

鱼和熊掌可否得兼?

——创新型城市试点政策对城市产业集聚的影响

胡兆廉¹, 聂长飞², 石大千³

(1. 江苏师范大学 商学院, 江苏 徐州 221116; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072;

3. 中南财经政法大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 创新型城市试点建设通过政策引致创新要素投入增加的方式,提升了试点城市的要素资源禀赋水平,进而实现了企业生产成本的降低,结合其对创新企业的培育以及对创新载体的完善,共同推动了试点城市的产业集聚发展。基于中国 283 个地级及以上城市 2003—2017 年的面板数据,运用倾向得分匹配与双重差分分析方法,以创新型城市试点政策的实施这一外生冲击为准自然实验,对上述理论机制进行了检验。研究结果表明:创新型城市试点政策具有“重服务,轻制造”的阶段性特征,由此对城市产业协同集聚表现为抑制作用,这一结论在一系列稳健性检验与内生性分析后仍然显著。通过进一步深入研究发现,在生产性服务业集聚度较高的城市,试点政策的实施表现出生产性服务业集聚与制造业集聚二者得兼的政策导向,这表明通过促进生产性服务业的集聚,试点政策最终对城市制造业集聚产生了积极影响。

关键词: 创新型城市; 试点政策; 产业集聚; 重服务轻制造; 准自然实验; 工具变量

中图分类号: F121.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)01-0128-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.01.010

一、问题提出

2014 年,国务院印发《关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的指导意见》(国发〔2014〕26 号),指出生产性服务业在产业发展中具有产业融合度高、专业技术性强、带动作用显著等优势,是推动产业集聚与结构升级的重要组成部分,同时强调要合理有效地引导生产性服务业在制造业集中区域、中心城市以及有条件的城镇区域集聚^{〔1〕}。在 2015 年党的十八届五中全会上,习近平总书记首次提出“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展理念,并将创新摆在了五大发展理念的首位,这足以突显创新对中国经济发展的重要意义^{〔2〕}。党的十九大报告进一步明确指出,加快推进先进制造业的发展,以技术创新驱动制造业转型升级,并将其放在经济高质量发展的重要位置^{〔3〕}。有学者指出,生产性服务业凭借人才集聚与知识溢出的优势,已然成为推进制造业向高质量发展不断迈进的重要动力^{〔4〕}。与此同时,城市作为产业发展与经济活动的重要载体,其生产集中度较高与国民财富集聚的特征较为显著^{〔5〕},通过产业协同集聚能够实现城市空间布局的优化与城市产业效率的提

收稿日期: 2020-10-09; 修回日期: 2020-12-19

作者简介: 胡兆廉(1991—),男,江苏徐州人,经济学博士,江苏师范大学商学院讲师,研究方向为技术创新与城市发展; 聂长飞(1991—),男,安徽马鞍山人,通讯作者,武汉大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为经济增长与区域经济学; 石大千(1990—),男,湖北崇阳人,中南财经政法大学公共管理学院副教授,研究方向为技术创新。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(17JZD022); 国家自然科学基金青年项目(72004170); 湖北省教育厅哲学社会科学研究重大项目(18ZD003); 中央高校基本科研业务费资助项目(41300064)

升,进而促进社会经济发展由传统的要素驱动向创新驱动转换^[8]。可以看出,生产性服务业与制造业凭借其在城市发展与协同集聚上的优势,已经成为构建现代化国民经济体系的重要支撑,对于国民经济高质量发展的重要意义也得到了党中央、国务院的高度重视。

除此之外,产业集聚的重要作用同样得到了学术界的深入研究。师博和沈坤荣^[9]从产业专业化分工与区域规模经济的角度出发,认为产业集聚能够提升能源利用效率,实现资源的循环利用,进而降低整体环境污染水平。陆凤芝和杨浩昌^[10]基于省份面板数据研究了产业间的协同集聚对环境污染的现实影响,发现技术创新是促进产业协同集聚的关键变量,虽然在短期内产业集聚阻碍了环境治理,但是从长期来看产业协同集聚表现出对污染治理的积极效应。更进一步地,产业集聚是产业关联的外在表现,产业的协同发展是合理配置产业资源、有效解决产业同构性、避免产业资源错配的关键举措^[11]。产业协同集聚是一种由单一产业结构向多产业结构不断演进过程中的中间形态,主要表现为制造业与生产性服务业的融合发展^[12]。

可以看出,产业集聚对经济发展、结构升级与环境治理均能产生积极的促进作用,那么是否存在一个政策能够兼得两类产业集聚的优势,进而实现经济高质量发展?因此,研究产业集聚的影响路径,以便发挥产业集聚的正向效应,势必对进一步推进产业集聚及其协同发展具有重要意义。技术的不断创新与政策的科学实施是生产性服务业集聚与发展的动力源泉,同时也是影响产业协调与产业融合的重要因素^[13]。已有研究表明,研发创新与科技进步是推动产业集聚与结构升级的重要动力^[14]。王兵和聂欣^[15]从新经济地理学角度研究发现,产业集聚以技术创新的溢出效应为核心动力,进而推动产业结构升级。

更进一步地,从生产性服务业与制造业的集聚路径来看,生产性服务业发展过程中存在的问题在于难以将潜在的服务需求转化为有效的产业需求,这抑制了产业集聚的发展^[16]。有学者指出,技术创新活动通过生产性服务业推动了制造业整体水平的提升,实现了生产性服务业与制造业的协同集聚^[17]。与此同时,制造业的集聚具有区域锁定的作用,能够通过强化与生产性服务业的经济关联性,形成具有政策导向性的产业协同集聚,进而优化区域性产业空间格局^[18]。另外,已有研究还在产业协同集聚的影响因素上进行了深入探索。有学者表示,生产性服务业与制造业集聚的协同发展,源于二者之间不断强化的产业关联性与产业互动性,这将使得生产性服务业所占的比重进一步提高^[19]。同时,由于生产性服务业的集聚更易于受到政策制度因素的影响^[20],技术创新与产业政策能够有效推动生产性服务业集聚,进而对国民经济发展的质量和规模产生积极作用^[21]。

既然技术创新与政策支持均能够对产业集聚与产业协同发展产生影响,相应的以创新驱动为核心的创新政策,势必能够通过试点政策经济效应的发挥,推进制造业与生产性服务业的产业集聚与协同发展。其中,较为典型的创新型城市试点政策得到了众多学者的关注,已有研究分别从创新型城市的创新绩效^[22-24]、区域异质性^[25]、制度优势^[26],以及创新型城市与对外直接投资的关系^[27]等方面进行了深入研究,但尚未涉及创新型城市对产业集聚的影响。因此,创新型城市试点政策能否对产业集聚产生影响?其对生产性服务业与制造业集聚的影响强度如何?相应的政策作用机制又是什么?在该政策作用下,生产性服务业与制造业的产业协同集聚将会向什么方向发展?一系列问题亟待回答。

基于上述思考,本文拟从创新型城市试点政策这一准自然实验出发,进而回答提出的问题。相较于已有文献,本文主要在以下几个方面进行创新:首先,本文将技术创新与试点政策支持对产业集聚的影响进行整合,构建了试点政策实施与创新要素投入增加通过提升要素资源禀赋、培育创新企业、建设创新载体进而推进城市产业集聚的理论框架,并以创新型城市试点政策作为研究样本,对其促进产业集聚发展的经济效应进行测算。其次,本文根据创新型城市试点政策的实施阶段,提出试点政策对产业集聚的影响存在偏向性的阶段特征,并结合理论分析与实证检验予以验证。最后,本文通过对城市异质性的深入分析发现,在生产性服务业集聚度达到较高水平,且具备了规模效应与技术外溢效应后,试点政策的实施兼得了生产性服务业与制造业的集聚发展。

二、创新型城市的发展阶段与作用机制分析

(一) 创新型城市试点建设的实施阶段

创新驱动发展战略及创新型城市建设作为国家深化体制改革、推进国民经济高质量发展的重要举措,对研发创新要素投入、产业集聚与结构升级具有重要影响^[2]。在2005年4月,北京市委、市政府出台了《关于增强自主创新能力建设创新型城市的意见》。随后,深圳、上海、天津、南京、福州、无锡、青岛等城市相继制定了向创新型城市不断迈进的政策措施。2008年6月,国家发展和改革委员会将深圳列为首个国家创新型试点城市,标志着创新型城市试点政策由一个规划协议正式落实为具体的试点探索与政策实践。2010年1月,国家发展改革委明确表示,在推进深圳市创建国家创新型试点城市的基础上,继续扩大政策试点的范围,指导和推进新一批16个城市开展试点建设。至此创新型城市由试点探索阶段进入系统推进阶段。梳理这一阶段的政策文件即可发现,提升试点城市的创新要素投入水平,吸纳更多的高新技术产业落地并形成产业集群,成为这一阶段的主要特征。

2013年,国家科技部将山东济宁、江西萍乡、江苏泰州、贵州遵义等12个城市,设定为国家创新型试点城市,这一举措标志着国家创新型城市试点政策的实施由一、二线城市进入三、四线城市建设阶段。2016年12月,为建设一批特色鲜明的区域创新中心与具有较强科技创新能力的创新型城市,国家科技部与国家发展和改革委员会首次共同出台了《建设创新型城市工作指引》(简称《指引》)。*《指引》*强调以创新要素投入与高新技术产业集聚为重点任务,发挥城市创新以点带面的辐射能力,以创新试点城市的建设推进国内产业集聚与创新发展,进一步明确了城市创新推动经济发展的重要作用及其实现路径。由此可见,虽然产业集聚受到多种因素的影响,但创新要素投入的增加是试点政策文件所强调的重要路径,亦是政策实施推进试点城市产业集聚的主要方式。因此,《指引》文件的确立,标志着创新型城市由系统推进阶段迈向了高质量发展阶段。

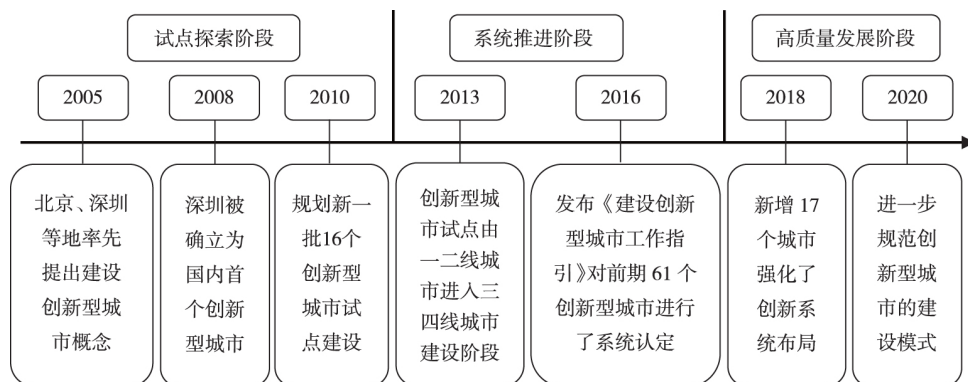


图1 创新型城市试点政策的发展历程

2017年1月,国家科技部表示将参照《指引》文件的要求与部署,对已有61个创新型试点城市的发展质量进行系统评价。2018年4月,国家科技部与国家发展改革委为进一步推动创新型城市高质量发展,批复了包括吉林市、徐州市等17个城市在内的新一批创新型试点城市。在试点样本不断扩容的过程中,通过试点建设引致创新要素投入增加,进而形成城市产业集聚发展格局,已然成为试点建设的重要路径。2020年1月初,中国社会科学院在《中国城市科技创新发展报告2019》中指出,创新型城市的发展需要更加“紧凑”的“大城”模式,而当前中国城市的经济密度偏低、地级城市规模偏小、企业创新主体地位不强,制约了科研强市向科技创新强市转变的步伐。总结创新型城市试点政策的发展历程可以看出,政策整体的发展大致经历了如下三个阶段,即试点探索阶段、系统推进阶段、高质量发展阶段^①。

(二) 理论分析

由上述创新型城市试点政策的实施阶段与实施要求可以看出,创新型城市试点政策对于城市产业集聚与协同发展具有重要影响。其中《指引》明确指出,要将创新要素集聚、创新人才激励、创新投入带动、创新载体建设与创新企业培育等作为试点政策的重点任务。本文认为,试点政策借助上述方式,提升了试点城市的创新要素资源禀赋,进而通过如下三种渠道对城市产业集聚产生影响,如图2所示。

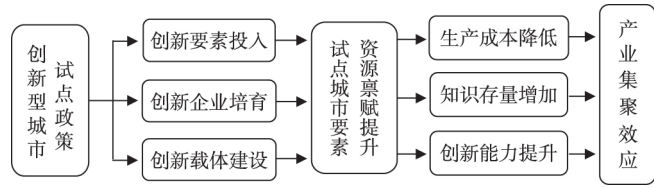


图2 创新型城市试点政策对产业集聚的作用机制

首先,在要素层面通过人才激励与创新投入,降低企业的生产成本,进而促进产业集聚。试点政策的实施选取了区域性代表城市,使得先进的生产经验与管理模式得到了推广,城市内企业的生产运营风险实现了降低,进而节约了创新型城市相应产业部门与企业在生产过程中的成本,同时能够使得企业在更短的时间内获取外部知识,缩减了企业的研发创新成本。

其次,在企业层面通过创新企业培育,提升了企业对隐性知识的创新能力,进而通过企业间知识共享的方式促进了相关产业集聚。创新要素资源禀赋的提升使得企业更容易学习到新的知识,不仅有助于企业下一阶段的生产,而且能够通过企业内部的消化吸收,形成隐性知识的再创新,进而提升其创新能力并加速产业集聚,形成新一轮的知识创新与溢出扩散。

最后,在城市层面通过创新载体建设,提升试点城市的知识存量,进而形成知识集聚洼地,以此推动城市产业集聚发展。通过试点政策的实施,创新型城市实现了整体知识存量的增加。而企业生产对新知识的渴求,使得知识存量较高的地区吸引了更多的企业进入,进而实现试点城市的产业集聚发展。由此试点政策实现了对产业集聚的刺激,故本节基于政策指引下创新要素投入增加提升城市要素资源禀赋的客观条件,对试点城市产业集聚的作用机制进行推导,以探究创新型城市试点政策对产业集聚的内在影响机理。

更进一步地,本文从柯布-道格拉斯生产函数出发,论证创新型城市政策通过提升试点城市的要素资源禀赋进而推动城市产业集聚发展的作用机理。假设各城市的生产函数均遵循规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数,即:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}, \alpha + \beta = 1 \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 L 分别代表各城市的产出水平、资本要素投入与劳动要素投入水平, α 与 β 分别代表资本与劳动的产出弹性, A 代表城市技术创新水平。由于中国农业与非农产业间要素的再配置效应不断削弱,技术创新所产生的产业集聚效应主要表现为第二、三产业之间以及产业内部生产要素的再配置效应,因而按照产出水平对城市产业进行拆分,构建对应的第二、三产业的生产函数如下:

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{\beta_i}, \alpha_i + \beta_i = 1 \quad (2)$$

其中, $Y = \sum Y_i, K = \sum K_i, L = \sum L_i$, i 代表该城市的不同产业($i=2,3$ 分别代表城市的第二、三产业)。为了结合创新型城市的政策实际,简化本文的讨论范围,我们将第二产业假定为制造业,第三产业假定为生产性服务业。由于产业集聚水平的提升不体现在总产值上,人均产出的变化同样是产业集聚的重要表现,因而本文以人均生产函数形式进行表述:

$$Y_i/L_i = A_i (K_i/L_i)^{\alpha_i} \quad (3)$$

创新型城市通过试点政策的实施,改善了城市创新要素的资源禀赋状况。人均劳动资本反映了城市要素资源结构的组成,同时由于产业部门的要素密集度内生地取决于该城市的要素资源禀赋,因此最优要素结构度 $(K_i/L_i)^*$ 与该城市实际的资本禀赋 K 与劳动禀赋 L 满足特定的函数关系,即:

$$(K_i/L_i)^* = F(K/L) \quad (4)$$

由此可见,随着试点政策的不断推进,城市实际资本禀赋 K 与劳动禀赋 L 得到了不断提升,具备了产业集聚的必要条件。另一方面,制造业与生产性服务业部门的创新要素选择及函数关系依赖于城市产业的技术水平,因而,技术创新水平 (A) 是决定产业技术与产业集聚的另一个关键因素。试点城市通过增加创新要素投入的形式,产生了积极的知识溢出效应,相应的城市技术创新水平得到了提升。在此,本文以最优要素禀赋产业的资本劳动比率与该地区资本劳动比率的比值,反映该地区技术创新对产业集聚的作用强度,具体公式如下:

$$TCI_i = \frac{K_i/L_i}{K/L} = (Y_i/L_i)^{\frac{1}{\alpha_i}} \times (Y/L)^{-\frac{1}{\alpha}} \times (A^{\frac{1}{\alpha}}/A_i^{\frac{1}{\alpha_i}}) \quad (5)$$

式(5)表明,城市技术选择的基础源于城市自身的要素资源禀赋,以及其技术创新水平。对式(5)进行移项并以人均形式表达,可得:

$$Y_i/L_i = TCI_i^{\alpha_i} \times (Y/L)^{\frac{\alpha_i}{\alpha}} \times (A_i/A^{\frac{\alpha_i}{\alpha}}) \quad (6)$$

据此可知,在表达式(6)中技术选择指数(TCI_i)不变的情况下,制造业与生产性服务业的人均产出(Y_i/L_i)受到技术创新水平及国民经济人均产出(Y/L)的约束。通过创新型城市试点建设的形式,城市创新要素禀赋与产业集聚水平得到了提升,相应的制造业与生产性服务业的人均产出也会增加。由于创新要素资源的稀缺性,创新型城市试点政策表现出优先支持知识密集型产业的倾向,且知识密集型产业要素配置相较于第二产业或制造业更为灵活,因此第三产业即生产性服务业相比于其他产业更易于获得要素投入,相应的资本产出弹性更大。在 $\alpha_3 > \alpha > 0$,即第三产业的资本产出弹性大于产业平均产出弹性且为正的情况下,技术创新要素投入的增加对生产性服务业的人均产出水平具有较强的影响,技术进步由此表现为强有偏性^[23]。结合创新型城市政策处于试点推进阶段的特征,本文做出如下假设:

假设1:创新型城市试点政策的实施,将会对生产性服务业与制造业的集聚产生偏向性的阶段影响,即表现出“重服务,轻制造”的产业集聚倾向。

随着试点政策的不断推进,试点城市生产性服务业得到集聚发展。作为试点城市制造业的上游产业,生产性服务业的集聚将会通过技术外溢效应与规模经济效应^[24],降低城市制造业的创新风险与生产的不确定性,进而促进制造业集聚^[9]。由此可见,当生产性服务业集聚达到一定的规模且超过制造业集聚规模时,其能够通过技术外溢等途径促进制造业集聚。结合假设1可以发现,在创新型城市试点政策不断推进试点城市生产性服务业集聚的条件下,试点政策的实施最终将促进城市制造业集聚发展。由此本文提出假设2:

假设2:创新型城市试点政策的实施,将在推进生产性服务业集聚的前提下,通过技术外溢与规模经济的方式,推进试点城市制造业集聚发展。

通过对前述创新型城市试点政策偏向性技术选择模式的机制分析,我们可以发现在政策性技术选择的影响下,当前试点政策的阶段性特征表现为“重服务,轻制造”的产业集聚倾向,即对生产性服务业集聚产生偏向性影响,因而目前创新型城市政策会抑制试点城市产业集聚的协同发展。由此本文提出如下研究假设:

假设3:受偏向性产业集聚的影响,创新型城市试点政策的实施将抑制城市制造业与生产性服务业协同集聚的发展。

三、研究设计

(一) 研究样本与模型设定

衡量创新型城市试点政策对产业集聚以及协同发展的经济效应是本文的研究重点,其基本思想为通过比较样本城市在政策实施前后的效应变化,进而判别政策的实际效用。创新型城市试点政策

实践为本文的经济效应测算提供了良好的准自然实验,但是直接将创新型城市政策实施前后的城市进行比较并判断先后差异的方法具有明显的缺陷^[23],因而本文采用双重差分法(DID)测度创新型城市试点政策的经济效应。

鉴于创新型城市试点政策采取分期批复、逐步实施的建设形式,各地在创新型城市试点建设上存在时间差异,即政策试点政策的时间起点不同,因而需要考虑城市样本的个体固定效应与时间固定效应。本文借鉴 Beck *et al.*^[24] 的做法,将 2008—2013 年间国家先后设立的 59 个创新型试点城市作为处理组^②,将 283 个样本城市中的其他非创新型试点城市作为控制的对照组,进而将所有样本城市划分为 4 组子样本,通过设置试点城市 du 和试点年份 dt 两个虚拟变量对 4 组子样本进行区分。我们将是否为创新型城市的虚拟变量记为 du , $du = 1$ 表示该城市为创新型试点城市,对照组 $du = 0$,表示没有被设立为创新型试点城市。我们将时间虚拟变量记为 dt , $dt = 1$ 代表该城市被设立为试点城市当年及以后的年份, $dt = 0$ 代表之前的年份。样本所分 4 个组的赋值情况分别为:试点政策前的处理组($dt = 0, du = 1$)、试点政策后的处理组($dt = 1, du = 1$)、试点政策前的对照组($dt = 0, du = 0$)、试点政策后的对照组($dt = 1, du = 0$)。以试点政策虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项 $du \times dt$ 来度量创新型城市政策实施效果的双重差分估计量,即 $policy_{it} = du \times dt$ 。本文由此构建渐进性双重差分模型对经济效应进行测算,相应的模型设定如下:

$$man_agg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{it} + \alpha_2 control_{it} + \mu_{1,i} + \eta_{1,t} + \varepsilon_{1,it} \quad (7)$$

$$ser_agg_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy_{it} + \beta_2 control_{it} + \mu_{2,i} + \eta_{2,t} + \varepsilon_{2,it} \quad (8)$$

$$\Delta agg_{it} = \theta_0 + \theta_1 policy_{it} + \theta_2 control_{it} + \mu_{3,i} + \eta_{3,t} + \varepsilon_{3,it} \quad (9)$$

其中,当被解释变量 $Y_{it} = man_agg_{it}$ 时,模型检验了创新型城市试点政策对制造业集聚的影响;当 $Y_{it} = ser_agg_{it}$ 时,模型检验了创新型城市试点政策对生产性服务业集聚产生的影响;当 $Y_{it} = \Delta agg_{it} = man_agg_{it} - ser_agg_{it}$ 时,模型检验了创新型城市试点政策对产业集聚度之差的影响,即对偏向性产业集聚的作用。通过上述分析结果,我们可以实现对假设 1 的验证。关于假设 2,本文将在后续的异质性分析中予以验证。 $policy$ 为创新型城市试点政策的虚拟变量, $control$ 表示其他影响产业集聚的控制变量,具体的选择依据我们将在后续的变量选取中进行说明。 $\mu_{1,i}$ 、 $\mu_{2,i}$ 和 $\mu_{3,i}$ 为城市固定效应, $\eta_{1,t}$ 、 $\eta_{2,t}$ 和 $\eta_{3,t}$ 为年份固定效应, $\varepsilon_{1,it}$ 、 $\varepsilon_{2,it}$ 和 $\varepsilon_{3,it}$ 为随机误差项。 i 和 t 分别表示城市与年份。 $policy$ 的估计系数是本文关注的核心,若上述研究假说成立,则应有创新型城市试点政策对制造业集聚的影响不显著,但显著提高了生产性服务业集聚水平,同时导致了整体产业发展从制造业集聚向生产性服务业集聚倾斜。

(二) 变量选取与数据说明

1. 被解释变量。参考已有研究的做法^[5,27],本文选取制造业区位熵、生产性服务业区位熵作为被解释变量来衡量制造业和生产性服务业的集聚程度。同时为了测算偏向性产业集聚的情况,本文引入制造业与生产性服务业的区位熵之差^[28]。关于生产性服务业的界定,本文借鉴张虎和韩爱华^[5]的做法,使用交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务业和地质勘查业这五大行业表示生产性服务业。区位熵的公式为:

$$agg = (q_{is}/q_s) / (q_i/q) \quad (10)$$

其中, i 和 s 分别表示特定的城市及其产业(制造业或生产性服务业)。 q_{is} 表示 i 城市的制造业(生产性服务业)就业人员数, q_s 表示选取的研究样本中所有城市的制造业(生产性服务业)就业人员数, q_i 表示 i 城市的从业人员总数, q 表示选取的研究样本中所有城市的从业人员总数。区位熵的值越大表示产业集聚度越高。

2. 解释变量。本文的核心解释变量为创新型城市试点政策的虚拟变量 $policy$ 。由于吉昌、石河子 2 个城市数据缺失,故本文处理组共包含 59 个创新型试点城市,其余 224 个城市为对照组样本。

3. 控制变量。借鉴已有研究^[1,3], 以及本文在理论机制部分对产业集聚影响因素的分析, 本文选取如下控制变量: (1) 经济发展水平($pgdp$), 用人均 GDP 的对数形式表示; (2) 金融发展规模($finance$), 用存款余额与贷款余额的总和占 GDP 的比重进行测算; (3) 人力资本水平($human$), 以每万人大学生数(人)进行表示; (4) 基础设施建设($infra$), 用人均道路面积(平方米)表示; (5) 外商直接投资(fdi), 用外商直接投资占 GDP 比重进行表示; (6) 环境污染水平($pollution$), 以工业二氧化硫排放量(吨)取对数进行测算; (7) 财政收支状况($fiscal$), 以财政支出比财政收入进行测算。对于个别变量数据存在缺失值的情况, 本文参照已有研究统一采用插值法予以补齐^[29]。

四、实证分析

(一) 平行趋势与动态效应

为识别样本是否满足平行趋势假设, 本文借鉴 Beck *et al.*^[24] 的做法, 运用跨期动态效应模型, 对创新型城市试点政策所产生的产业集聚效应是否满足平行趋势进行检验, 以应对创新型城市建设存在不同时间起点的问题, 基本模型设定如下:

$$man_agg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{it}^{-7} + \alpha_2 policy_{it}^{-6} + \cdots + \alpha_{10} policy_{it}^{+3} + \alpha_{11} control_{it} + \mu_{1,i} + \eta_{1,t} + \varepsilon_{1,it} \quad (11)$$

$$ser_agg_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy_{it}^{-7} + \beta_2 policy_{it}^{-6} + \cdots + \beta_{10} policy_{it}^{+3} + \beta_{11} control_{it} + \mu_{2,i} + \eta_{2,t} + \varepsilon_{2,it} \quad (12)$$

$$\Delta agg_{it} = \theta_0 + \theta_1 policy_{it}^{-7} + \theta_2 policy_{it}^{-6} + \cdots + \theta_{10} policy_{it}^{+3} + \theta_{11} control_{it} + \mu_{3,i} + \eta_{3,t} + \varepsilon_{3,it} \quad (13)$$

模型中, $policy_{it}^{+j}$ 为一系列虚拟变量: 当处理组在成为创新型试点城市之前第 j 年时, $policy_{it}^{-j}$ 取值为 1; 当处理组在成为创新型试点城市之后第 j 年时, $policy_{it}^{+j}$ 取值为 1; 除此之外均取值为 0。特别地, $policy_{it}^{-7}$ 代表处理组在成为创新型试点城市之前第 7 年及以上, $policy_{it}^{+3}$ 代表处理组在成为创新型试点城市之后第 3 年及以上, 其余变量含义同基准回归模型一致。同时为了避免多重共线性的影响, 本文将创新型城市试点之前第 5 年的样本作为参照组, 即估计过程中去除了 $j = -5$ 的虚拟变量。平行趋势检验结果如表 1 所示。

由表 1 的平行趋势检验结果可以看出, 一方面, 在创新型城市试点政策实施之前, 模型(1)与模型(2)的 $policy_{it}$ 估计系数均不显著, 这说明政策实施前后处理组和对照组之间产业集聚的变化趋势不存在系统性差异, 准自然实验的样本满足平行趋势假设。另一方面, 创新型城市试点政策对生产性服务业集聚的正向影响存在持续的动态效应, 在政策实施后的 1 年中, 政策实施能够使得生产性服务业集聚水平显著提升 1.169 6 个单位, 并且这种影响具有持续增强的趋势。在随后的第 2 年至第 3 年里, 试点政策使得生产性服务业的区位熵分别提升了 1.780 8 与 1.492 5 个单位, 且在 1% 的水平上显著, 表明创新型城市试点政策对生产性服务业集聚水平的影响是持续有效的。

表 1 平行趋势检验

变量	制造业集聚 模型(1)	生产性服务业集聚 模型(2)	偏向性产业集聚 模型(3)
$policy_{it}^{-7}$	-0.284 1 (-0.655 1)	-0.668 7 (-1.456 0)	0.384 6 (1.049 4)
$policy_{it}^{-6}$	-0.129 9 (-0.271 5)	-0.601 4 (-1.186 6)	0.471 5 (1.165 7)
$policy_{it}^{-4}$	-0.250 9 (-0.527 2)	-0.450 1 (-0.892 9)	0.199 2 (0.495 1)
$policy_{it}^{-3}$	-0.139 6 (-0.291 1)	0.666 2 (1.311 5)	-0.805 8** (-1.987 7)
$policy_{it}^{-2}$	-0.064 4 (-0.134 9)	0.523 7 (1.036 0)	-0.588 1 (-1.457 7)
$policy_{it}^{-1}$	-0.360 3 (-0.742 9)	0.220 6 (0.429 4)	-0.580 9 (-1.416 9)
$policy_{it}^0$	-0.236 9 (-0.486 9)	0.566 7 (1.099 5)	-0.803 6* (-1.953 7)
$policy_{it}^{+1}$	0.954 9* (1.958 5)	1.169 6** (2.264 7)	-0.214 7 (-0.520 9)
$policy_{it}^{+2}$	0.686 5 (1.405 1)	1.780 8*** (3.441 1)	-1.094 3*** (-2.649 5)
$policy_{it}^{+3}$	-0.380 0 (-0.953 4)	1.492 5*** (3.534 9)	-1.872 5*** (-5.557 0)
控制变量	是	是	是
城市固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	4 245	4 245	4 245
R ²	0.056 5	0.065 8	0.038 3

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 t 统计值。

(二) 全样本回归

本文运用双向固定效应模型对创新型城市试点政策的产业集聚效应进行测算。相应的产业集聚效应测算结果如表 2 所示。其中,模型(1)(3)(5)表示不加入任何控制变量的估计结果,模型(2)(4)(6)显示的是进一步控制了城市特征变量后的估计结果。

由表 2 可以看出,在综合考虑其他控制变量后,试点政策对制造业集聚已没有明显影响。同时,政策对生产性服务业集聚的估计系数显著为正,对偏向性产业集聚的估计系数显著为负,且均通过了 1% 的显著性水平检验,因而研究假设 1 得到了验证,即创新型城市试点政策的偏向性技术选择模式将会使得产业集

聚偏向于生产性服务业,进而产生“重服务,轻制造”的政策导向。具体来看,在考虑其他控制变量的情况下,创新型城市试点政策促使生产性服务业区位熵提升了 1.329 9 个单位,等同于生产性服务业区位熵均值(1.979 5)的 67.18%,说明创新型城市试点政策显著提高了生产性服务业的集聚度。在试点政策对偏向性产业集聚的影响上,制造业与生产性服务业的集聚度之差降低了 1.122 2 个单位,表明政策更倾向于支持生产性服务业的发展。对偏向性产业集聚的考察进一步佐证本文的上述推断。

在控制变量的影响上,当前国内的经济发展水平、金融发展规模以及基础设施状况均阻碍了制造业集聚与生产性服务业集聚的发展,同时对生产性服务业集聚的抑制作用更强,即对偏向性产业集聚的影响为正。人力资本虽然对生产性服务业集聚具有正向影响,但作用强度较小,且并不倾向于刺激某一产业集聚的发展。值得关注的是,环境污染水平提高对制造业集聚与生产性服务业集聚均具有显著的负向影响,但当我们综合考察其对二者集聚度之差的影响时,环境污染的作用不再显著,表明当前的环境污染均制约了生产性服务业与制造业集聚水平的提升,且对二者的抑制作用并无明显倾向。财政收支状况对制造业与生产性服务业产业集聚的影响均不显著,且没有显著的偏向性。

五、稳健性检验与内生性分析

上述实证分析的结果表明,创新型城市试点政策对产业集聚发展具有“重服务,轻制造”的特点。为了保证基准回归结果的稳健性,同时排除估计结果的内生性问题,本文分别从以下三个方面进行稳健性检验:一是基于 PSM-DID 方法的检验;二是安慰剂检验;三是内生性分析^③。

(一) 基于倾向得分匹配的检验

本文参考刘晔等^[6]的研究,运用倾向得分匹配方法对创新型城市进行匹配,从对照组中识别出与处理组的创新型城市特征最为接近的实验样本,并构造相应的对照组城市样本进行 DID 估计。在匹配操作上,我们将是否为创新型城市的虚拟变量对城市特征变量进行 Logit 回归,计算各城市成为

表 2 基准回归分析

变量	制造业集聚		生产性服务业集聚		偏向性产业集聚	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>policy</i>	0.383 5** (1.981 2)	0.207 7 (1.025 6)	1.455 3*** (7.106 1)	1.329 9*** (6.198 0)	-1.071 8*** (-6.648 6)	-1.122 2*** (-6.528 5)
<i>pgdp</i>		-0.859 5*** (-3.055 6)		-1.615 2*** (-5.419 2)		0.755 7*** (3.164 9)
<i>finance</i>		-0.203 1* (-1.861 0)		-0.504 2*** (-4.360 5)		0.301 1*** (3.250 6)
<i>human</i>		0.001 0 (1.309 2)		0.002 0** (2.403 8)		-0.001 0 (-1.458 3)
<i>infra</i>		-0.005 7 (-0.249 9)		-0.100 4*** (-4.149 5)		0.094 7*** (4.885 3)
<i>fdi</i>		-3.285 2 (-1.120 3)		3.602 1 (1.159 3)		-6.887 3*** (-2.766 8)
<i>pollution</i>		-0.532 6*** (-13.675 0)		-0.478 6*** (-11.596 2)		-0.054 1 (-1.634 9)
<i>fiscal</i>		-0.037 7 (-0.893 1)		-0.034 5 (-0.770 5)		-0.003 2 (-0.090 3)
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245
R ²	0.003 3	0.052 1	0.015 6	0.060 8	0.014 3	0.025 8

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 *t* 统计值。

创新型试点城市的概率,得到相应的倾向匹配得分值,其中最为接近的样本城市即为创新型城市的配对城市,进而将不同城市产业集聚度的系统性误差降低。基于匹配后的样本,本文进一步检验了创新型城市试点政策的产业集聚效应,估计结果见表3。

由表3可以看出,运用倾向得分匹配方法后的样本估计得到了与基准回归一致的结果,表明创新型城市试点政策对生产性服务业的区位熵具有显著的正向影响,对制造业集聚影响并不显著的基本论断是稳健可信的,即创新型城市试点政策具有“重服务,轻制造”的政策导向。

(二) 安慰剂检验

本文通过随机改变处理组,构造虚拟 DID 样本形成反事实样本组的方式,对创新型城市政策进行安慰剂检验,以此判断创新型城市试点政策对产业集聚的显著影响是否是由其他随机因素引起的。检验结果如图3所示。

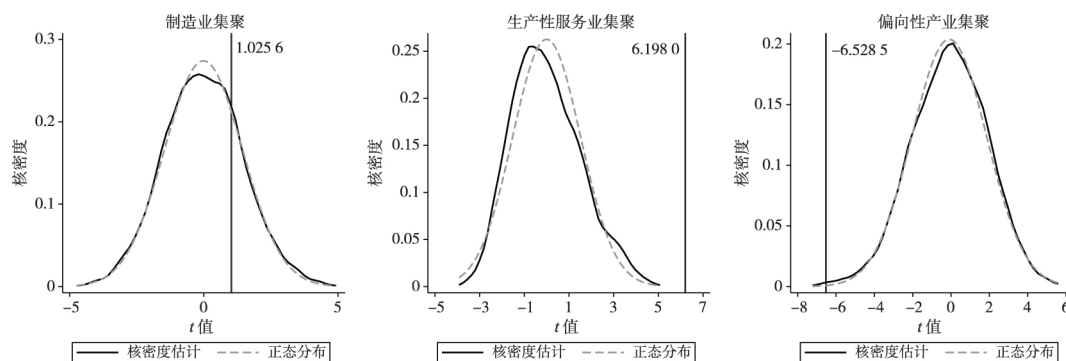


图3 安慰剂检验

在具体的操作方法上,本文随机生成新的处理组并重复了1 000次回归估计,随后将1 000次回归的 t 统计量统一起来,绘制成不同被解释变量情形下的核密度图,进而将1 000次回归中的 t 统计量分布情况同表2中基准回归的 t 统计量进行对比。观察图3可以发现,对于制造业区位熵而言,1 000次回归中大于和小于基准回归中 t 统计量(1.0256)的回归均占有较大的比例,表明创新型城市试点政策对制造业集聚水平的影响并不显著。对于生产性服务业区位熵而言,所有回归的 t 统计量均小于基准回归的 t 统计量(6.1980),表明创新型城市试点政策对生产性服务业集聚的影响是显著的,并不存在其他随机因素影响本文对生产性服务业集聚的估计结果的显著性。对于产业区位熵之差即偏向性产业集聚而言,仅有极少数回归的 t 统计量大于基准回归 t 统计量的绝对值(6.5285),这表明本文对于偏向性产业集聚作用效果的估计比较稳健,创新型城市试点政策偏向于支持生产性服务业的集聚发展。

(三) 工具变量分析与内生性讨论

由于已有的历史事实不会对当前的产业集聚产生影响,因而从历史数据角度寻找工具变量是现有文献的通常做法。方颖和赵扬^[31]提出,以中国1919年基督教教会初级小学的注册学生人数作为制度的工具变量,进而研究制度对中国经济增长的贡献。马忠新和陶一桃^[32]的研究表明,地区中华老字号企业数量集中体现了企业家精神的历史传承,且这种历史传承会显著提高城市创新能力。因

表3 PSM-DID 分析

变量	制造业集聚 模型(1)	生产性服务业集聚 模型(2)	偏向性产业集聚 模型(3)
policy	0.286 6 (0.935 0)	0.738 2** (2.452 7)	-0.451 6* (-1.955 0)
控制变量	是	是	是
城市固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	2 556	2 556	2 556
R ²	0.066 4	0.060 9	0.028 2

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 t 统计值。

此可以认为城市中华老字号企业数量会对是否入选创新型试点城市产生影响,满足了工具变量相关性的选取条件。同时,中华老字号企业数量是一个固定不变的历史值,从而不会对城市产业集聚水平产生影响,满足了工具变量外生性的条件。但值得注意的是,中华老字号数量是截面数据,无法进行面板数据回归估计,这为本文进行工具变量分析增添了难度。对此,有学者采用截面数据与时间数据相乘,构造交互项的方式进行工具变量估计^[3]。事实上,这种构造工具变量的方式在国内经济学研究中被广泛使用,如黄群慧等^[34]分别以1984年城市层面人均固定电话数和人均邮局数与上一年全国互联网投资额的交互项作为互联网发展的工具变量,考察了互联网发展对制造业生产率的影响。

综合上述分析,本文借鉴 Nunn and Qian^[3]的做法,使用城市中华老字号企业数量(与城市个体相关)同上一年全国R&D经费支出(与时间有关)的交互项,作为创新型城市试点政策实施的替代变量,进行工具变量分析。估计结果如表4所示。

由表4工具变量的估计结果可以看出,第一阶段估计中RKF检验统计量的值为59.1930,远大于16.38的10%临界值水平,这表明不存在弱工具变量问题。与此同时,China_brand的估计系数在1%的水平上显著为正,说明本文构造的工具变量同创新型城市试点政策之间高度相关,

且DWH的测算结果表明,基准模型中可能存在内生性问题,因而需要进行第二阶段的回归估计。第二阶段的估计结果显示,创新型城市试点政策对制造业区位熵的影响为正但不显著,对生产性服务业区位熵的影响显著为正,且前者的估计系数明显小于后者,这表明创新型城市试点政策能够显著提高生产性服务业的集聚度,但对制造业集聚水平的影响并不明显。对偏向性产业集聚的估计结果在1%的水平上显著为负,同基准回归的结果一致,表明创新型城市试点政策具有“重服务,轻制造”的政策导向。

六、产业集聚的协同性与异质性

(一) 产业协同集聚的验证

借鉴杨仁发^[27]的研究方法,本文使用以下指标衡量产业协同集聚水平:

$$coagg = 1 - |man_agg - ser_agg| / (man_agg + ser_agg) \quad (14)$$

其中,coagg表示制造业与生产性服务业的协同集聚水平,其大小介于0~1之间,其数值越大,表明制造业与生产性服务业的协同集聚水平越高。在产业集聚的模型构建中,将基准回归中的被解释变量替换成coagg,可以得到如下模型:

$$coagg_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 policy_{it} + \gamma_2 control_{it} + \mu_{4,i} + \eta_{4,t} + \varepsilon_{4,it} \quad (15)$$

表5展示了模型(15)的估计结果,为了保证估计结果的稳健性,本部分除了采用双向固定效应模型估计之外,还采取了多种稳健性检验及工具变量估计。

由表5可知,在产业协同集聚的分析模型中,创新型城市试点政策对产业协同集聚的估计系数均显著为负,说明试点政策的实施不利于制造业和生产性服务业的协同发展,假设3得到验证。具体来看,在基准回归中创新型城市试点政策使得产业协同集聚指数降低0.0146个单位,经过倾向得

表4 工具变量估计

变量	第一阶段	第二阶段		
	模型(1)	制造业集聚 模型(2)	生产性服务业集聚 模型(3)	偏向性产业集聚 模型(4)
China_brand	6.26e-06*** (19.0412)			
policy		1.3827 (0.7734)	12.6446*** (3.0694)	-11.2619*** (-4.0271)
RKF 检验	59.1930			
DWH		3.0996 (p=0.0784)	273.5740 (p=0.0000)	348.4160 (p=0.0000)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	4245	4245	4245	4245
R ²	0.6377	0.6694	0.5079	0.4143

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为t统计值。

分匹配后的估计结果为 -0.0273 , 且在 1% 的水平上显著, 同时其他稳健性检验的结果与本文的核心结论相一致, 表明创新型城市试点建设“重服务, 轻制造”的政策导向不利于产业协同集聚的发展。

表5 创新型城市建设对产业协同集聚的影响

变量	基准回归 模型(1)	PSM-DID 模型(2)	改变时间窗口 模型(3)	Winsorize 处理 模型(4)	相似政策冲击 模型(5)	省份-年份固定 模型(6)	工具变量 模型(7)
<i>policy</i>	-0.0146^* (-1.7212)	-0.0273^{***} (-2.8627)	-0.0168 (-1.6278)	-0.0151^* (-1.7528)	-0.0145^* (-1.6885)	-0.0199^{**} (-2.0862)	-0.1052^{***} (-5.4500)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
N	4245	4245	2264	4245	4245	4245	4245
R ²	0.0484	0.0473	0.0362	0.0493	0.0484	0.1963	0.7007

注: *、**、*** 分别代表在 10% 、 5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 t 统计值。

对此, 本文认为产生这一政策结果的原因在于, 当前中国制造业所占的比重较高、集聚规模较大, 虽然创新型城市试点政策能够促进生产性服务业的集聚, 但这种“重服务, 轻制造”的偏向性政策导向, 在短期内并不能扭转制造业集聚的现状, 因而整体表现为不利于产业协同集聚的发展。那么, 在未来需要根据城市产业集聚的具体特征, 结合制造业与生产性服务业所占的比重, 制定符合城市产业特征的指标体系, 进一步优化创新型城市试点政策, 以期能够促进城市产业集聚协同发展。

(二) 产业集聚度的异质性

表6 产业集聚度的异质性

本文根据不同样本中制造业和生产性服务业集聚度的大小, 将研究样本划分为高制造业集聚度 ($\Delta agg > 0$) 城市和高生产性服务业集聚度 ($\Delta agg < 0$) 城市, 估计结果见表 6^④。

由表 6 可以发现: 在高制造业集聚度城市样本中, 创新型城市试点政策的实施对制造业区位熵、生产性服务业区位熵以及区位熵之差的影响均不显著; 而在高生产性服务业集聚

变量	制造业集聚		生产性服务业集聚		偏向性产业集聚	
	高制造 模型(1)	高服务 模型(2)	高制造 模型(3)	高服务 模型(4)	高制造 模型(5)	高服务 模型(6)
<i>policy</i>	0.2543 (0.7470)	0.7471*** (2.9063)	0.2076 (1.3036)	2.9031*** (6.6420)	0.0468 (0.2009)	-2.1560*** (-8.2690)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	2038	2207	2038	2207	2038	2207
R ²	0.0275	0.0199	0.0240	0.0636	0.0255	0.0951

注: *、**、*** 分别代表在 10% 、 5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 t 统计值。

度样本中, 即在生产性服务业集聚规模超过制造业集聚规模的条件下, 试点政策对两类产业集聚的作用效果均显著为正, 由此本文验证了研究假设 2。具体来讲, 虽然前述研究表明创新型城市试点政策的实施具有“重服务, 轻制造”的阶段性政策导向, 但随着试点政策的实施, 试点城市生产性服务业得到发展, 当生产性服务业的集聚度大于制造业的集聚度时, 创新型城市试点政策能够显著促进制造业与生产性服务业的集聚发展。这表明当政策实施跨过试点推进阶段并实现生产性服务业的规模经济与技术外溢效应后, 试点政策会表现出两类产业集聚得兼的政策效应。

对此, 本文认为, 这反映出生产性服务业的集聚能够为制造业的进一步发展提供产业支撑, 当生产性服务业的集聚水平较高时, 试点政策引致的创新要素投入增加将进一步向制造业领域溢出, 从而形成对制造业集聚的刺激。有关城市产业集聚度的异质性检验为本文深度分析创新型城市试点政策对产业集聚的作用条件, 以及理解中国当前的产业集聚特征提供了依据。在制造业集聚程度较高的城市, 试点政策对制造业集聚与生产性服务业集聚均无显著影响。结合生产性服务业集聚程度较高的城市特征可以看出, 虽然创新型城市试点政策具有促进产业集聚的政策效应, 但当前中国城市产业集聚的事实是仍然存在较多的制造业集聚过度的城市, 阻碍了生产性服务业的集聚以及制造业自身的发展, 这是未来在推进创新型城市试点政策实施过程中需要重点考虑的情况。值得庆幸的

是,创新型城市试点政策能够偏向性地促进生产性服务业发展,并在生产性服务业集聚度较高的城市促进制造业与生产性服务业的集聚。

七、结论与启示

创新型城市试点政策引致创新要素投入增加,提升了试点城市的要素资源禀赋,又通过培育创新企业以及强化创新载体建设,降低了企业的生产成本,进而对城市产业集聚产生了积极影响。因而本文通过构建双重差分模型,进一步研究创新型城市建设对生产性服务业集聚、制造业集聚与产业协同性集聚的影响,这能够为我们全面认识创新型城市试点政策,并为后续进一步优化试点城市建设提供宝贵的经验。本文的研究结果表明:在试点政策对城市产业集聚的影响上,由于政策实施尚处于初级阶段,在偏向性技术进步的作用下,创新型城市试点政策对制造业集聚的促进作用并不显著,而对生产性服务业区位熵与偏向性产业集聚具有显著影响。由此本文验证了研究假设 1,即创新型城市试点政策的偏向性技术选择模式,将会使得产业集聚表现出偏向于生产性服务业集聚的阶段特征,进而产生“重服务,轻制造”的产业集聚倾向。当生产性服务业集聚达到规模效应,并具备了技术溢出的条件后,创新型城市试点政策的实施将表现为同时促进城市制造业与生产性服务业集聚的特征,即试点政策最终将兼得制造业与生产性服务业集聚,本文由此验证了研究假设 2。

在稳健性检验与内生性分析中,我们首先发现,在本文使用倾向得分匹配后的样本对创新型城市试点政策产业集聚效应进行测算的条件下,依旧可以得到稳健的实证结果。其次,通过安慰剂检验、改变政策时间窗口、控制相似政策冲击与控制省份-年份联合固定效应等稳健性分析,本文的核心结论并未改变,即创新型城市试点政策具有“重服务,轻制造”的阶段性政策导向。最后,在内生性分析中,本文选取了中华老字号企业数量与上一年全国 R&D 经费支出的交互项作为创新型城市试点政策的工具变量,以此对产业集聚的影响进行稳健性分析,并发现本文的核心结论依然成立。

在产业集聚的协同性与异质性分析中,创新型城市试点政策的偏向性产业集聚倾向,导致了试点政策对产业协同性集聚的影响表现为负向的抑制作用。另外在异质性分析上,除了对所有城市生产性服务业表现为显著的正向促进作用外,创新型城市试点政策还能够促进中西部城市制造业的集聚发展,本文认为这主要是由东部地区和中西部地区制造业所占的比重及产业规模所决定的。在试点政策对不同规模城市的影响上,大城市表现为与全样本回归一致的“重服务,轻制造”的产业集聚倾向,而中小规模城市虽然也表现为偏向性生产性服务业集聚的倾向,但却是通过“失服务,抑制造”实现的,这将对城市产业的进一步发展产生不利影响。限于篇幅,以上异质性分析结果未在正文中报告,备案。在对不同产业集聚度的城市样本的分析中,我们发现试点政策对于高制造业集聚的城市样本并没有显著的政策效应,而在高生产性服务业集聚的样本中,创新型城市试点政策则表现出对于生产性服务业与制造业集聚的显著促进作用。这表明试点政策在跨过了初级阶段、实现了生产性服务业的规模效应后,将进一步促进城市制造业的集聚发展。

上述研究结论对于我们后续强化创新型城市产业集聚发展,合理利用城市异质性特征与产业集聚特色,进一步推进试点政策实施,具有重要的政策意义。

首先,虽然创新型城市试点政策在实施之初具有“重服务,轻制造”的偏向性产业集聚阶段性特征,但是从本文后续的城市产业集聚度异质性分析结果来看,在高生产性服务业集聚的城市中,试点政策对于制造业与生产性服务业集聚均具有显著的政策效应。因而,试点政策实施的基础在于调整城市产业集聚的比重,只有当试点城市的生产性服务业具备了规模效应与技术外溢的条件后,试点政策才能够对两类产业集聚均表现为积极的促进作用。

其次,由于创新型城市试点政策“重服务,轻制造”的产业集聚倾向,其对产业协同集聚的影响表现为负向的抑制作用。在城市产业的发展过程中需要重视产业集聚的协同性问题,应当在具体的政策实践与试点城市推进中,优化相应的政策指标,将产业协同性指标纳入创新型城市试点政策的考

核体系中,使得试点城市在促进生产性服务集聚的同时,兼顾制造业集聚的情况,进而发挥城市产业集聚协同发展。

最后,对于产业集聚的城市区域异质性特征,我们应当继续实现试点政策对于中西部地区制造业集聚的促进作用,以此推进中西部地区生产性服务业与制造业的协同发展以及区域产业结构升级。考虑到城市规模的异质性特征,应当重视中小城市在落实创新型城市试点政策过程中“失服务,抑制造”的产业集聚倾向,深化试点政策对城市生产性服务业集聚的促进作用,避免其对制造业集聚发展的抑制作用,重点考核中小城市试点政策的具体落实情况。在城市等级的异质性特征上,应当强化试点政策在低等级城市中的政策效应,率先实现政策对生产性服务业集聚的促进作用,有效发挥创新型城市试点政策在低等级城市中的产业集聚效应。

注释:

- ①限于篇幅,本文没有将城市产业集聚的特征事实及其与试点政策实施阶段的对应关系列出,感兴趣的读者可以向作者索要原稿。
- ②考虑到数据可得性,本文剔除昌吉和石河子两个地级市样本,同时由于本文的研究区间为2003—2017年,因此将2018年新增的17个创新型城市视为非创新型城市样本。
- ③在实际研究中,本文还分别通过改变时间窗口、Winsorize处理、控制相似政策冲击、控制省份—年份联合固定效应等方法进行了稳健性检验,检验结果与基准结果研究结论保持一致。限于篇幅,本文没有对这些估计结果进行汇报,感兴趣的读者可以向作者索要原稿。
- ④本文还分别针对城市区位、等级、规模等进行了异质性分析。限于篇幅,本文没有对这些估计结果进行汇报,感兴趣的读者可以向作者索要原稿。

参考文献:

- [1] 乔彬,张蕊,雷春. 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级 [J]. 经济评论,2019(6):80-96.
- [2] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. 经济研究,2018(12):129-143.
- [3] 韩峰,阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架 [J]. 管理世界,2020(2):72-94+219.
- [4] 唐晓华,张欣珏,李阳. 中国制造业与生产性服务业动态协调发展实证研究 [J]. 经济研究,2018(3):79-93.
- [5] 齐讴歌,赵勇,王满仓. 城市集聚经济微观机制及其超越:从劳动分工到知识分工 [J]. 中国工业经济,2012(1):36-45.
- [6] 陈建军,刘月,邹苗苗. 产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景 [J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2016(3):150-163.
- [7] 师博,沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率 [J]. 管理世界,2013(10):6-18+187.
- [8] 陆凤芝,杨浩昌. 产业协同集聚与环境污染治理:助力还是阻力 [J]. 广东财经大学学报,2020(1):16-29.
- [9] 张虎,韩爱华,杨青龙. 中国制造业与生产性服务业协同集聚的空间效应分析 [J]. 数量经济技术经济研究,2017(2):3-20.
- [10] HELSLEY R W, STRANGE W C. Coagglomeration, clusters, and the scale and composition of cities [J]. Journal of political economy, 2014, 122(5): 1064-1093.
- [11] 刘纯彬,杨仁发. 中国生产性服务业发展的影响因素研究——基于地区和行业面板数据的分析 [J]. 山西财经大学学报,2013(4):30-37+48.
- [12] 易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架 [J]. 管理世界,2015(10):24-39+90.
- [13] 王兵,聂欣. 产业集聚与环境治理:助力还是阻力——来自开发区设立准自然实验的证据 [J]. 中国工业经济,2016(12):75-89.
- [14] AGHION P, AKCIGIT U, CAGÉ J, et al. Taxation, corruption, and growth [J]. European economic review, 2016, 86: 24-51.

- [5] 张虎,韩爱华. 制造业与生产性服务业耦合能否促进空间协调——基于 285 个城市数据的检验 [J]. 统计研究, 2019(1): 39-50.
- [6] 陆剑宝. 基于制造业集聚的生产性服务业协同效应研究 [J]. 管理学报, 2014(3): 396-401.
- [7] 胡国平,徐显峰,刘军,等. 都市生产性服务业外向发展机制及影响因素——基于我国 15 个副省级城市 1999—2008 年面板数据的研究 [J]. 宏观经济研究, 2012(3): 40-47.
- [8] 李政,杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. 经济学动态, 2019(8): 70-85.
- [9] 王保乾,罗伟峰. 国家创新型城市创新绩效评估——以长三角地区为例 [J]. 城市问题, 2018(1): 34-40.
- [10] 曾婧婧,周丹萍. 区域特质、产业结构与城市创新绩效——基于创新型城市试点的准自然实验 [J]. 公共管理评论, 2019(3): 66-97.
- [11] 霍丽,惠宁. 制度优势与创新型城市的形成 [J]. 学术月刊, 2006(12): 59-65.
- [12] 聂飞,刘海云. 国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的影响 [J]. 经济评论, 2019(6): 67-79.
- [13] 李小平,李小克. 偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长 [J]. 经济研究, 2018(10): 82-96.
- [14] 文丰安. 生产性服务业集聚、空间溢出与质量型经济增长——基于中国 285 个城市的实证研究 [J]. 产业经济研究, 2018(6): 36-49.
- [15] 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(8): 30-38.
- [16] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [17] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究 [J]. 管理世界, 2013(8): 41-52.
- [18] 阎川,雷婕. 财政分权对产业集聚影响的实证分析 [J]. 经济评论, 2019(3): 104-122.
- [19] 胡兆廉,石大千. “溢出效应”抑或“污染效应”? ——贸易自由化对工业二氧化硫排放的新视角与再测算 [J]. 统计研究, 2019(12): 94-105.
- [20] 刘晔,张训常,蓝晓燕. 国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于 PSM-DID 方法的实证研究 [J]. 财政研究, 2016(10): 63-75.
- [21] 方颖,赵扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献 [J]. 经济研究, 2011(5): 138-148.
- [22] 马忠新,陶一桃. 企业家精神对经济增长的影响 [J]. 经济学动态, 2019(8): 86-98.
- [23] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American economic review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [24] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.

(责任编辑:戴芬园)

Can you have both fish and bear's paw? The impact of innovative city pilot policy on urban industrial agglomeration

HU Zhaolian¹, NIE Changfei², SHI Daqian³

(1. Business School, Jiangsu Normal University, Xuzhou 221116, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

3. School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The pilot construction of innovative cities has increased the factor resource endowment level of the pilot cities through the policy-induced increase in the input of innovative elements, thereby reducing the production costs of enterprises. Combined with the cultivation of innovative enterprises and the improvement of innovation carriers, it jointly promotes the development of industrial agglomeration in pilot cities. Based on the panel data of 283 prefecture-level and above cities in

China from 2003 to 2017, this paper uses PSM and DID analysis methods to test the above theoretical mechanism by taking the exogenous impact of the implementation of the innovative city pilot policy as a quasi-natural experiment. The results show that the pilot policy of innovative cities has the phased characteristics of “emphasizing services and neglecting manufacturing”, which has an inhibitory effect on the collaborative agglomeration of urban industries. This conclusion is still significant after a series of robustness tests and endogenous analyses. Through further in-depth research, it is found that in cities with a high degree of agglomeration of producer services, the implementation of the pilot policy shows the policy orientation of both producer services agglomeration and manufacturing agglomeration, which indicates that the pilot policy eventually has a positive impact on the agglomeration of urban manufacturing industries by promoting the agglomeration of producer services.

Key words: innovative city; pilot policy; industrial agglomeration; emphasizing services and neglecting manufacturing; quasi-natural experiment; instrumental variable

(上接第 112 页)

Administrative approval system reform and firm financialisation: analysis of a quasi-natural experiment based on the administrative approval centers' establishment

LIU Chang¹, ZHANG Jinghua², WANG Xirui³

(1. School of Public Finance and Administration, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. Research Institute, The State Administration of Taxation Party School of CCP, Yangzhou 225007, China;

3. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The downward pressure on the economy, coupled with the impact of COVID-19, has brought more uncertainty to the struggling industrial operation. Shifting away from real economy towards virtual economy has also become an inevitable choice in the development path of many real enterprises. Using financial data of A-share listed companies from 1998 to 2018, this paper establishes a quasi-natural experiment from the administrative approval center, based on the firm financialisation under the perspective of institutional change. The paper then systematically examines the impact of the administrative approval system reform on firm financialisation by adopting the difference-in-differences model. The study finds that the reform of the administrative approval system has a significant dampening effect on firm financialisation in general. The main influence mechanism is that the establishment of administrative approval centers is conducive to lowering the barriers to entry and stimulating R&D innovation, which in turn changes the existing resource endowment of enterprises and the order of market competition, allowing real enterprises to develop an endogenous motivation to focus on industry. Further research shows that the dampening effect of the establishment of administrative approval centers on firm financialisation greatly exists among eastern regional enterprises, domestic enterprises and profitable ones. This study takes the institutional change dimension as a starting point, in the hope of providing new perspectives and new ideas to grasp the deeper mechanisms of firm financialisation and to correct the company's tendency from real economy to virtual economy.

Key words: administrative approval system reform; real economy; firm financialisation; administrative approval center; quasi-natural experiment; difference-in-differences model