

创新试点政策对经济增长的影响研究

石奇,杨振兵,陆敏苇

(南京财经大学 经济学院,江苏 南京 210023)

摘要:将2008年出台的创新型城市试点政策作为一项外生的准自然实验,采用双重差分模型,考察创新试点城市政策对经济增长的影响效果。进一步地,采用异质性随机前沿分析方法,测算城市层面的全要素生产率,基于要素投入规模效应与生产率效应两个维度,就创新试点政策对城市经济增长的影响机制进行讨论。研究结果显示,创新型试点城市政策显著加速了地区经济增长,这一结论在经过多项稳健性分析后被证实是可靠的;创新型试点城市技术投资挤占生产性投资,导致投资数量下降,从而对经济增长产生消极影响,但是由于政策引致的技术创新却显著提升了全要素生产率水平。综合来看,创新型试点城市的生产率效应远大于投资挤出效应,因而总体上对经济增长表现出正的影响效果。

关键词:创新型试点城市政策;双重差分法;倾向得分匹配;异质性随机前沿分析

中图分类号:F207 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2023)03-0012-10

一、引言与文献综述

在中央政府的各种创新政策中,区域性创新政策具有较强的代表性。这类特殊的创新支持政策通常在代表性地区实施,如创新型试点城市政策。自2008年起,国家发展和改革委员会相继批准将深圳等多个城市列为创新型城市试点,科学技术部于2010年发布《关于进一步推进创新型城市试点工作的指导意见》,对创新型城市工作任务以及组织实施方案进行详细说明。2010年,国家发展和改革委员会决定在推进深圳市创建国家创新型城市试点工作的基础上,扩大试点范围,加快实现创新驱动发展,继续指导和推进包括大连、青岛、厦门、沈阳、西安、广州、成都、南京、杭州、济南、合肥、郑州、长沙、苏州、无锡、烟台在内的16个城市为国家创新型城市试点。2011—2013年间,连云港、镇江、秦皇岛、郑州、南通、乌鲁木齐、宜昌等大批城市也被纳入国家创新型城市建设。在创新型试点城市推进建设的同时,考核评价机制也逐步建立起来。2010年4月,科学技术部发布了《关于进一步推进创新型城市试点工作的指导意见》和《创新型城市建设监测评价指标(试行)》,以加快推进自主创新、着力促进经济发展方式转变,充分发挥城市在建设创新型国家进程中的重要作用,加强对创新型城市试点工作的推动和指导。2016年,科学技术部与国家发展和改革委员会又发布了《关于印发建设创新型城市工作指引的通知》,还附有《建设创新型城市指标体系》,从创新要素集聚能力、综合实力和产业竞

收稿日期:2022-10-13;**修回日期:**2023-01-09

基金项目:国家社会科学基金重大项目“创新引领发展的机制与对策研究”(18ZDA102);国家自然科学基金面上项目“双循环背景下异质性低碳指标优化与低碳技术创新激励政策的协调机制研究”(72173059);江苏省紫金文化人才培养工程(社科优青);国家社会科学基金哲学社会科学领军人才项目“发展主动权导向的创新发展路径研究”(22VRC007)

作者简介:石奇(1966—),男,河南驻马店人,经济学博士,南京财经大学经济学院教授,研究方向为产业经济学;杨振兵(1986—),男,山东潍坊人,通讯作者,经济学博士,南京财经大学经济学院副教授,研究方向为环境经济学;陆敏苇(1997—),女,江苏张家港人,南京财经大学经济学院硕士研究生,研究方向为资源与环境经济学。

争力等五个方面,采用科技进步贡献率、全员劳动生产率等 25 个指标进行效果监测,除此之外,还增加了特色指标,根据东中西部地区及东北地区发展实际和特色优势,让各城市自行提出其他指标。这一区域性创新政策对于经济增长的实际影响仍然有待准确评估。

中国创新发展过程中创新政策、创新活动、经济增长绩效之间的关联性需要进行更加全面和深入的研讨。现有研究普遍认为,来自政府的创新支持政策对于整体创新成果具有一定的激励作用。Bye *et al.*^[1]、Zhang and Guan^[2] 等研究均证实了创新政策对经济绩效的促进效应。Chen *et al.*^[3]、Li^[4]、Neves *et al.*^[5] 等研究则证实了创新政策对技术进步的积极影响,因而对经济增长也产生积极影响。盛明泉等^[6]、郭金花等^[7] 更是直接讨论了创新对生产率的影响效果。

关于中国的创新情况,苏治和徐淑丹^[8] 指出,科技创新是推动中国技术进步有效性的真实驱动力。关于创新活动引领经济发展的机制,研究表明,企业的创新活动有利于增加资本积累存量^[9]、提升人力资本水平^[10] 以及提高成果转化率^[11] 等。张杰等^[12] 发现,发明专利与人均真实 GDP 之间呈现倒“U”型的关系,在排除专利资助政策这一因素后,发明专利对经济增长具有显著的正向影响。Chen *et al.*^[3] 研究发现,政府的创新支持政策对中国专利的增长起到了重要的作用,并且研发投资税收减免直接促进了全要素生产率的提升。尽管如此,也有研究指出,政府的创新支持政策可能收效甚微。张杰和郑文平^[13] 指出,当前政府的专利资助政策造成企业申请专利的动机扭曲,低质量专利的密集申请不利于经济增长。

上述研究虽然论证了创新的经济效应,但是没有论及创新资源挤占生产性资源的问题,忽略了创新过程中带来的成本效应以及不同部门间(研发部门与生产性部门)的资源分布问题。然而,当一定的创新资源挤占生产性资源时,短期内会对经济增长产生负面影响。如果政府的创新支持政策导致大量生产性资本向研发部门转移,由于创新效果发挥的滞后性,很可能无法对经济增长产生迅速而有效的推动作用。因此,技术创新推动经济增长是如何实现的,这一短期负面影响的时滞周期会有多长等,这些是有待于进一步澄清的问题。与上述研究不同,本文旨在从要素投入规模效应和生产率效应两个视角,更加有效地捕捉创新支持政策作用于经济增长的内涵,这主要体现在以下几个方面:第一,从要素投入规模效应和生产率效应两个视角,梳理了创新政策对经济增长的影响机制;第二,为了克服一般实证模型中可能存在的内生性问题,将 2008 年起中央政府陆续设定的创新型试点城市政策视为一项外生的准自然实验,建立双重差分模型,考察中央政府的创新支持政策对区域经济增长的实际影响效果;第三,对双重差分模型的估计结果进行了一系列的稳健性检验,主要包含通过删除区县试点的对照组样本构造安慰剂检验、通过倾向得分匹配结合双重差分法克服自选择偏差,以及通过提前政策出台时间构造反事实并进行边际及滞后影响分析;第四,通过嵌入超越对数生产函数的异质性随机前沿分析模型,测算中国大陆各个城市的全要素生产率增长率;第五,通过双重差分模型,检验创新型城市试点政策对各城市经济增长的要素投入规模效应和生产率效应。

总体而言,本文的边际贡献主要体现在以下两点:第一,拓展了政府创新支持政策(尤其是创新型试点政策)实际影响效果的研究。现有文献主要研究创新型试点政策对创业活跃度^[14]、创新质量^[15]、绿色发展^[16] 的实际影响,但是对于经济增长的影响效果仍然未知。因此,本研究有效补充了创新政策实际影响的相关研究。第二,丰富了经济增长影响因素的相关文献。尽管现有研究从资本积累^[17]、内生技术变革^[18]、区域发展制度^[19] 等视角已经对经济增长的因素进行分析,但是以中国为案例,就创新制度对经济增长的影响仍未得到深入探究。因此,本文可以丰富经济增长影响因素的相关研究。

二、理论分析

经济增长的原因可分为两大类:规模效应和技术效应^[19]。规模效应主要体现在要素使用效率不变时投入要素规模的变化,而技术效应是指投入要素规模不变时要素使用效率的变化。

(一) 要素投入的规模效应

传统的经济增长理论告诉我们,投资的积累形成资本,资本是实现经济增长的重要动力^[20]。随

后的研究讨论了投资与经济增长之间的关系。Cornwall^[21]通过理论模型,证明了投资需求对经济增长的重要性。Eberly and Wang^[22]提出,投资发生在生产力水平不同的部门之间,导致资本再分配,最终影响增长率。此外,资本深化的过程可能导致不同地区之间经济发展不平衡。而资本形成与固定资产投资密不可分^[23]。

然而,对于中国的经济发展来说,投资仍然是主要的驱动因素。Song *et al.*^[20]通过经验分析,揭示了中国企业通过内部储蓄和投资实现产出增长的独特经济增长模式。Holz^[24]提出,作为一个发展中国家,中国增加对互联网产业的投资,可以实现更高的经济增长率。以2008年全球金融危机后中国政府制定的经济刺激计划为例,Deng *et al.*^[25]发现政府干预导致工业企业投资增加。因此,本文提出假说1。

假说1:创新支持政策会影响生产性资本投入并进一步影响其增长速度。

(二) 技术效应

生产力是决定产出增长率的另一个因素。Brandt *et al.*^[26]发现,全要素生产率(TFP)的提高在促进经济增长方面起着至关重要的作用。因此,当经济政策出台时,必然会影响生产要素的配置和生产力。Eslava *et al.*^[27]研究发现,公共政策对生产率产生影响。哥伦比亚的改革政策促进了低生产率和高生产率部门之间的资源再分配,最终提高了整体生产率。Brummer^[28]证实,政策改革是提高生产力的重要驱动力,并帮助中国实现了农业自给自足的目标,特别是在粮食供给方面。Driffield *et al.*^[29]发现,欧洲促进竞争的政策措施使国有企业能够提高生产力和企业收益回报率。因此,本文提出假说2。

假说2:创新支持政策通过影响全要素生产率影响经济增长。

就中国经济增长而言,投资和生产力是经济增长的主要动力^[20]。一方面,中国的投资受到政府政策的极大影响^[25,30]。以创新为导向的政策出台将不可避免地会对投资(生产投资与研发投资)和分配产生重要影响;另一方面,政策对投资的影响必然会通过资源的重新分配和替代或互补关系对其他生产要素产生影响,从而影响生产力。因此,创新政策也主要通过这两种机制影响区域经济增长。因此,本文提出假说3。

假说3:创新支持政策对地区经济增长的影响取决于对全要素生产率以及生产资本的共同影响。

三、实证设计

(一) 双重差分模型设定

截至2013年,中国已有57个城市或者县级单位被列为创新型试点城市^①。因此,创新型试点城市可以作为双重差分模型(DID)中的处理组,而非创新型试点城市则可以被列为对照组。基本的DID模型设定如下:

$$pgdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 innova_i \times policy_t + \alpha_n CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $pgdp$ 表示可比价的人均GDP,已经采用GDP指数平减至2005年可比价; i 与 t 分别表示城市与时间变量; $innova$ 表示一个二元虚拟变量,创新型城市设置为1,非创新型城市设置为0; $policy$ 也表示一个二元虚拟变量,一个城市被设定为创新型城市后其值为1,否则为0; CV 是一个可能对人均GDP产生影响的控制变量集合, f_i 与 f_t 分别表示城市与时间固定效应,这样可保证 α_1 的估计结果并准确捕捉创新型城市试点政策对人均GDP的实际影响。

(二) 变量计算

本文选择了技术支出比重、对外开放程度、第三产业比重、第二产业比重、人力资本水平、教育支出比重、金融发展程度、地方政府环境规制以及省会虚拟变量等作为本文的控制变量并加入方程,以排除这些因素对人均GDP的影响。各个控制变量的计算方法报告于表1。

(三) 数据来源

本文选用《中国城市统计年鉴》提供的地级市以及四个直辖市的数据。西藏自治区中所有城市的

^①由于篇幅所限,创新型试点城市并未详细报告,备索。

相关数据不连贯,因此没有被纳入讨论范畴。充分考虑各变量的数据完整性,本文 DID 模型的研究样本包括 285 个城市,涵盖 2005—2017 年的区间。在影响机制部分我们通过 2004—2017 年各城市的投入产出数据,以异质性随机前沿分析(HSFA)模型估算全要素生产率数据。这一 HSFA 模型的产出是以每个城市的可比价 GDP 度量,在估计过程中取自

自然对数值处理。该模型内嵌的超越对数生产函数方程中要素投入包括资本和劳动力。对于资本而言,本文采用永续盘存法计算各城市的资本存量。劳动力投入是用城市层面的各报告期劳动力数量来衡量的。

四、结果讨论

本文将 DID 模型的估计结果报告于表 2。为了观察核心变量的稳健性程度,我们在模型(1)至模型(4)的估计结果中逐渐加入 DID 估计量、控制变量、时间与城市固定效应。本文重点关注模型(4)的估计结果,因为在该模型中包含了所有变量以及城市和年份固定效应。通过估计结果可以看出, $innova \times policy$ 的系数始终显著为正,意味着中国的创新型试点政策显著提升了地区人均 GDP 水平,促进了经济快速增长。具体而言,创新型试点政策引致地区人均 GDP 年均提升 4.71%。这一估计结果充分验证了中国创新激励政策的地区增长效应。尽管古典、新古典以及内生增长理论均认为技术进步是实现经济增长的动力源泉,本文则在地级市层面上为这一理论提供了经验证据。中国政府历来重视创新,通过推出各种创新激励政策,鼓励开展研发活动,并且出台了详细的配套政策,对创新型企业进行扶持,本文在宏观视角下对这一系列创新支持政策的积极效果进行了验证。吴延兵和米增渝^[31]在微观层面上的研究发现,企业在政策鼓励下大力开展创新活动,在相同的要素投入规模下实现了产出的增长,这表现为地区经济增长速度更快。但是,创新型城市试点政策通过何种渠道引致了地区经济增长,后文的影响机制将会提供更为详细的讨论。一方面,上述结论有利于以中国经济发展的现实案例捕捉区域性创新政策对经济增长的实际贡献,从而丰富和补充了经济增长的决定因素理论;另一方面,本研究更为重要的贡献体现于,从因果识别的视角分析了区域性创新试点政策的实际影响效果。

表 2 同样报告了各个控制变量的估计结果。在所有的控制变量中,来自地方财政的技术资金比重、第三产业比重、第二产业比重、人力资本水平、城市的政治地位显著有助于经济增长,这些估计结果符合发展经济学的基本原理。但是外资比重、地方政府环境规制强度对经济增长的影响并不明显。就前者而言,尽管外资企业进入中国带来先进的生产技术^[32],但对民族资本的发展产生挤出效应^[33],从而对经济增长的影响效果不明显。同时,地方政府环境规制一方面给企业的生产和经营活动造成了一定的成本,另一方面又倒逼企业优化生产投入并提升生产率,即波特假说^[34],这“一正一负”两种影响效果相互抵消,因此地方政府环境规制力度的提高对经济增长的影响并不明显。

相反,在所有控制变量中,教育支出所占比重与金融发展水平显著抑制了经济增长。就前者而言,财政支出中教育资金会挤占生产性资本,并不利于产出水平的提升,所以教育资金比重的提升会降低经济增长速度。需要说明的是,受限于数据可得性,本文的研究样本时间太短,教育资金支出将会在更长时间范围内通过改善人力资本水平对经济增长产生长远影响。本文还发现,以贷款为代表的金融扩张并不会对实体经济增长产生积极作用,甚至可能产生消极影响。这可能是因为金融部门的发展导致虚拟经济和金融泡沫,并没有对实体经济产生良性的推动作用,这也意味着当前经济“脱虚向实”势在必行。

表 1 控制变量的计算

变量	符号	计算方式
技术支出比重	<i>tecfin</i>	地方政府的财政支出中技术支出所占的比重
对外开放程度	<i>fdis</i>	以人民币计算的实际利用外资额与地区生产总值的比值
第三产业比重	<i>thirp</i>	第三产业产值在地区生产总值中所占份额
第二产业比重	<i>secop</i>	第二产业产值在地区生产总值中所占份额
人力资本水平	<i>human</i>	高等学校人数、中学在校生数与小学在校生数
教育支出比重	<i>edufin</i>	地方政府的财政支出中教育经费支出所占的比重
金融发展程度	<i>finance</i>	各地金融机构贷款余额与地方生产总值之比
地方环境规制	<i>proers</i>	各地环境保护基础设施投资与地区生产总值的比值
政治地位	<i>capital</i>	设置二元变量,省会城市设定为 1,其余设定为 0

五、稳健性检验

(一) 区县入选创新型试点城市问题
对于控制组中包含以区县入选创新型试点城市的问题, 本文的做法是将这些城市从对照组中进行删除, 并重新采用 DID 方法进行创新型城市试点政策效果的评估。表 3 中的模型(5)报告了基本的估计结果, 可以发现 $innova \times policy$ 的估计结果依然显著为正, 意味着创新型试点政策有利于经济增长这一结论是稳健可靠的。另外, 模型(5)中控制变量与模型(4)的系数结果在符号与显著性方面没有太大差别, 证明控制变量的估计结果比较稳健, 后文将不再进行讨论。

(二) 自选择问题

在 DID 模型构建过程中, 我们假设中央政府出台的创新型试点政策是一项外生的自然实验。然而, 从严格意义上讲, 中央政府可能基于地方经济发展实力雄厚进而选择其作为创新型试点城市, 这一“自选择效应”会导致严重的估计偏差, 对本文估计结果的准确性造成干扰。因此, 为了克服自选择效应, 本文采用倾向得分匹配(PSM)结合 DID 方法来进行检验。

PSM-DID 方法包含四个步骤。首先, PSM 框架下, 以本文的控制变量作为协变量, 然后采用 Logit 方法估计每个城市被选中为创新型试点城市的概率, 如下式所示:

$$P(innova = 1) = \Theta(CV_i) \quad (2)$$

其次, 按照概率相似进行评分, 并按照设定的比例(本文尝试 1:1、1:2、1:3 三种不同的匹配比例), 重新选择得分相近的城市, 形成新的对照组与创新型试点城市进行匹配。在匹配过程中, 我们采用最邻近匹配原则并且有放回的方式实现处理组的匹配。再次, 对样本的匹配形状进行优劣检验。最后, 再次运用 DID 模型原理考察创新型试点政策对地区经济增长的影响效果。本文 PSM-DID 模型的估计结果报告于表 3 的模型(6)至模型(8)^①。可以发现, 本文模型(6)中采用 1:1 匹配比例, 因此, 处理组与对照组的数量是相等的; 而在模型(7)与模型(8)中, 对照组中城市的数量分别是处理组中创新型试点城市数量的 2 倍和 3 倍。模型(6)至模型(8)中 $innova \times policy$ 的系数均显著为正, 意味着创新型城市试点政策显著促进地区经济增长这一结论是稳健的。另外, 对比模型(4)中 $innova \times policy$ 的系数估计结果后发现, 当通过 PSM-DID 方法降低自选择偏差之后, 创新型城市试点政策对地区经济增长的积极作用有所下降, 这意味着如果不控制自选择偏差, 传统的 DID 模型会高估创新型城市试点政策的影响效果。

表 2 基本估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	<i>pgdp</i>	<i>pgdp</i>	<i>pgdp</i>	<i>pgdp</i>
<i>innova</i> × <i>policy</i>	1.107 0*** (0.040 7)	0.345*** (0.027 6)	0.232*** (0.026 0)	0.047 1*** (0.010 3)
<i>tecfi</i>		15.910 0*** (0.589)	13.190 0*** (0.571)	0.969 0*** (0.228)
<i>fdis</i>		-0.037 5 (0.293)	1.105*** (0.277)	-0.095 3 (0.098 8)
<i>thirp</i>		0.049 1*** (0.001 26)	0.044 7*** (0.001 33)	0.006 16*** (0.000 817)
<i>secop</i>		0.050 3*** (0.000 9)	0.047 8*** (0.000 9)	0.016 6*** (0.000 7)
<i>human</i>		0.077 8*** (0.017 3)	0.187 0*** (0.016 8)	0.048 0*** (0.010 7)
<i>edufi</i>		-2.852 0*** (0.158 0)	-2.824 0*** (0.149 0)	-0.287 0*** (0.071 8)
<i>finance</i>		-0.061 3*** (0.017 9)	-0.112 0*** (0.017 7)	-0.087 1*** (0.007 2)
<i>proers</i>		-0.134 0 (0.381 0)	-1.386 0*** (0.365 0)	-0.059 8 (0.107 0)
<i>capital</i>		-0.045 5 (0.031 8)	0.018 0 (0.030 4)	0.325 0*** (0.051 2)
<i>constant</i>	9.856 0*** (0.012 0)	5.881 0*** (0.088 6)	5.830 0*** (0.087 7)	9.7910*** (0.076 5)
年份固定效应	No	No	Yes	Yes
城市固定效应	No	No	No	Yes
N	3 705	3 705	3 705	3 705
R ²	0.167 0	0.710 0	0.753 0	0.983 0

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

①样本平衡性检验结果均良好,但限于篇幅,该结果并未报告,备索。

(三) 共同趋势检验

作为 DID 模型成立的前提条件,共同趋势假定要求处理组和对照组在政策出台前需要具备相同的演化趋势。因此,我们将政策时间提前 1 年或者 2 年,然后观察创新型城市试点政策对地区经济增长的影响效果。由于创新型城市试点政策已经在相应的年份出台,我们只是人为地将时空逆转,去观察创新支持政策提前支持这些试点城市的发展情景,因此,这可以称之为“反事实分析”。具体的估计模型如式(3)所示:

$$pgdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 innova_i \times policy_t^{-z} + \alpha_n CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

上式与基本 DID 模型的差别在于“-z”的设置。“-z”表示将政策时间提前 z 年处理。本文将上述反事实分析估计结果报告于表 4 的模型(9)与模型(10)。其中,模型(9)是将政策出台时间提前 1 年的反事实分析结果,而模型(10)是将政策出台时间提前 2 年的反事实分析结果。结果显示,模型(9)和模型(10)中核心解释变量的系数均是不显著的。这说明,如果将政策出台时间提前 1 年或者 2 年,创新型城市试点政策并不会对经济增长产生任何影响。这也间接证明是创新型城市试点政策导致了地区经济增长,本文模型(4)中的结论是可靠的。

考虑到创新试点政策中各个试点城市入选的时间不同,本文采用多阶段 DID 形式考察政策效果,因此,参考现有研究的做法,采用事件分析法更好地检验平行假定趋势。这一方法考察了政策实施后的逐年效应,具体待估方程设定如下:

$$pgdp_{it} = \alpha_0 + \beta_1 D_{it}^{-3} + l\beta_8 D_{it}^4 + \alpha_n CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, D_{it}^{-j} 表示政策出台前第 j 年的时点效应,即在一个城市被选中为

表 3 稳健性检验

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
	—	1:1	1:2	1:3
<i>innova</i> × <i>policy</i>	0.048 5*** (0.010 4)	0.037 4** (0.017 3)	0.038 3*** (0.013 9)	0.035 9*** (0.013 3)
<i>tecfin</i>	0.989 0*** (0.230 0)	1.457 0*** (0.492 0)	1.431 0*** (0.398 0)	1.291 0*** (0.338 0)
<i>fdis</i>	-0.112 0 (0.099 2)	-0.309 0 (0.310 0)	-0.233 0 (0.246 0)	-0.061 8 (0.231 0)
<i>thirp</i>	0.006 3*** (0.000 8)	0.014 9*** (0.003 1)	0.012 9*** (0.002 3)	0.011 9*** (0.002 1)
<i>secop</i>	0.016 7*** (0.000 7)	0.023 1*** (0.002 9)	0.021 2*** (0.002 2)	0.021 7*** (0.001 9)
<i>human</i>	0.046 5*** (0.010 7)	0.048 8 (0.033 2)	0.031 7 (0.020 4)	0.056 4*** (0.017 7)
<i>edufin</i>	-0.291 0*** (0.071 8)	-0.794 0*** (0.217 0)	-0.791 0*** (0.176 0)	-0.754 0*** (0.157 0)
<i>finance</i>	-0.088 7*** (0.007 3)	-0.069 7*** (0.019 2)	-0.046 6*** (0.011 4)	-0.055 1*** (0.010 8)
<i>proers</i>	-0.050 5 (0.107 0)	0.286 0 (0.437 0)	-0.243 0 (0.222 0)	-0.178 0 (0.226 0)
<i>capital</i>	-1.079 0*** (0.043 3)	1.955 0*** (0.142 0)	1.946 0*** (0.127 0)	0.669 0*** (0.127 0)
<i>constant</i>	9.786 0*** (0.076 8)	7.429 0*** (0.280 0)	7.587 0*** (0.217 0)	8.878 0*** (0.225 0)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 653	696	1 016	1 244
R ²	0.982 0	0.982 0	0.982 0	0.981 0

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

表 4 反事实检验结果

变量	模型(9)		模型(10)	
	<i>pgdp</i>		<i>pgdp</i>	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>innova</i> × <i>policy</i> ⁻¹	-0.011 6 (0.020 4)	-0.57		
<i>innova</i> × <i>policy</i> ⁻²			0.028 1 (0.022 7)	1.24
控制变量	Yes		Yes	
年份固定效应	Yes		Yes	
城市固定效应	Yes		Yes	
N	3 705		3 705	
R ²	0.936 9		0.927 4	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

试点城市前的第 j 年时, 该变量的值为 1, 其他城市则为 0; 类似地, D_{ij} 表示政策出台后第 j 年的时点效应, 一个城市被选中为试点城市后的第 j 年, 其值为 1, 其他城市该变量赋值则为 0; 当然, $j = 0$ 表示各试点城市入选年份值为 1, 其他城市赋值为 0。

从表 5 的估计结果可以看出, 对于各试点城市而言, 政策出台之前的年份, 各个哑变量的估计结果均不显著, 这意味着反事实的影响效果均不明显。这进一步证明 DID 模型的平行趋势基本假设是成立的。这再一次证明本文研究结论的可靠性。

通过表 5 的边际效应估计结果还可以观察由政策导致滞后效应的演化趋势。例如, D^0 的估计结果是不显著的, 这表明政策实施当年并未对经济增长产生有效的促进作用。但是 D^1 、 D^2 和 D^4 估计结果显著为正, 这意味着尽管该政策对经济增长产生了明显的积极影响, 但是存在一年的时滞周期。从政策影响效果的大小来看, 在政策出台后的 4 年中, 大致经历了一个“V”型的变化趋势, 而且在样本区间末年, 政策效果达到最大。这充分说明, 政府鼓励下的国家创新行为, 尽管在短期内效果并不明显, 但是从长远来看, 却会对经济增长产生持续性的有利影响。

六、机制分析

基于前文中理论模型的研究结论, 即政府的创新支持政策基于要素投入规模效应和生产率效应分别影响地区经济增长。一方面, 创新支持政策对要素投入规模产生影响, 此时不考虑相同要素利用效率的情况; 另一方面, 创新支持政策对要素利用效率的影响, 此时不考虑要素投入规模的变化。于是, 本文估计方程如下所示:

$$invest_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 innova_{it} \times policy_t + \alpha_{it} CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 innova_{it} \times policy_t + \alpha_{it} CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $invest$ 表示地区的可比价投资, 用来表示要素投入规模效应。我们之所以采用该值来代理要素投入规模效应, 是考虑到投资是一个地区形成资本投入的核心因素, 现有研究也就投资在中国经济增长中的重要作用提供了深入的论证^[20]。本文采用城市层面上的固定资产投资衡量生产性投资, tfp 表示全要素生产率, 用来表示生产率效应。本文采用 HSFA 模型测算 tfp , HSFA 模型的函数形式如下所示:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 t + \frac{1}{2} \beta_2 t^2 + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln L_{it} + \beta_5 t \times \ln K_{it} + \beta_6 t \times \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_7 \ln K_{it} \times \ln L_{it} \\ & + \frac{1}{2} \beta_8 (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_9 (\ln L_{it})^2 + \sigma_i + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, Y 、 K 和 L 分别代表地区总产值、资本和劳动投入, u 和 v 分别代表非负的技术效率损失项和随机噪声项。而与传统的随机前沿模型不一致的是, 本文增加了异质性的考察, σ_i 捕捉了地区间的生产异质性。通过极大似然法对上述模型进行估计, 可以直接得到各个地区的生产技术效率。进一步可以计算全要素生产率增长率, 具体如下所示:

表 5 事实分析法估计结果

变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
D^{-3}	0.004 8 (0.018 0)	0.27	$fdis$	-0.133 0 (0.098 6)	-1.35
D^{-2}	0.008 2 (0.018 0)	0.46	$thirp$	0.005 9*** (0.000 8)	7.15
D^{-1}	0.012 4 (0.018 0)	0.69	$secop$	0.016 3*** (0.000 7)	23.92
D^0	0.023 8 (0.018 0)	1.32	$human$	0.054 1*** (0.010 7)	5.07
D^1	0.034 0* (0.018 0)	1.89	$edufin$	-0.265 1*** (0.072 0)	-3.68
D^2	0.022 7 (0.018 0)	1.26	$finance$	-0.085 3*** (0.007 2)	-11.83
D^3	0.033 2* (0.018 0)	1.85	$proers$	-0.062 3 (0.107 1)	-0.58
D^4	0.040 4** (0.0179)	2.26	$capital$	0.320 8*** (0.0513)	6.25
$tecfin$	1.0665*** (0.2270)	4.7	$Constant$	9.802 9*** (0.076 7)	127.74
城市固定效应	Yes		年份固定效应	Yes	
N	3 705		R ²	0.981 0	

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为标准误。

$$tfp_{it} = tc_{it} + tec_{it} + se_{it} \tag{8}$$

其中, tc 表示技术进步效应, tec 表示生产技术效率的变化率, se 表示规模效应。各个组成部分的详细计算方法报告如下:

$$tec_{it} = \frac{\partial \{ Y_{it} / E[f(X_{it}, \beta) | u_{it} = 0] \}}{\partial t} \tag{9}$$

$$tc_{it} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, \beta)}{\partial t} = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_6 \ln L_{it} \tag{10}$$

$$se_{it} = (RTS_{jit} - 1) \sum_j \lambda_{jit} x_{jit} \tag{11}$$

在上述方程组中, X 表示一个要素投入结合, 在本文中包含资本和劳动两种投入要素; 式(9) 与式(10) 中的 β 表示待估参数的系数向量, $RTS_{it} = \sum \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln j} \cdot x_{jit}$ 表示要素投入随时间的变化率, $\lambda_{jit} = \left(\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln j} \right) / RTS_{it}$, 表示各个要素 j 相对于规模经济的产出弹性。

本文将生产率效应与要素投入规模效应的考察结果报告于表 6 中的模型(11)和模型(12)。估计结果显示, 模型(11)中 $innova \times policy$ 的系数显著为正, 这意味着创新型城市试点政策显著提升了全要素生产率, 验证了本文的假说 2。模型(12)中 $innova \times policy$ 的系数显著为负, 但却显著降低了可比价投资数量, 这验证了本文的假说 1。根据前文的考察结果, 创新型城市试点政策对于全要素生产率的提升作用要远大于对可比价投资的削减效应, 从而最终导致更高的地区经济增长。上述结论验证了本文的假说 3, 即创新政策对经济增长速度的影响同时取决于生产率效应和要素投入规模效应。因此, 创新政策对于经济增长的影响主要是通过改善生产率实现的, 换句话说, 生产率才是决定一个国家经济增长水平的核心变量^[17-18]。

表 6 影响机制检验结果

变量	模型(11)		模型(12)	
	<i>tfp</i>		<i>invest</i>	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>innova</i> × <i>policy</i>	0.009 4 *	1.75	-0.087 2 ***	-3.72
	(0.005 3)		(0.023 4)	
控制变量	Yes		Yes	
年份固定效应	Yes		Yes	
城市固定效应	Yes		Yes	
N	3 705		3 705	
R ²	0.291 0		0.545 0	

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著, 括号内为标准误。

七、总结性评论

本文考察了政府的创新试点政策引致地区经济增长的效果, 得到两点结论: (1) 中国的创新型试点政策显著提升了地区人均 GDP 水平。具体来看, 中央政府的创新型城市试点政策带来人均 GDP 年均提升 4.71%。本文对这一估计结果进行了系列的稳健性检验, 包含通过删除控制组中区县试点的样本进行安慰剂检验、通过不同比例的倾向得分匹配并结合双重差分法模型降低自选择偏差, 以及通过提前 1 至 2 年的政策出台时间构建反事实分析, 本文的研究结论依然保持不变。(2) 在本文考察的样本区间内, 创新型试点政策对试点城市的全要素生产率产生了积极影响, 但是研发投资的增长也挤出了地区生产性资本, 导致可比价投资水平的下降。尽管如此, 由于部分行业投资效率不高, 且过度投资现象严重, 创新型试点政策通过提升全要素生产率对经济增长所产生的积极影响远大于通过挤出投资数量对经济增长的抑制作用, 从而整体表现为对经济增长产生了积极影响。这一结论揭示出中国式创新的生产率效应可以弥补投资挤出效应, 因而整体上有益于经济的更快增长。

联系引言中提及的中国式创新道路尚且存在的问题, 本文的研究结论具有如下政策含义: (1) 扩大创新型城市的试点范围, 进一步增加试点城市关于创新活动的财政支出力度。中央政府应该在现有试点城市范围的基础上, 进一步扩大试点容量, 不断强化对创新型试点城市政府的监管与考核。对因创新支持造成的地方财政减收增支, 中央政府还应该采取一般性转移支付等途径对创新型试点城市给予更多的财政支持。此外, 还可以通过债券发行审批、投资审批等不同渠道增加对试点城市创新

型企业的支持力度。(2)以提升全要素生产率为目标优化创新导向。中央政府对于创新活动的政策支持带来的生产率增长效应远大于对投资挤出带来的负面影响。因此,中央政府的创新政策应该继续坚持以提升全要素生产率为目标的创新导向,深化生产率改革。在大力实施创新驱动战略、深化科技体制创新时,应该注重通过提升资源利用效率、激发要素投入的规模效应增加技术创新在经济增长的贡献份额。中央政府无疑是这一系列创新引领发展战略中的布局者和引导者,不但应该提供稳定的创新成果制度保障,同时也应该加强科技、人才与财税等政策协同,管理、指导与协调科技成果转化工作,为科技成果转化提供一个良好的制度环境。

参考文献:

- [1]BYE B, FHN T, HEGGEDAL T R. Welfare and growth impacts of innovation policies in a small, open economy: an applied general equilibrium analysis[J]. *Economic modelling*, 2009, 26(5):1075-1088.
- [2]ZHANG C, GUAN J. Returnee policies in China: does a strategy of alleviating the financing difficulty of returnee firms promote innovation? [J]*Technological forecasting and social change*, 2021, 164(C):120509.
- [3]CHEN Z, LIU Z, SERRATO J C S, et al. Notching R&D investment with corporate income tax cuts in China[J]. *American economic review*, 2021, 111(7):2065-2100.
- [4]LI X. Behind the recent surge of Chinese patenting: an institutional view[J]. *Research policy*, 2012, 41(1):236-249.
- [5]NEVES P C, AFONSO O, SILVA D, et al. The link between intellectual property rights, innovation, and growth: a meta-analysis[J]. *Economic modelling*, 2021, 97(C):196-209.
- [6]盛明泉,吴少敏,张娅楠.探索式创新与企业全要素生产率[J]. *产业经济研究*,2020(1):28-41.
- [7]郭金花,陈鑫,郭檬楠.创新政策试点、要素集聚与城市全要素生产率增长[J]. *南京财经大学学报*,2022(4):12-22.
- [8]苏治,徐淑丹.中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J]. *中国社会科学*,2015(7):4-25+205.
- [9]严成樑,龚六堂.资本积累与创新相互作用框架下的财政政策与经济增长[J]. *世界经济*,2009,32(1):40-51.
- [10]王小鲁,樊纲,刘鹏.中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. *经济研究*,2009,44(1):4-16.
- [11]唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. *经济研究*,2014,49(7):31-43.
- [12]张杰,高德步,夏胤磊.专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. *中国工业经济*,2016(1):83-98.
- [13]张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. *经济研究*,2018,53(5):28-41.
- [14]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *中国工业经济*,2022(6):61-78.
- [15]杨君,叶世杰,肖明月,等.创新型城市试点政策与中国城市创新“量增质降”困境[J]. *南京财经大学学报*,2022(4):1-11.
- [16]刘曙光,杨宝杰,宋蕾.中国创新型城市试点政策对绿色发展的影响机制研究[J/OL]. *软科学*:1-12[2003-06-20]<https://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20221108.1617.002.html>.
- [17]SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The review of economics and statistics*, 1957, 39(3):312-320.
- [18]ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of political economy*, 1990, 98(5):1002-1037.
- [19]YANG Z, SHAO S, XU L, et al. Can regional development plans promote economic growth? City-level evidence from China[J]. *Socio-economic planning sciences*, 2022, 83(C):1-13.
- [20]SONG Z, STORESLETTEN K, ZILIBOTTI F. Growing like China[J]. *American economic review*, 2011, 101(1):196-233.
- [21]CORNWALL J. The role of demand and investment in long-term growth[J]. *Quarterly journal of economics*, 1970, 84(1):48-69.

- [22] EBERLY J, WANG N. Capital reallocation and growth[J]. American economic review, 2009, 99(2):560–566.
- [23] BLOMSTROM M, LIPSEY R E, ZEJAN M. Is fixed investment the key to economic growth? [J]. The quarterly journal of economics, 1996, 111(1):269–276.
- [24] HOLZ C A. The unbalanced growth hypothesis and the role of the state; the case of China's state-owned enterprises[J]. Journal of development economics, 2011, 96(2):220–238.
- [25] DENG L, JIANG P, LI S, et al. Government intervention and firm investment[J]. Journal of corporate finance, 2020, 63(C):101231.
- [26] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2009, 97(2):339–351.
- [27] ESLAVA M, HALTIWANGER J, KUGLER A D, et al. The effects of structural reforms on productivity and profitability enhancing reallocation; evidence from Colombia[J]. Journal of development economics, 2004, 75(2):333–371.
- [28] BRUMMER B, GLAUBEN T, LU W. Policy reform and productivity change in Chinese agriculture; a distance function approach[J]. Journal of development economics, 2006, 81(1):61–79.
- [29] DRIFFIELD N L, MICKIEWICZ T, TEMOURI Y. Institutional reforms, productivity and profitability: from rents to competition? [J]. Journal of comparative economics, 2013, 41(2):583–600.
- [30] WANG J. The economic impact of Special Economic Zones; evidence from Chinese municipalities [J]. Journal of development economics, 2013, 101(C):133–147.
- [31] 吴延兵,米增渝. 创新、模仿与企业效率——来自制造业非国有企业的经验证据[J]. 中国社会科学,2011(4):77–94+222.
- [32] 陈涛涛,陈娇. 行业增长因素与我国 FDI 行业内溢出效应[J]. 经济研究,2006(6):39–47.
- [33] 许冰. 外商直接投资对区域经济的产出效应——基于路径收敛设计的研究[J]. 经济研究,2010(2):44–54.
- [34] PORTER M E, VAN D L C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4):97–118.

(责任编辑:王顺善;英文校对:谈书墨)

The Impact of Innovation Pilot Policies on Economic Growth

SHI Qi, YANG Zhenbing, LU Minwei

(School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: This study focuses on an exogenous quasi-natural experiment—the innovative pilot city policy (ICPP) issued in 2008—in order to investigate its impact on economic growth. To do this, the study employs a difference-in-difference model, measures the total factor productivity at the city level by using the heterogeneity stochastic frontier analysis method, and discusses the impact mechanism based on the two dimensions of factor input scale effect and productivity effect. The results indicate that the ICPP has significantly accelerated regional economic growth and that this effect holds after a robustness check. Moreover, the technology investment crowding out the productive investment in the pilot cities leads to a decrease in the investment quantity, which in turn has a negative impact on the economic growth. Nevertheless, the technological innovation caused by the policy significantly improves the total factor productivity. Overall, the productivity effect of the ICPP is far greater than the investment crowding-out effect, meaning it ultimately has a positive effect on economic growth.

Key words: innovative city pilot policy; difference-in-difference strategy; propensity score matching; heterogeneous stochastic frontier analysis