最为显著。长江经济带发展战略对西部地区绿色创新绩效具有正向影响但不显著，可能是由于西部地区所具备的各项绿色创新发展资源较为薄弱，尤其是一直以来对能源产业依赖性过大，还未把绿色生态、绿色资源、绿色发展方式培育成新的生产力，所以想要改变其发展方式、提高绿色创新绩效，还有待进一步的政策激励。因此，H2 得到了验证。

3.2.3 中介效应检验

表 4 中列（3）和列（4）报告了政府支持和信息化水平与绿色创新绩效的检验结果，可见， $Process \times Time \times gov$ 和 gov 的

系数都显著为正，说明长江经济带发展战略能通过加强政府支持促进沿江省市的绿色创新绩效。H3 得到了验证。地方政府财政科技支出的不断增加，为绿色创新提供资金的同时也为绿色创新活动营造了良好的创新环境。Process $\times$ Time $\times$ inf 和 inf 系数也均显著为正，表明长江经济带发展战略通过信息化水平的提升，显著促进绿色创新绩效。H4 得到了验证。信息化水平的提升让绿色创新主体运用信息技术低成本地获取外部知识，时刻掌握市场动向，降低了创新主体外部交易成本，提高了创新效率。

表 4 实证分析结果

变量	绿色创新绩效 (Gin)						
	列 (1)	列 (2)	东部	中部	西部	列 (3)	列 (4)
Process X Time	0.083*** (0.017)	0.067*** (0.017)	0.068** (0.030)	0.067*** (0.023)	0.014 (0.016)	0.031** (0.014)	0.059*** (0.016)
fin		0.001 (0.018)	-0.017 (0.021)	-0.015 (0.022)	-0.003 (0.013)	-0.015 (0.014)	0.005 (0.017)
sto		3.264*** (0.617)	5.560*** (1.013)	3.313*** (1.007)	2.327*** (0.435)	2.328*** (0.494)	2.985*** (0.589)
Infdi		-0.006 (0.010)	-0.042*** (0.014)	-0.011 (0.014)	0.002 (0.007)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.010)
Inmar		0.069*** (0.031)	0.122*** (0.046)	0.150*** (0.042)	0.085*** (0.026)	0.039 (0.027)	0.071** (0.029)
gov						0.069*** (0.008)	
Process X Time X gov						0.030*** (0.006)	
inf							0.091*** (0.024)
Process X Time X inf							0.175*** (0.050)
地区固 定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固 定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.094*** (0.014)	-0.446 (0.229)	-0.379 (0.359)	-0.868*** (0.296)	-0.592*** (0.181)	-0.342 (0.193)	-0.503** (0.221)

N	209	209	121	132	132	209	209
R2	0.719	0.763	0.775	0.768	0.811	0.856	0.791
调整后的 R2	0.674	0.718	0.715	0.711	0.764	0.827	0.749

注：括号内为标准误，上角标*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。表 5 同。

4 稳健性检验

4.1 平行趋势检验

使用双重差分的基本前提是处理组和对照组在政策实施之前具有共同发展趋势，虽然图 1 展现了实施政策地区和未实施政策地区绿色创新绩效在政策实施前变化趋势基本平行，但需要更为严谨的方法验证。研究选用事件研究法进行平行趋势检验并对试点政策动态效应进行验证[37]，具体模型如下：

$$Gin_{it} = \phi_0 + \sum_{n=-5}^5 \phi_j Policy_{i,t-j} + \phi_2 X_{it} + \omega_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：Policy_{i,t-j} 是一个虚拟变量，当在 t-j 年份时，i 省份实行了长江经济带发展战略取值为 1，否则为 0；φ₋₅ 到 φ₋₁ 为战略实施之前 1~5 期的效果，φ₁ 到 φ₅ 为战略实施之后 1~5 期的效果，φ₀ 为战略实施当期效果。研究将战略实施前一期即-1 期作为基准组，故图 2 中没有-1 期的数据，空心点表示估计系数 φ_j 的大小，上下区间表示 95%的置信区间。研究发现 φ_j 在战略实施之前 2~5 期均不显著，说明在战略实施之前，处理组和对照组并不存在明显差异，具有共同发展趋势。此外，战略实施之后 φ_j 的系数逐渐增大，且从第三期开始显著为正，与对照组的差距愈发明显，说明长江经济带发展战略对地区绿色创新绩效的影响滞后两期，这可能是由于 2016 年《长江经济带发展规划纲要》的颁布，进一步加大了对绿色创新的影响。

4.2 反事实检验

为进一步检验研究结果的可靠性，借鉴 Topalova[38]的做法，本研究将实施长江经济带发展战略时间提前三年，且把样本期设定在 2009—2014 年以考察是否存在长江经济带发展战略的政策效果。如果 Process×Time 的系数不显著，则说明可以排除其他不可观测因素对绿色创新绩效的影响。表 5 报告了反事实检验结果。列（6）和列（7）分别是不加控制变量和加入控制变量的结果，可以看出两者都不显著，这说明政策效应是由长江经济带发展战略实施所引起的。

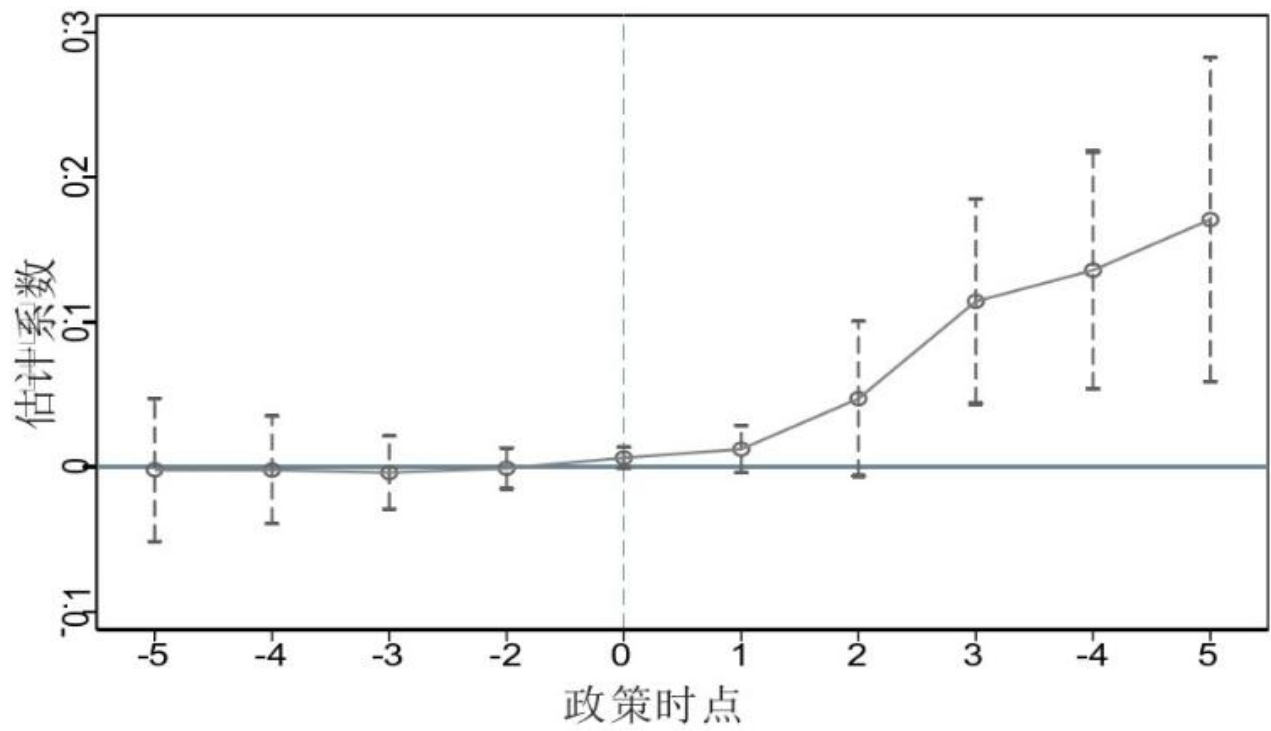


图 2 平行趋势检验结果

表 5 反事实与替换对照组检验结果

变量	列 (6)	列 (7)	列 (8)	列 (9)
	Gin	Gin	Gin	Gin
ProcessXTime	0.002 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.076*** (0.020)	0.058** (0.023)
控制变量	否	是	否	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.094*** (0.005)	-0.229 (0.169)	0.088*** (0.016)	0.012 (0.253)
N	114	114	209	209

R2	0.720	0.777	0.713	0.726
调整后的 R2	0.645	0.703	0.667	0.674

4.3 替换对照组

研究选取了与原有对照组省份相邻的 8 个省份（山西、河北、宁夏、辽宁、吉林、黑龙江、北京、天津）作为新的对照组，处理组不变，检验研究结果是否与前文具有一致性，结果为表 5 的列（8）和列（9）。由列（8）与列（9）的结果可以看出，无论是是否加入控制变量， $Process \times Time$ 的系数都显著为正，这与前文的基准回归结果相一致，说明长江经济带发展战略能提高绿色创新绩效的研究结果具有稳健性。

4.4 随机抽取处理组

为进一步检验是否存在遗漏变量问题，本研究从 19 个省市中随机抽取 11 个省市作为处理组，其余省市为对照组。随机抽取处理组是为保证系数 $Process \times Time$ 对绿色创新绩效没有影响。运用 Stata16.0 随机抽取 500 次，并按方程（1）进行回归，将 500 次随机分配后的估计系数分布及其相关 P 值绘制到图 3，右边垂直虚线为双重差分实际估计值。研究发现大部分 P 值大于 0.1。图 3 中估计系数服从正态分布且均值为 -0.0001，接近为 0，远小于实际估计值 0.067，说明不可观测的因素不影响研究结论。

5 结论与启示

长江经济带发展战略实施之后，长江经济带各省市的绿色创新有了新变化。对此，本研究先是构建了评价绿色创新绩效的指标体系，对被纳入长江经济带发展战略的 11 省市及其周边邻近 8 省份的绿色创新绩效进行了测度，并在此基础上，利用这 19 个省市 2009—2019 年的面板数据实证检验了长江经济带发展战略对绿色创新绩效的影响，主要研究结论如下：（1）实施长江经济带发展战略能够显著提升地区绿色创新绩效，这一结论在稳健性检验中依然成立；（2）长江经济带 11 省市的绿色创新绩效存在差异性，总的来说，绿色创新绩效从东部地区向西部地区依次递减；（3）长江经济带发展战略对绿色创新绩效的影响具有显著的区域异质性，对中部地区的促进作用最为显著，东部地区次之，西部地区不显著；（4）长江经济带发展战略能通过政府支持和信息化水平的增强显著提升绿色创新绩效。

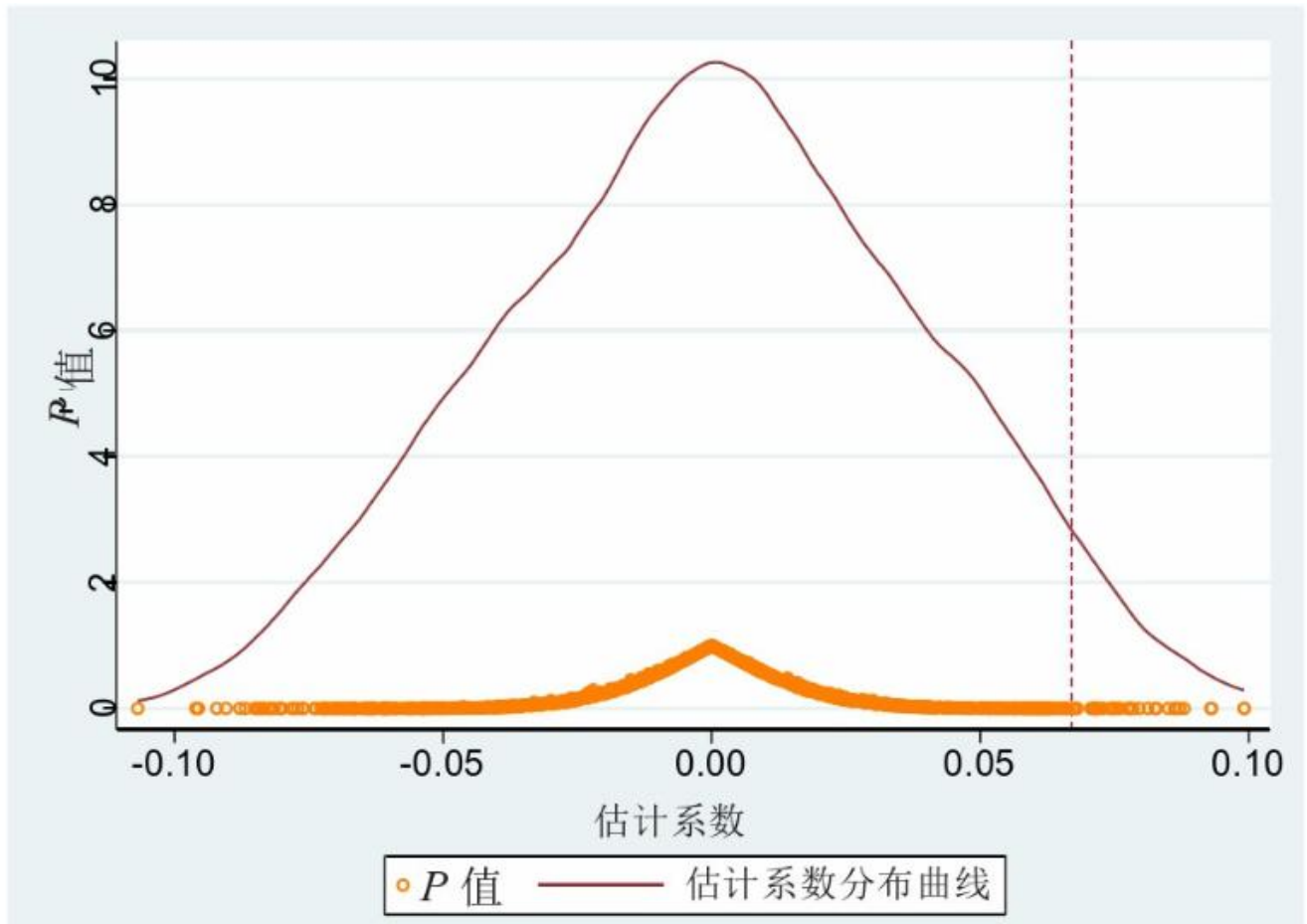


图 3 随机抽取处理组检验结果

基于以上研究结论，政策启示如下：第一，不断支持长江经济带发展战略实施，加大其实施力度，进一步促进地区绿色创新，提高绿色创新绩效。实施长江经济带发展战略的政策效应在绿色创新绩效的提升上已得到论证，为了让政策效应的正外部性得到更进一步发挥，应强化对长江经济带发展战略实施的支持力度，使更多邻近省市享受到政策带来的福利。第二，在推动长江经济带绿色创新时应注重区域异质性。首先，由于本身地理区位和先天资源禀赋不同，长江经济带绿色创新绩效高低不一，使得在推动长江经济带发展战略实施效果上存在区域差异，这要求结合地域情况因地制宜，将政策供给与地区实际绿色创新发展条件相结合，如在绿色创新绩效较高的东部地区，要不断拓展绿色创新空间，维持绿色创新活力；在工业集聚的中部地区，要充分发挥政府规制和调控作用，重视绿色治理，完善投融资服务，加快发展绿色产业；在具有良好自然资源禀赋的西部地区，要将其绿色资源、绿色生态培育成区域发展的绿色生产力；其次，在实施长江经济带发展战略背景下，各地区应本着优势互补和资源共享原则，在强化自身自主创新能力的同时不断深化各省市之间的沟通交流，实现东、中、西绿色创新的协同发展。第三，要不断探索长江经济带发展战略促进绿色创新绩效的多维路径，提升政策实施效果。首先，要加强信息化基础设施建设，进一步推进信息技术应用，增强各地区互联互通，带动人才、技术、资金等资源在更大范围内流动，提高绿色创新绩效；其次，要加强信息技术与金融产业融合发展，进一步推动革新传统金融模式，积极引导与完善智慧金融，为中小科技型企业发展助力；最后，要适度加强政府对绿色创新的支持力度，充分发挥政府支持的中介作用。政府可在资金支持的基础之上，在健全法律、完善配套政策以及搭建平台等方面为绿色创新营造更优的创新环境，为提升绿色创新绩效提供充分保障。

参考文献：

-
- [1] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12):178-196.
- [2] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(9):98-116.
- [3] 徐建中, 王曼曼. 制造业集聚、技术进步与绿色创新绩效:对我国省际面板数据的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(12):54-61.
- [4] 孟卫东, 傅博. 绿色创新绩效区域集聚效应与空间异质性研究[J]. 统计与决策, 2017, 33(16):94-97.
- [5] 熊彬, 李宁, 杨朝均. 中国工业绿色创新绩效的地区差异及趋同性研究[J]. 软科学, 2019, 33(2):65-68.
- [6] CHEN Y S, LAI S B, WEN C T. The influence of green innovation performance on corporate advantage in Taiwan[J]. Journal of Business Ethics, 2006, 67(4):331-339.
- [7] 何小钢. 绿色技术创新的最优规制结构研究:基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J]. 经济管理, 2014, 36(11):144-153.
- [8] RENNINGS K. Redefining innovation-eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. Ecological Economics, 2000, 32(2):319-332.
- [9] 孙冰, 丛桂宇, 田胜男. 环境规制对企业绿色创新的影响机理研究:战略柔性 with 区域差异性的双调节作用[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(9):94-102.
- [10] 邢新朋, 刘天森, 王建华. 制造业企业绿色组织认同对绿色创新绩效的影响:基于环境承诺与可持续探索/利用实践的链式中介作用[J]. 科技进步与对策, 2020, 38(21):91-99.
- [11] 潘楚林, 田虹. 环境领导力、绿色组织认同与企业绿色创新绩效[J]. 管理学报, 2017, 14(6):832-841.
- [12] 于飞, 刘明霞, 王凌峰, 等. 知识耦合对制造企业绿色创新的影响机理:冗余资源的调节作用[J]. 南开管理评论, 2019, 22(3):54-65, 76.
- [13] XING X P, WANG J H, TOU L L, et al. The relationship between green organization identity and corporate environmental performance: The mediating role of sustainability exploration and exploitation innovation[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2019, 16(6):921.
- [14] ALBORT-MORANT G, LEAL-MILLAN A, CEPEDACARRION G. The antecedents of green innovation performance: A model of learning and capabilities[J]. Journal of Business Research, 2016, 69(11):4912-4917.
- [15] 黄文, 张羽瑶. 区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗?:基于长江经济带城市群的实证考察[J]. 产业经济研究, 2019(6):14-26.
- [16] 王儒奇, 胡绪华. 长江经济带一体化战略对城市创新能力的影响[J]. 华东经济管理, 2021, 35(10):29-38.

-
- [17] 郭婧煜,樊帆.长江经济带发展战略对地区产业结构升级效应的实证评估[J].统计与决策,2021,37(12):103-107.
- [18] 李朱.长江经济带发展战略的政策脉络与若干科技支撑问题探究[J].中国科学院院刊,2020,35(8):1000-1007.
- [19] 陈磊,胡立君,何芳.长江经济带发展战略对区域经济联系的影响研究:基于双重差分法的实证检验[J].经济经纬,2021,38(2):23-32.
- [20] 陈雯,孙伟,刘崇刚,等.长三角区域一体化与高质量发展[J].经济地理,2021,41(10):127-134.
- [21] 史安娜,王绕娟,张鑒依.长江经济带高技术产业创新要素集聚的空间溢出效应[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2018,20(1):62-67.
- [22] 陈磊,胡立君,何芳.要素流动、市场一体化与经济发展:基于中国省级面板数据的实证研究[J].经济问题探索,2019(12):56-69.
- [23] 陈鸿宇.空间视角下的不平衡发展问题辨析[J].南方经济,2017(10):2-4.
- [24] 王克敏,刘静,李晓溪.产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J].管理世界,2017(3):113-124.
- [25] 乔宝云,范剑勇,彭骥鸣.政府间转移支付与地方财政努力[J].管理世界,2006(3):50-56.
- [26] 郭然,原毅军.环境规制、研发补贴与产业结构升级[J].科学学研究,2020,38(12):2140-2149.
- [27] 韩先锋,惠宁,宋文飞.信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J].中国工业经济,2014(12):70-82.
- [28] 陈磊,胡立君,何芳.长江经济带发展战略对产业集聚的影响[J].中南财经政法大学学报,2021(1):77-89.
- [29] 毕克新,杨朝均,黄平.中国绿色工艺创新绩效的地区差异及影响因素研究[J].中国工业经济,2013(10):57-69.
- [30] WONG S K S.The influence of green product competitiveness on the success of green product innovation:Empirical evidence from the Chinese electrical and electronics industry[J].European Journal of Innovation Management,2012,15(4):468-490.
- [31] 朱喜安,魏国栋.熵值法中无量纲化方法优良标准的探讨[J].统计与决策,2015,31(2):12-15.
- [32] 杨浩昌,李廉水,张发明.高技术产业集聚与绿色技术创新绩效[J].科研管理,2020,41(9):99-112.
- [33] 侯建,陈恒.中国高专利密集度制造业技术创新绿色转型绩效及驱动因素研究[J].管理评论,2018,30(4):59-69.
- [34] 熊凯军.营商环境、政府支持与企业创新产出效率:基于技术比较优势的视角[J].首都经济贸易大学学报,2020,22(6):83-93.
- [35] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率:来自中国上市公司的证据[J].中国工业经

济, 2019(5):5-23.

[36] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):5-22.

[37] 罗知, 赵奇伟, 严兵. 约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响[J]. 中国工业经济, 2015(10):69-84.

[38] TOPALOVA P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from india[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(4):1-41.