

基于双重差分模型的长江经济带 战略创新效应与机理研究

郝华勇¹

【摘要】长江经济带作为国家战略，其实施的创新效应直接影响全国高质量发展的成色与进程。利用 2011—2019 年中国 31 个省份的面板数据构建双重差分模型进行实证分析，结果显示：长江经济带战略自实施以来，沿江 11 个省市创新效应明显优于其他省市，但异质性检验表明对上中下游区域创新效应差别显著，中游省份的创新效应最为明显。进一步检验发现环境治理规制、政府科技投入和人力资本积累是长江经济带战略发挥创新效应的主要传导机制。得出区域战略引领创新、适度环境规制促进创新、政府科技支出引导创新、人才集聚支撑创新等对策建议。

【关键词】创新效应 长江经济带 双重差分模型

【中图分类号】 F061.5 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1003-8477 (2022) 07-0061-10

推动长江经济带发展是以习近平同志为核心的党中央做出的重大决策，是关系国家发展全局的重大战略。习近平总书记一直心系长江经济带发展，2016 年 1 月 5 日，习近平总书记在重庆主持召开推动长江经济带发展座谈会，提出“生态优先、绿色发展”的战略定位和“共抓大保护、不搞大开发”的战略导向；2018 年 4 月 26 日，习近平总书记在武汉主持召开深入推动长江经济带发展座谈会，详细阐述了推动长江经济带发展关键是要正确把握“整体推进和重点突破、生态环境保护和经济发展、总体谋划和久久为功、破除旧动能和培育新动能、自身发展和协同发展”五大关系；2020 年 11 月 14 日，习近平总书记在南京主持召开全面推动长江经济带发展座谈会，赋予了长江经济带生态优先绿色发展主战场、畅通国内国际双循环主动脉、引领经济高质量发展主力军的新战略使命，指出长江经济带要践行新发展理念，构建新发展格局，推动高质量发展。从“推动”到“深入推动”再到“全面推动”，习近平总书记的三次重要讲话既一脉相承，又循序渐进，为推动长江经济带发展提供了思想指引和根本遵循。

创新是引领发展的第一动力，是构建现代化经济体系的战略支撑。“十四五”时期的背景是立足新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局，新发展阶段建设社会主义现代化国家需要创新驱动；贯彻新发展理念中，创新位居其首；构建新发展格局的本质是高水平的自立自强，这些都需要塑造创新驱动发展新优势。长江经济带战略实施以来，沿线各地区以“共抓大保护、不搞大开发”倒逼区域产业结构升级，实现新旧动能转换，取得了显著成效。2016 年国家发改委等部门发布《长江经济带创新驱动产业转型升级方案》，从推动改革创新、增强内生动力，完善市场环境、营造创新氛围，优化人才环境、加强智力建设等方面提出创新发展的具体路径。2020 年，习近平总书记在全面推动长江经济带发展座谈会上强调，“要勇于创新，坚持把经济发展的着力点放在实体经济上，围绕产业基础高级化、产业链现代化，发挥协同联动的整体优势，全面塑造创新驱动发展新优势”。可见，新形势下推动长江经济带高质量发展，仍需要紧扣创新驱动和一体化协同，提升整体的发展效益。因此，本文试图研究长江经济带战略实施对创新效益的影响，利用 31 个省市 2011—2019 年的面板数据，构建固定效应的双重差分模型，分析长江经济带战略实施对不同地区的异质性影响并分析创新效应的作用机制。

作者简介：郝华勇（1980—），男，理学博士，中共湖北省委党校经济学与经济管理教研部副主任，副教授，硕士研究生导师（湖北武汉，430022）。

基金项目：国家社科基金一般项目（19BJY148）；湖北省优秀青年社科人才培养计划

一、文献评述

区域经济政策的实施在理论上能够为区域经济发展提供驱动力，但是同一政策的实施效果会基于不同区域、产业和企业的差异而呈现出差别。张成等（2011）^{[1] (p113-124)} 基于中国东中西三大板块构建面板数据模型对 30 个省份工业部门的环境规制程度和企业创新的关系进行实证检验，发现东部和中部省份在时间维度上两者呈现“U”型关系，即较弱的环境规制强度会阻碍企业技术创新，适度的环境管制对企业技术创新会有促进作用。郑新业等（2011）^{[2] (p34-44)} 运用双重差分方法将河南省的省直管县作为自然实验组进行研究，发现省直管县得益于政策效应实现经济快速增长，增长来源主要是吸引周边县市投资的极化效应。作为“政策试验田”的国家级高新区建设显著促进地区经济增长，中小城市从国家级高新区建设中获得了更多的政策利好，为地区差距的缩小提供了成功范例。^{[3] (p30-38) [4] (p43-60)} 陈劲等（2013）^{[5] (p623-629)} 探索了中国高新技术产业的集聚程度和创新产出的关系，发现专业化集聚和多样化集聚在不同的集聚程度下对创新效益影响不同，当集聚程度较高时，产业专业化集聚有利于促进创新的提高。余明桂等（2016）^{[6] (p5-22)} 采用上市企业数据验证中国产业政策对企业技术进步的影响，研究发现产业政策显著提高重点鼓励行业中的企业的创新产出，这种正外部性在民营企业中的表现更为明显。长江经济带的区域一体化使长三角城市群技术变动系数显著为正，对成渝城市群全要素生产率提高的作用显著，对整个长江经济带区域技术进步具有促进作用。^{[7] (p10-19)} 因此长江经济带战略实施对区域要素集聚、流动和效率都会产生显著影响。

创新是引领发展的第一动力，在新发展理念中更是摆在首位。从宏观角度看，创新发展与其所在区位和环境密切相关。王郁蓉等（2015）^{[8] (p17-20)} 认为创新环境与创新绩效相关性较强，二者存在显著的交互关系，而创新环境具体就是指宏观经济增长、产业结构升级、环境的可持续发展水平。孙伍琴等（2013）^{[9] (p172-173)} 利用 30 个省份面板数据实证研究金融增长对创新的影响，发现银行规模、金融结构和研发投入可以显著促进地区技术创新，其中东中部地区金融发展对创新绩效的提升高于西部地区。白俊红等（2015）^{[10] (p174-187)} 将空间面板计量模型应用到区域协同创新研究中，发现财政支持、校企联合和产学研融合有助于区域创新绩效的提升，同时研发人员和研发资本在区域创新系统中的流动将带动区域创新绩效的空间溢出效应。郑洁等（2020）^{[11] (p171-177)} 从新结构经济学视角重新阐释了波特假说，环境规制对我国技术创新结构的影响主要体现在以自主性创新为主的创新行为，主要包括产业结构转移机制和自主性创新的技术进步机制。高铁等交通基础设施建设显著提高了沿线地区的创新水平，便捷的交通促使人才移动是高铁改变区域创新空间结构演变的重要机理。^{[12] (p102-120)}

微观角度方面，熊捷等（2017）^{[13] (p23-39)} 从企业视角探讨社会资本、知识获取和创新绩效之间的关系，发现隐性技术知识的获取对企业的技术创新能力和产品创新绩效等方面都具有不可或缺的促进作用，同时技术创新能力对产品创新绩效也存在正向反馈作用。张中元等（2012）^{[14] (p19-32)} 以不同所有制结构企业为研究对象，运用省级面板数据实证检验发现环境规制强度在国有企业、私营企业和“三资”企业中对技术进步存在异质性影响。长江经济带国家级高新技术产业园区产城融合对创新绩效有明显的正效应，其中推动职住平衡和就业平衡、增加公共基础设施建设可以显著提高产业区创新水平。^{[15] (p108-117)} 可见知识获取、环境规制和产城融合等也会对区域创新绩效产生影响。

综观目前该领域研究现状，虽然双重差分模型在区域战略与政策实施效应的检验中已经得到了广泛运用，但大多研究是政策冲击对区域经济增长即地区生产总值的影响作用，而检验区域战略政策的微观效应，如区域创新能力的研究相对较少；区域战略与政策对创新能力的影响有待于深化研究、提供更多实证论据，尤其是推动长江经济带发展已经从一项重要区域发展战略上升为关系国家发展全局的重大战略，更是需要提高创新在引领高质量发展中的贡献，而目前围绕长江经济带该领域的研究有待于拓展。因此，验证分析长江经济带战略实施对区域创新产出的促进效应和影响机制，具有重要的理论意义和紧迫的现实意义。

二、研究设计

（一）模型设定

本文研究重点是长江经济带战略实施影响创新绩效的准自然实验，以长江经济带 11 个省市作为实验组，国内其余 20 个省

（自治区、直辖市）作为控制组。众多研究表明区域创新会受到各种因素影响，因此本文通过双重差分模型来度量长江经济带综合政策对区域创新发展的净效应。此外，考虑不同区域的创新环境存在较大差异，且同一省份在不同年份也存在明显的差异性，因此选用双向固定效应构建基准模型如下：

$$Inno_{p,t} = \beta_0 Treat_p \times Period_t + \beta_1 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

其中， $Inno_{p,t}$ 表示创新绩效， p 代表省份， t 代表年份； $Treat_p$ 代表省份 p 的战略实施，属于长江经济带的省份赋值为1（实验组），否则为0（控制组）； $Period_t$ 是时间虚拟变量，长江经济带战略在2014年9月提出，但考虑到政策时滞，故以2015年作为政策冲击年份， $t \geq 2015$ 时， $Period_t$ 赋值为1，否则为0；交互项 $Treat_p \times Period_t$ 的系数值 β_0 就是双重差分的估计量，代表长江经济带战略实施对创新能力提升的净效应，如果 $\beta_0 > 0$ ，说明长江经济带综合政策对创新效应有显著正向影响。 $X_{p,t}$ 代表不同城市的控制变量； μ_p 表示省份个体固定效应； λ_t 是时间固定效应， ε 是误差扰动项。

为了验证长江经济带战略对不同省份所带来的异质性效应，本文将模型（1）修正如下：

$$Inno_{p,t} = \beta_0 Treat_p \times Province + \beta_1 Period_t + \beta_2 Treat_p \times Province \times Period_t + \beta_3 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

式（2）中， $Province$ 为省份个体虚拟变量，将长江经济带11省市分为上游（重庆、四川、贵州、云南）、中游（安徽、湖北、湖南、江西）和下游（上海、江苏、浙江），当检验上游省份时，将上游省份赋值为1，其余省份赋值为0，以此类推；其中交互项 $Treat_p \times Province \times Period_t$ 的系数估计值就是不同区域省份双重差分的估计量。

（二）变量选取

根据已有文献，衡量某地区的创新产出水平的代表性方法主要有Malmquist生产率指数、TFP全要素生产率、研发投入和专利等。众多学者将研发投入作为衡量一个地理单元科技创新的重要指标，因此，本文用规模以上工业企业研发经费（亿元）占地区生产总值的比重（RDGDP）来衡量研发投入强度，并以此作为被解释变量来描述31个省份的创新水平。

为了验证长江经济带创新绩效增长是经济发展的自然趋势还是战略实施的结果，选用 $Treat_p$ 和 $Period_t$ 的交互项作为核心解释变量，其中 $Treat_p$ 代表省份 p 的战略政策，属于长江经济带的省份赋值为1（实验组），否则为0（控制组）； $Period_t$ 是时间虚拟变量，由于长江经济带战略在2014年提出，通过回归结果对比发现，以2015年为政策冲击时间比2014年的模型拟合效果更好，这也说明了政策从实施到收效存在一定的时滞性，基准回归模型以2015年作为政策冲击年份， $t \geq 2015$ 时， $Period_t$ 赋值为1，否则为0。另外，为了验证长江经济带战略的创新效益存在显著的区域异质性特征，分别将三个区域设置虚拟变量，以对比长江经济带上游、中游和下游省份战略实施以来不同的受益程度。

由于长江经济带创新效益改善并非只受到政策冲击的影响，还有规模经济、人力资本、交通便利度和社会活力等各种外生性因素的干扰，因此本文选取了人力资本（hum_cap）、企业平均规模（scale）、投资强度（far）、外资依存度（fdi）、交通便利度（transport）等来作为控制变量。企业平均规模用规模以上企业利润总额和规模以上工业企业单位数之比衡量；投资强度用固定资产投资占地区生产总值的比重表示；外资依存度用实际利用外资金额占地区生产总值比重表示；每万人中本专科大学生数量来衡量人力资本；每个省份的公路里程与区域面积的比重来衡量交通便利度。

（三）数据说明

本文选取全国 31 个省（自治区、直辖市）为样本，其中长江经济带涵盖的 11 个省市作为实验组，其他省份作为控制组，构建了 2011—2019 年的面板数据，使用的数据来源是 CSMAR 国泰安数据库以及各省各年份的《统计年鉴》和统计公报，部分变量值在回归过程中取对数处理，涉及价格因素的变量均以 2011 年价格为基期进行平减。主要变量描述性统计如表 1 所示。由 Pearson 相关性检验结果可知，除少数变量间的相关性大于 0.4，其余变量之间的相关性均小于 0.4，主要变量之间的相关性较小，初步判定不存在多重共线性问题。通过对主要变量进行方差膨胀因子检验发现，各变量方差膨胀因子均在 2.0 以下，平均 VIF 仅为 1.6，进一步证明了变量选取的科学性和回归结果的稳健性。

三、实证结果分析

（一）平行趋势检验

Bertrand (2004)^{[16] (p249-275)} 指出运用双重差分方法进行检验的最重要的一个前提是实验组和控制组在政策冲击前的变动趋势不存在显著性差异，即存在平行趋势，在政策实施年份之后实验组和控制组的因变量变动趋势呈现显著差异。为了验证使用双重差分模型的合理性，本文首先对实验组和控制组的研发投入强度进行了平行趋势检验。图 1 显示，创新效益平行趋势符合双重差分模型的假定前提，即在 2015 年之前，实验组和控制组变化趋势一致，而 2015 年长江经济带战略提出以后，实验组的创新效应开始显著提升，并与控制组产生较大差异。

（二）基准回归结果

长江经济带战略实施的创新效益基准模型回归结果如表 2 所示，第（1）列是不加入任何控制变量的回归结果，战略政策对区域创新产生显著正向影响。第（2）—（6）列展示了依次加入控制变量后固定效应双重差分模型回归结果，核心解释变量的显著性并未发生明显变化，从而证明了模型的稳健性。无论是否加入控制变量，核心解释变量 `treatperiod` 的系数值都为正且均在 1% 的水平上显著，回归系数一致，说明长江经济带战略的实施确实提高了本地区的技术进步和创新水平。其中，人力资本对区域创新能力提升作用在 5% 水平上显著为负，原因可能是教育投资回报存在一定程度的时滞，每万人中在校大学生数短时间内未实现创新成果的转化。利用外资量对区域创新的影响在 1% 水平上显著为负，说明长江经济带外资利用主要集中在劳动、资源密集型等高投入低产出、效率低的产业上，相反，固定资产投资对创新的作用在 1% 的水平上显著，说明固定资产投资对区域创新的促进作用较稳定。规上工业企业平均规模和交通密度对创新水平具有正外部效应，企业平均规模与区域创新绩效显著正相关，从而验证了规模经济有利于区域创新的经典理论。交通便利度对长江经济带区域创新的影响在 5% 的水平上显著为正，长江经济带综合立体交通廊道建设取得初步成效，但长江黄金水道黄金效益的发挥仍有提升空间。

表 1 主要变量的描述性统计

主要变量	样本数	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
RDGDP	279	0.011	0.006	0.000	0.006	0.009	0.014	0.032
treatperiod	279	0.197	0.399	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
hum_cap	279	19.270	5.390	8.046	16.250	18.810	21.700	38.950

fdi	279	0.375	0.363	0.048	0.140	0.219	0.493	1.735
far	279	0.857	0.292	0.211	0.690	0.871	1.058	1.597
transport	279	15.890	8.336	1.558	10.650	16.540	21.600	36.070
scale	279	0.213	0.129	0.094	0.141	0.186	0.245	0.626
water_gdp	279	2.411	1.753	0.047	1.001	2.164	3.516	9.890
tech_gdp	279	0.468	0.258	0.155	0.288	0.380	0.552	1.286
tech_emp	279	1.562	1.470	0.007	0.494	1.040	2.020	7.086

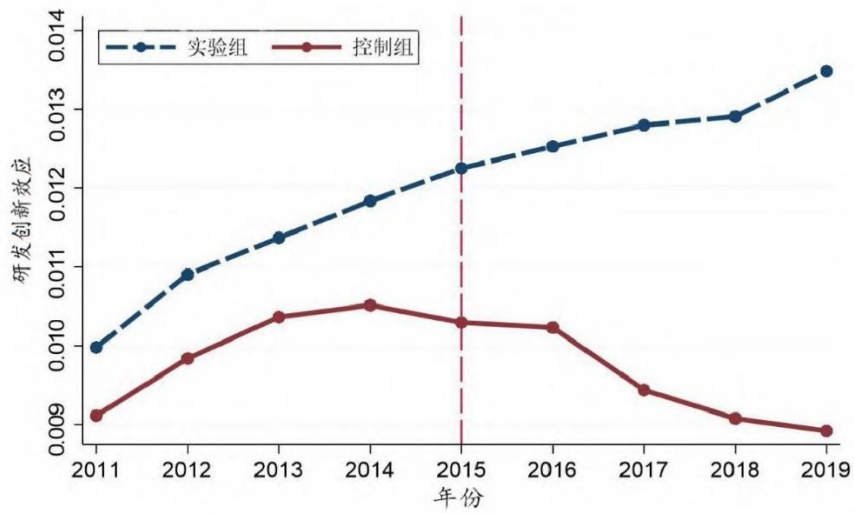


图 1 创新效应平行趋势检验

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RDGDP	RDGDP	RDGDP	RDGDP	RDGDP	RDGDP
treatperiod	0.00214*** (5.39)	0.00214*** (5.38)	0.00184*** (4.72)	0.00164*** (4.28)	0.00143*** (3.71)	0.00101*** (2.63)

hum_cap		-0.00002 (-0.20)	-0.00016 (-1.57)	-0.00019* (-1.96)	-0.00022** (-2.25)	-0.00019** (-1.99)
fdi			-0.00409*** (-4.44)	-0.00365*** (-4.04)	-0.00295*** (-3.18)	-0.00356*** (-3.92)
far				0.00253*** (3.78)	0.00242*** (3.66)	0.00315*** (4.76)
transport					0.00035*** (2.68)	0.00032** (2.50)
scale						0.00440*** (4.25)
_cons	0.00942*** (33.32)	0.00977*** (5.62)	0.01339*** (7.19)	0.01206*** (6.53)	0.00738*** (2.92)	0.00584** (2.37)
N	279	279	279	279	279	279
r2	0.18666	0.18681	0.24929	0.29207	0.31311	0.36242
treat	yes	yes	yes	yes	yes	yes
period	yes	yes	yes	yes	yes	yes

(三) 异质性检验

长江经济带横跨我国东中西三大地带，区域内部梯度差异明显，东部省份江苏 2019 年的地区生产总值是西部贵州的 5.88 倍。那么战略实施对不同省份创新绩效影响的显著性是否有差别呢？为了证明这一问题，对长江经济带上游（重庆、四川、贵州、云南）、中游（安徽、湖北、湖南、江西）和下游（上海、江苏、浙江）三个区域进行双向固定效应模型的对照分析。对比发现，上游和中游省份的核心解释变量系数值为正且在 1%水平上显著，且中游的显著性水平大于上游。原因在于中游省份凭借科教优势和人力资本积累、完备的产业体系和便捷的综合交通网络，得益于长江经济带战略的实施促进了中部地区的创新能力的提升。而下游省份核心解释变量的系数不显著，一个可能的解释是：下游的长三角地区是我国发达的经济区域，经过长期积累已形成紧密的产业协作、市场融合、协同创新的一体化发展区域，长江经济带战略的实施短期内的创新效应并不显著。

(四) 稳健性检验

1. 替换变量检验

在前文的模型中，均以研发投入强度为观察对象来衡量地区的创新水平。为了验证模型合理性，企业研发项目数量一定程度上反映了区域创新能力，本节选择规模以上工业企业研究与发展项目数的对数值（lnRDc）来作为被解释变量，如果回归结果与前文一致，则证明了回归结果的稳健性。（1）（2）列展示了以 lnRDc 作为被解释变量的回归结果，对比分析未加入控制变量和加入控制变量后政策实施对区域创新能力的影响效果，发现核心解释变量 treatperiod 的回归系数均在 1%的水平上显著为正，从而说明了基准模型回归结果的稳健性。

2. 反事实检验

经过前文论证可知，2014 年实施的长江经济带战略显著提升该区域的创新能力，并且验证了长江经济带战略实施对中游地区的影响最为显著。但需要进一步的稳健性检验才能验证结论的可靠性，在本文模型中，政策冲击时间这个虚拟变量发挥着重要作用，若将政策冲击时间提前，长江经济带战略实施对区域创新效益影响变得不显著则说明了结论的可靠性，故本文选用调整样本窗口期方法进行反事实检验。（3）和（4）列分别表示将政策冲击提前至 2012 年和 2013 年，发现战略实施对区域内创新的影响均变得不显著，从而验证了政策冲击时间虚拟变量重要性和结论的可靠性。

四、长江经济带战略对区域创新的作用机制

（一）环境治理规制机制

波特假说认为，适当的环境管制将刺激技术革新，弥补因环境保护产生的遵循成本，从而提高全要素生产率。最优的环境规制拐点是一个动态演进过程，要素禀赋升级是环境规制的创新补偿效应的根本驱动机制。为检验长江经济带战略通过环境规制倒逼企业要素升级来提升区域创新能力，本文构建中介效应模型来检验其内在传导机制：

$$\begin{aligned} \text{Envir}_{p,t} &= \beta_0 \text{Treat}_p \times \text{Period}_{t2016} + \beta_1 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t \\ &+ \varepsilon_{p,t} \quad (3) \\ \text{Inno}_{p,t} &= \beta_2 \text{Treat}_p \times \text{Period}_{t2016} + \beta_3 \text{Envir}_{p,t} + \beta_4 X_{p,t} \\ &+ \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (4) \end{aligned}$$

其中， $\text{Envir}_{p,t}$ 代表 t 年 p 省份的环境规制，工业废水作为城市的主要有害污染排放物，近年来受到政府政策的严格监管和限制，尤其是长江经济带沿岸省份更加重视。因此选用每单位地区生产总值工业废水排放量来衡量地区的环境规制程度，环境规制强度与单位产出工业废水排放量呈负相关关系。2016 年 3 月发改委等部门印发《关于加强长江黄金水道环境污染防控治理的指导意见的通知》，随后长江经济带便将生态文明建设的先行示范带作为首要的战略定位，加大环境治理和生态保护修复力度，因此方程（3）（4）将 2016 年作为生态保护政策冲击年份进行回归，其余符号所表示内容与前文一致。方程（3）主要关注核心解释变量 $\text{Treat}_p \times \text{Period}_t$ 的系数估计值 β_0 的符号及显著性，若 β_0 的符号为负且显著，则说明长江经济带环境规制政策有效降低了工业废水的排放。方程（4）是在基准模型的基础上加入环境规制解释变量，关注的是环境规制强度对创新效应的显著影响，即 β_3 的符号与显著性水平。

通过对方程（3）（4）进行固定效应回归，第（1）（2）列报告了环境规制作为中介变量的检验结果。模型（1）以表现环境规制的单位产出工业废水排放量作为被解释变量，在控制其他可能的影响因素后进行固定效应回归显示，长江经济带战略实施对单位产出工业废水排放量的影响系数在 5%的水平上显著为负，说明长江经济带战略实施确实显著改善了该区域的环境质量。模型（2）在基准模型的基础上加入环境规制变量，回归结果显示，环境规制的回归系数在 1%的水平上显著为负，说明随着环境规

制强度的增加，倒逼企业不得不自发转型升级，更新技术设备、淘汰落后产能，单位产出工业废水排放量减少，并投入更多的人力资本和技术等要素，从而使得区域创新能力提升。

（二）政府科技投入机制

为营造优良的创新环境同时激发创新主体积极性，地方政府会给予部分行业一定的创新投入。长江经济带区域的创新能力通过政府的创新投入机制来提升，为了验证这一假设，构建如下模型：

$$\ln Sub_{p,t} = \beta_0 Treat_p \times Period_t + \beta_1 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$Inno_{p,t} = \beta_2 Treat_p \times Period_t + \beta_3 \ln Sub_{p,t} + \beta_4 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

其中， $\ln Sub_{p,t}$ 表示t年p省份的政府创新投入，用政府一般预算内科学技术支出占地区生产总值的比重表示。方程（5）主要关注核心解释变量 $Treat_p \times Period_t$ 的系数估计值 β_0 的符号及显著性，如果 β_0 符号为正且显著，说明长江经济带战略的实施使得各地政府加大了对科技的财政支持。方程（6）是在基准模型的基础上加入创新投入解释变量，关注的是政府创新投入对创新效应的显著影响，即 β_3 的符号与显著性水平。

通过对方程（5）（6）进行固定效应回归，第（3）（4）列报告了政府科技支出作为中介变量的创新效应结果。模型（3）以政府一般预算内科学技术支出占地区生产总值比重的对数值作为被解释变量，在控制其他可能的影响因素后进行固定效应回归显示，长江经济带战略实施对政府科技支出的影响系数在 5% 的水平上显著为正，说明长江经济带战略通过政府加强科学技术支出来充分发挥创新正外部性。模型（4）在基准模型的基础上加入政府科技支出变量，结果显示，解释变量的回归系数在 1% 的水平上显著为正，证明了长江经济带战略实施通过政府科技支出机制来提升区域创新能力的理论假说。这也表明，地方政府在落实长江经济带战略中强化创新驱动引领，通过政府加大创新投入吸引社会资本投入，进而提升区域创新能力，促进新旧动能转换。

（三）人力资本积累机制

习近平总书记指出，创新驱动本质上是人才驱动。长江经济带战略的创新效应通过高素质人才培养和引进来实现，为了验证这一假设，构建如下模型：

$$\ln Tal_{p,t} = \beta_0 Treat_p \times Period_t + \beta_1 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (7)$$

$$Inno_{p,t} = \beta_2 Treat_p \times Period_t + \beta_3 \ln Tal_{p,t} + \beta_4 X_{p,t} + \mu_p + \lambda_t + \varepsilon_{p,t} \quad (8)$$

其中， $\ln Tal_{p,t}$ 表示t年p省份的人力资本，用规模以上工业企业的研发人员全时当量（人）的对数值表示。方程（7）主要关注核心解释变量 $Treat_p \times Period_t$ 的系数估计值 β_0 的符号及显著性，如果 β_0 符号为正且显著，说明长江经济带战略实施对人才培养引进、人力资本积累都有政策倾斜。方程（8）是在基准模型的基础上加入人力资本解释变量，关注的是研发人员数量对创新效应的显著影响，即 β_3 的符号与显著性水平。

通过对方程（7）（8）进行固定效应回归，第（5）（6）列报告了人力资本作为中介变量的创新效益结果。模型（5）以规上企

业研发人员全时当量作为被解释变量，在控制其他可能的影响因素后进行固定效应回归显示，长江经济带战略实施对人才培养引进的影响系数在 1%的水平上显著为正，说明长江经济带战略通过人力资本投资和吸引高素质人才来充分发挥创新正外部性。模型（6）在基准模型的基础上加入研究与发展人员数量变量，结果显示，解释变量的回归系数在 1%的水平上显著为正，证明了长江经济带战略实施通过人力资本积累机制提升了区域创新能力的理论假说。长江经济带集中了全国近一半的科技创新人才，是创新发展战略实施的重要驱动带和产业转型升级的重要引擎，沿线的四川、重庆、湖北、湖南、安徽、浙江、江苏、上海等省市均有国家自主创新示范区，创新平台集聚创新人才，创新人才支撑新兴产业成长，形成人才与创新的良性互动。

五、结论与启示

（一）国家区域战略的创新效应明显

本文通过实证检验证明，长江经济带发展战略自 2014 年提出以后，区域内的创新水平和创新能力有显著的提升，这将为长江经济带实现绿色发展、高质量发展转型提供强劲动力。对长江经济带上游、中游和下游的区域异质性检验发现，长江经济带战略实施对中游（湖北、湖南、江西、安徽）省份的创新效应最为明显，上游、下游次之。表明区域战略创新效应的发挥有赖于各地产业基础、科教资源，中游地区体现出的边际效应最高、受益最为明显；而区域发展格局受循环累积因果论影响，下游地区凭借积累优势引领全国的创新发展，因此长江经济带战略对下游地区的边际贡献不及中游地区。

（二）严格的环境规制促进区域创新能力提升

区域创新能力的提升既有自身技术进步的内在推动，也有区域竞争或政策倒逼的外生压力。长江经济带过去一个时期呈现生态透支、环境污染负荷加剧的粗放型发展惯性，自 2016 年 1 月，习近平总书记为长江经济带发展确定“共抓大保护、不搞大开发”基调后，沿线地区都将长江流域的生态修复、环境保护摆在首位，这客观上形成了生态修复、环境治理的倒逼机制，促进了沿线地区产业结构的调整和创新动能的培育。例如聚焦长江经济带的城镇污水垃圾污染、化工污染、农业面源污染、船舶污染和尾矿库污染等重点领域采取措施，这都会形成对新技术需求的刺激，通过提高研发投入提升污染治理的效率，通过技术进步促进清洁生产转型。

（三）发挥政府科技支出对创新投入的引导作用

创新投入对创新能力的提升至关重要，研发经费投入强度一直是衡量创新水平的重要指标。长江经济带在推进绿色发展转型过程中，沿线省市通过加大研发经费投入、构建区域创新体系、提高科研成果转化效率来服务地方产业基础高级化和产业链现代化，尤其是长江流域水生态修复、水环境治理具有公共物品属性，更是依赖于政府的科技创新支出来破解投入不足的难题。沿线区域得益于长江经济带国家战略实施和专项规划的项目扶持，政府科技支出更多投向重大科技创新平台建设、基础研究和应用基础研究领域，攻克关键共性技术难题，促进了区域创新能力的提升。并且，上海、江苏、浙江、湖北等省市遵循科技创新的发展规律，发挥财政资金、社会资本、金融资本不同主体的优势，政府科技支出灵活采取资助与补助并行、政府投入与社会资本联动等多种形式，更多面向区域创新体系建设、公共科技服务等方面，形成多元化科技投入体系提高科技创新水平。

（四）强化人才集聚对创新驱动的支撑作用

长江经济带在推进创新驱动发展、绿色发展转型过程中，战略性新兴产业和生态环保产业的成长壮大客观上对人才形成需求刺激，同时长江经济带区域内的上海、南京、杭州、武汉、重庆、成都等城市作为人才高地，依托于既有的产业基础、科研院所、创新平台已形成一定的人才集聚，能够为创新驱动发展提供人才供给，形成人才需求与供给的良性互动。特别是长江经济带战略的实施，各地均把吸引高端人才作为支撑创新驱动的重要举措，面向海内外吸引高端科技创新人才，竞相拿出优厚待遇吸引人才落户，成立新型研发机构提高人才资源的配置效益和科研成果的转化效率，依托产业联盟实现人才、技术、设备等创新要素

的整合与共享，这都有力助推了长江经济带创新驱动发展。

参考文献:

- [1]张成, 陆旸, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, (02).
- [2]郑新业, 王晗, 等. “省直管县”能促进经济增长吗? ——双重差分方法[J]. 管理世界, 2011, (08).
- [3]刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗? ——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界, 2015, (08).
- [4]曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. 中国工业经济, 2020, (07).
- [5]陈劲, 梁靓, 等. 开放式创新背景下产业集聚与创新绩效关系研究——以中国高技术产业为例[J]. 科学学研究, 2013, (04).
- [6]余明桂, 范蕊, 等. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016, (12).
- [7]李雪松, 张雨迪, 等. 区域一体化促进了经济增长效率吗? ——基于长江经济带的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, (01).
- [8]王郁蓉, 师萍. 创新环境对创新力和创新绩效的作用机制与对策研究[J]. 科学管理研究, 2015, (05).
- [9]孙伍琴, 王培. 中国金融发展促进技术创新研究[J]. 管理世界, 2013, (06).
- [10]白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, (07).
- [11]郑洁, 刘舫, 等. 环境规制与高质量创新发展: 新结构波特假说的理论探讨[J]. 经济问题探索, 2020, (12).
- [12]王春杨, 兰宗敏, 等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济, 2020, (12).
- [13]熊捷, 孙道银. 企业社会资本、技术知识获取与产品创新绩效关系研究[J]. 管理评论, 2017, (05).
- [14]张中元, 赵国庆. FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (04).
- [15]张建清, 白洁, 等. 产城融合对国家高新区创新绩效的影响——来自长江经济带的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2017, (05).
- [16]Bertrand M, Duflo E, et al. How much should we trust differences-in-differences estimates?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1).