

DOI: 10.19361/j.er.2019.06.05

国家创新型城市建设对我国FDI质量的影响

聂 飞 刘海云*

摘要:本文立足于国家创新型城市建设的政策背景,分析了我国本土企业生产率提升影响FDI质量的“回路效应”,并结合2003—2015年间中国266个地市级的面板数据进行匹配实验,利用双重差分法予以检验。研究发现,国家创新型城市建设通过“回路效应”总体上提升了我国FDI质量,且对东部和中部地区FDI质量的促进作用更为明显,“回路效应”对我国FDI质量的正向作用在一年之后显现并持续存在。本文研究结论回应了近期中美贸易战有关知识产权的争论,对提升我国FDI质量具有重要的政策意涵。

关键词:国家创新型城市;FDI质量;回路效应;PSM-DID

一、引言

改革开放以来,凭借国内广阔的市场潜力和廉价劳动力优势,中国通过“引进来”战略的实施大量引进劳动密集型外商直接投资(Foreign Direct Investment,简称FDI)企业进入,弥补了国内资本不足,获取了成熟的生产技术。中国在FDI规模上有了历史性的突破,并迅速形成了加工制造业发展的后发优势,成为了全球价值链中代工环节不可或缺的一部分。然而,长期以“量”取胜的引资模式使我国形成了粗放型经济增长方式,造成了本土企业对外资企业技术转移的路径依赖和自生能力严重不足的问题。近年来随着中国经济进入“三期叠加”的新常态阶段,通过外资规模增长所形成的出口导向型产业发展模式愈发难以为继,而高技术产业领域普遍存在的技术瓶颈又无法适应新的消费增长热点,导致我国部分沿海地区出现了严峻的产业空心化问题(吴海民,2012)。党的十九大以来,FDI质量已经取代FDI规模成为当前我国实施“引进来”战略的主要目标。为此,我国开始加快推进国家创新型城市建设,以推动经济发展方式由要素驱动型向创新驱动型转变。我国创新型城市建设总体上正是由点及面逐渐展开的。2008年国家发展和改革委员会批准在深圳进行首轮国家创新型城市建设试点。在深圳先行试点工作的基础上,2010年出台了《国家发展改革委关于推进国家创新型城市试点工作的通知》(发改高技[2010]30号),指出要扩大国家创新型城市建设试点范围,同意在全国16个城市进行新一轮国家创新型城市试点;同期,科技部印发了《关于进一步推进创新型

* 聂飞,华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子信箱:nie.fei@163.com;刘海云(通讯作者),华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:lhaiyun@mail.hust.edu.cn。

本文获得国家社会科学基金青年项目“工业化后期阶段中国对外直接投资的去工业化效应及优化对策研究”(项目编号:19CJY049)的资助。作者感谢两位匿名审稿人富有建设性的意见与无私帮助,当然文责自负。

城市试点工作的指导意见》(国科发体[2010]155号),连续支持在全国36个城市开展国家创新型城市建设试点。在接下来的三年时间内,科技部共分三批新增了16个国家创新型城市建设试点。截至2015年,我国国家创新型城市建设试点数量总共达到61个^①。

国家创新型城市建设作为当前我国实施的一项重要经济政策,担负着实现我国经济增长由传统要素驱动向创新驱动转变的重要使命,其着力点在于提高本土企业的自主创新能力。与此同时,我国密集出台和实施了一系列旨在鼓励高技术产业发展与针对企业创新的资本信贷、人才支撑、创新环境和政府服务等相关政策,企业的创新活动受到了前所未有的鼓舞和支持。国家创新型城市建设使我国医药制造、航空航天设备制造、电子及通信设备制造等新兴战略产业得到了有效扶持,涌现了大量具有自主知识产权的科技成果,甚至在某些领域实现了“弯道超车”,并出现了本土企业对外资企业的并购现象,如2017年中国海信电器股份有限公司收购日本东芝电视等。截至2018年末,全国累计登记技术合同411 985项,成交金额17 697.42亿元,同比增长12.08%和31.83%。^②我国具有自主知识产权和品牌实力的本土企业纷纷涌现,对外资企业在我国的技术优势与市场份额产生了冲击,我国本土企业正由以往对外资企业的技术“依赖者”角色转变为对外资企业的技术“反哺者”角色,这可能会对外资企业在我国投资过程中的技术选择和研发策略产生影响(蒋殿春等,2019)。因此,亟待回答的问题是:国家创新型城市建设是否会对我国FDI质量产生促进作用?该作用形成的内在机理是什么?有别于以往研究,本文着重分析了国家创新型城市建设背景下,我国本土企业对外资企业逆向技术溢出的“回路效应”,研究结论回应了近期中美贸易战有关知识产权的争论,对提升我国FDI质量同样具有参考价值。

二、文献回顾

本地企业生产率对FDI质量的影响具有深刻的理论渊源。Krugman(1991)提出的新经济地理理论最早论证了以技术创新为驱动力量的发展模式优势在于,推动本地企业固有投入水平下的生产可能性边界上升,从而克服其要素边际报酬递减的难题。Schumpeter(1927)提出的创造性毁灭理论从企业组织层面印证了创新型城市出现的必然性,认为创新驱动式的城市发展会对本地企业组织形式提出新的要求,促使其通过更新换代来提升生产率。在开放经济条件下,本地生产率的变化自然能够带来地区FDI质量的变化。Dunning(1977)提出的国际生产折中理论认为,东道国企业生产率构成跨国公司投资的区位因素之一,东道国企业生产率越高意味着外资企业进入将面临较高的技术瓶颈和较为激烈的市场竞争,只有具备所有权优势的跨国公司才会进行投资,在某种程度上形成了东道国企业生产率对FDI质量的自选择机制。后续部分经验研究从不同视角证实东道国生产率提升对FDI质量的正向作用。Seyoum等(2015)研究发现,埃塞俄比亚高生产率企业发展对中国高端制造业企业进入有着显著促进作用。Tang和Zhang(2016)研究发现,人力资本和研发支出能够提高中国本土企业的技术吸收能力,有利于高技术外资企业进入。Kergroach(2019)基于全球价值链(GVCs)视角研究发现,本地产业技术升级能够有效支撑外资企业的技术创新活动。仲鑫和陈

^①国家创新型城市的具体名单参见2016年科技部和国家发展改革委《科技部 国家发展改革委关于印发建设创新型城市工作指引的通知》(国科发创[2016]370号)。

^②资料来源:科学技术部火炬高技术产业开发中心网站,<http://www.ctp.gov.cn/kjb/index.shtml>。

相森(2012)运用1993—2008年我国城市面板数据研究发现,城市间FDI质量受到WTO制度所带来的本国企业生产率变化的影响。王晓红和沈家文(2015)通过对2013—2014年我国利用外资变化轨迹的分析发现,我国生产率提升明显促进了FDI质量的优化。

那么,创新型城市建设如何影响FDI质量呢?对此问题,目前学界尚未进行直接探讨,文献中涉及较多的问题是创新型城市建设的绩效评价。邹燕(2012)运用聚类分析方法分析对比中国23个重点创新型城市的创新结构发现,东部沿海城市的知识创新能力、技术产业创新能力、创新环境支撑能力普遍处于优势。周晶晶和沈能(2013)则运用因子分析法对我国14个创新型城市评价指标的数据分析发现,我国创新型城市建设呈现不均衡发展的现象,尤其是东部地区和西部地区创新型城市建设绩效存在显著差异。然而,以上定量研究结果受到创新型城市对象选择与研究方法的限制,且大多未能关注创新型城市建设的经济效应。创新型城市建设带给我国国民经济的影响是系统性的,可能引发产业结构升级、技术水平提升乃至经济增长模式转变等(Feldman and Audretsch, 1999)。如果基于开放视角,创新型城市建设作为政策冲击,还将改变外资企业投资的经济环境,进而影响其投资决策。然而,目前学界对此问题的探讨却相对匮乏。

综上,创新型城市建设对企业生产率的重要性在诸多理论中得以反映;同时,现有文献基本证实了本地企业生产率对FDI质量的正向效应,这为本文分析国家创新型城市建设影响我国FDI质量的“回路效应”提供了可能。然而,现有研究对创新型城市建设的绩效进行了定量评价,却忽视了创新型城市建设的经济效应。就研究方法而言,可供选择的方法有以下两种:一是使用最小二乘法(OLS)等单差分方法进行回归;二是将国家创新型城市建设视为典型的“准自然实验”,综合使用倾向性得分匹配法(Propensity Score Matching,简称PSM)和双重差分法(Difference-in-differences,简称DID)进行回归。第二种方法的优势在于,除了能够扩大样本容量,对缓解内生性问题也有一定作用。因此,本文将国家创新型城市建设作为初始政策冲击,剖析了本土企业生产率影响我国FDI质量的“回路效应”,并将2010年国家创新型城市建设试点作为典型事件,运用DID方法予以证实。

三、机制分析

国家创新型城市建设是我国本土企业生产率提升影响FDI质量的“回路效应”的重要政策背景。从本质上讲,“回路效应”是指我国本土企业生产率提升所产生的对外资企业的逆向技术溢出,表现为现有外资企业进行技术创新或者吸引更多高生产率外资企业进入,最终会实现FDI质量的全面提升。本文将重点结合我国国家创新型城市建设背景对“回路效应”进行分析,具体机制见图1。

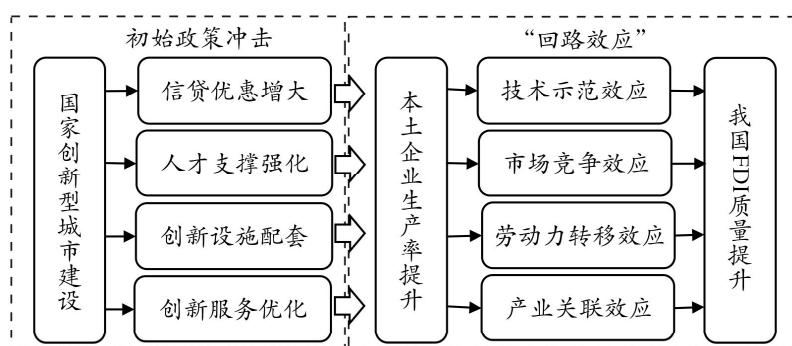


图1 国家创新型城市建设影响我国FDI质量的“回路效应”示意图

新经济地理理论和创造性毁灭理论均认为城市创新驱动发展模式对本土企业生产率具有正向作用。国家创新型城市建设作为初始政策冲击,对我国本土企业生产率的影响可归纳为信贷资金、人力资本、创新平台和制度条件四个方面(程惠芳、陆嘉俊,2014)。第一,国家创新型城市建设要求地方政府与担保机构及银行等多类金融机构为当地具有创新潜能的企业研发活动提供必要的贷款资金支持,包括短期贷款信用担保、长期贷款风险补偿等。这较大程度缓解了制约我国本土企业研发活动的资本瓶颈,有利于企业扩大具有自主知识产权的创新成果产出并提升其市场影响力,促进其生产率提升。第二,国家创新型城市建设将培育和吸引人才资源作为其中的重要内容,要求地方政府根据自身实际情况增加教育投入,注重培育研发人员与职业技术人员,同时借助于多种创新项目与平台提供配套人才引进项目,充实地区人力资本。这有利于我国本土企业降低人才搜寻成本,利用更高质量的人力资本,实现更具竞争力的创新成果,促进生产率提升。第三,国家创新型城市建设为本土企业创新提供了良好的开放式创新平台。注重高技术产业园区、技术创新示范区等园区基础设施建设,以此为核心吸引我国创新实力较强的大型企业入驻,共用创新资源形成规模报酬递增效应。同时,园区内企业既能够通过水平竞争和联合研发以扩大研发支出与创新成果产出,并通过产业垂直联系实现技术成果相互转移。这将有利于我国优化创新资源配置,实现本土企业自主创新的正向协同效应。第四,国家创新型城市建设力求将发展科技型中小企业作为地区创新决策、投入、研发乃至应用成果推广的主要抓手。围绕其构建地区产学研一体化的创新体系,重点培育市场化研发中介和鼓励研发服务外包新业态的发展,并通过提升行政审批效率来降低本土企业创新的制度性交易成本,促使其加强新产品研发。这有利于本土企业优化创新资源配置,实现本土企业自主创新的正向激励效应。

在国家创新型城市建设的影响下,我国本土企业生产率的不断提升,会通过水平技术溢出和垂直技术溢出两种渠道对外资企业形成逆向技术溢出的“回路效应”。水平技术溢出主要通过技术示范效应、市场竞争效应和劳动力流动效应实现(Teece, 1977),垂直技术溢出则通过产业关联效应实现(Javorcik, 2004)。水平技术溢出方面,示范效应指我国本土企业研发与运用的新技术为外资企业所效仿,促使外资企业运用相似的研发策略和新技术(陈琳、林钰,2009)。市场竞争效应指我国本土企业运用新技术能够挤占外资企业的部分市场份额,市场竞争加剧迫使外资企业扩大研发力度或运用前沿技术(沈坤荣、孙文杰,2009)。劳动力转移效应是指高级人才在我国本土企业与外资企业之间的频繁流动所带来的研发资源和技术转移(刘厚俊、王丹利,2011)。另外,垂直技术溢出的产业关联效应则分为以下两种情况:一是产业链前端我国本土企业的中间产品质量提升对产业链末端外资企业生产率的溢出效应,二是产业链末端我国本土企业的技术升级对产业链前端外资企业生产率的溢出效应(孟祺,2010)。以上四种效应不仅能够充分发挥对我国已有投资的外资企业的创新潜能,而且将会提高外资企业对我国投资的技术门槛,吸引更多具有前沿技术、商标品牌等优势的高质量外资企业对我国进行投资,加快我国 FDI 质量提升。

四、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

便于分析,我们选择 2010 年国家创新型城市建设试点作为外生政策冲击,原因如下:一是该批次国家创新型城市建设试点时间较早,在饱和期限内有助于试点政策效果的充分展

现,二是该批次国家创新型城市建设试点城市数量较多,且规模较大,能够为我们提供更大的样本量。本文分别构建政策对象虚拟变量 du 和政策时点虚拟变量 dp 。其中,前者根据城市是否实施国家创新型城市建设而区分为处理组城市和控制组城市,处理组城市变量 du 取值为 1,控制组城市变量 du 取值为 0;后者则根据国家创新型城市建设试点实施时点 2010 年区分为试点前区间和试点后区间两组,试点前区间变量 dp 取值为 0,试点后区间变量 dp 取值为 1。然后,将城市 FDI 质量用变量 fdi 表示。国家创新型城市建设试点实施前后 FDI 质量的变化可表示为 Δfdi 。对于某个城市而言,若其进行了国家创新型城市建设试点,前后两个区间城市 FDI 质量的变化表示为 Δfdi^1 ;若其未进行国家创新型城市建设试点,则前后两个区间城市 FDI 质量的变化表示为 Δfdi^0 。因此,国家创新型城市建设对 FDI 质量的实际影响可由以下双重差分式表示:

$$\zeta = E(\zeta | du = 1) = E(\Delta fdi^1 | du = 1) - E(\Delta fdi^0 | du = 1) \quad (1)$$

(1)式中: $E(\Delta fdi^0 | du = 1)$ 的内涵是,对于处理组城市而言,其未进行国家创新型城市建设试点情况下的 FDI 质量的变化通常无法直接观测,构成了一般意义上的“反事实”。需要通过倾向性匹配(PSM)实验消除处理组城市与控制组城市因自身 FDI 质量条件差异而造成的样本“自选择”问题,尽可能为处理组城市找到合适的控制组对象。可计算国家创新型城市 FDI 质量的平均处理组效应(ATT)如下:

$$ATT = E(\Delta fdi^1 | du = 1) - \hat{E}(\Delta fdi^0 | du = 0) \quad (2)$$

(2)式中: $\hat{E}(\Delta fdi^0 | du = 0)$ 是通过 PSM 实验估计得到的控制组城市前后两个区间 FDI 质量的变化,能够直接观测得到。因此,我们能够使用(2)式中的 ATT 来近似拟合 ζ 。在找到符合条件的控制组城市之后,我们便可在控制城市特异性因素的基础上,运用双重差分法(DID)对国家创新型城市建设对 FDI 质量的政策效果进行评估。基准 DID 模型设定为:

$$fdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_i + \alpha_2 dp_t + \alpha_3 du_i \times dp_t + z_{it} \boldsymbol{\theta} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中:下标 i, t 分别表示城市 ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) 和时期 ($t = 1, 2, 3, \dots, T$)。 fdi_{it} 为结果变量,表示城市 FDI 质量; du_i 和 dp_t 为前文定义的二元虚拟变量; z_{it} 为特征控制变量集,根据 Dunning(1981)的投资发展路径理论(IDP)框架,影响城市 FDI 质量的区位优势主要包括要素禀赋、市场潜力、开放程度、市场化水平与环境规制五个方面。同时,我们还通过加入城市固定效应和时间固定效应分别控制区位特征因素和共同政策趋势性因素,分别使用 μ_i 和 ν_t 表示。 ε_{it} 为模型随机扰动项。参数 α_1, α_2 为二元虚拟变量的估计系数, $\boldsymbol{\theta}$ 为特征控制变量系数集。结合式(2)中 ATT 的计算可知,处理组城市与匹配控制组城市 FDI 质量变化的差异 α_3 即为二元虚拟变量的交互项 $du_i \times dp_t$ 的估计系数。

为了检验国家创新型城市建设试点背景下的“回路效应”的存在性,本文在式(3)基础上引入城市本土企业生产率变量 tfp ,将其作为中介变量,构建其与二元虚拟变量的交互项。拓展 DID 模型设定如下:

$$fdi_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i + \beta_2 dp_t + \beta_3 tfp_{it} + \beta_4 du_i \times dp_t + \beta_5 du_i \times dp_t \times tfp_{it} + z_{it} \boldsymbol{\theta} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中: β_i 为估计系数。其中, β_3 反映的是我国本土企业生产率提升影响 FDI 质量的“回路效应”,预期符号为正。 β_5 能够刻画国家创新型城市建设通过“回路效应”对我国 FDI 质量的净影响,当且仅当满足条件 $\beta_5 > 0$ 时,方可证明国家创新型城市建设作为初始政策冲击,通过“回路效应”对我国 FDI 质量具有正向作用。

(二) 数据说明

本文选用的数据为 2003—2015 年间中国 266 个地级市的面板数据,样本总数为 3 458 个。其中,处理组城市为 42 个,控制组城市为 224 个。^① 城市样本具体筛选过程如下:首先,基于 2010 年我国科技部公布的第一批国家创新型城市建设试点名单确定本文处理组城市,该批次公布的国家创新型城市数量为 44 个,鉴于数据的可获得性,剔除吉昌市和石河子市这 2 个非地级市,将余下的 42 个地级市作为处理组城市;其次,考虑到我国国家创新型城市建设试点时间节点的非一致性的干扰,剔除深圳市、2011—2013 年间新获批的国家创新型城市;最后,剔除撤县设市之后成立的新地级市和样本缺失严重的城市。本文变量所需数据主要根据历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各市统计年鉴、各市国民经济与社会发展统计公报等资料整理得到。表 1 给出了模型主要变量的描述性统计。变量的选取依据及代理指标说明如下:

1. 城市 FDI 质量的测度

考虑到综合指标较之于单一指标能够更全面地衡量地区 FDI 质量,借鉴白俊红和吕晓红(2017)、邹建华和韩永辉(2013)的研究,本文构建了一个 FDI 质量的指标体系,并采用因子分析法计算每个指标的综合因子得分,最终得到城市 FDI 质量的综合指标。主要包括以下四类单一指标:(1)外资相对规模指标。使用城市实际利用外资额/外资项目数表示。(2)外资出口能力指标。使用城市外资企业出口额/出口总额表示。(3)外资技术水平指标。由于技术水平的提高可以促进专业化分工,故使用(城市外资工业行业产值/外资工业从业人数)/(规模以上工业行业产值/规模以上工业从业人数)表示^②。(4)外资盈利能力指标。盈利能力通常通过企业的利润率衡量,使用城市外资工业行业的成本费用利润率/规模以上工业行业的成本费用利润率表示。

2. 城市本土企业生产率的测度

基于数据的可获得性,本文选择数据包络法(DEA)计算得到的 Manquist 指数来表示城市本土企业生产率。其中,本文使用城镇工业生产者出厂价格指数折算成 2003 年不变价表示的规模以上内资企业实际工业总产值作为城市本土企业产出的代理指标,使用城镇规模以上工业企业资本存量和年末城镇规模以上工业企业从业人员分别作为城市本土企业资本投入和劳动力投入的代理指标^③。

3. 城市特征控制变量的测度

借鉴聂飞(2018)的研究,对城市特征控制变量的测度指标说明如下:要素禀赋主要体现于劳动力、资本和土地三类生产要素存量。其中,劳动力要素禀赋使用城市单位从业人员期末人数表示,记作 *labor*;资本要素禀赋使用永续盘存法核算的城市资本存量表示,记作 *capital*;土地要素禀赋使用城市建成区面积表示,记作 *area*。市场潜力主要体现于居民收入水平和工业化水平。其中,居民收入水平使用消费者物价指数折算为 2003 年不变价表示的城市实际人均 GDP 表示,记作 *income*;工业化水平使用城市规模以上工业总产值占 GDP 比重表示,记作 *indust*。开放程度使用城市限额以上批发零售贸易业商品销售总额占 GDP 比

^①限于篇幅,城市样本名单未给出,读者如有需要,可向作者索取。

^②工业行业产值与工业从业人数的比值实际上就是劳动生产率,是技术水平的测度指标。

^③资本存量使用永续盘存法核算,可参考张军等(2004)的研究。

重表示,记作 *open*。市场化水平使用城市公共财政支出占 GDP 的比重表示,记作 *market*。地区环境规制程度使用城市废物利用率^①代理,记作 *envir*。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	单位	全部城市			处理组城市			控制组城市		
		样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<i>fdi</i>	指数	3 458	694.31	1492.32	521	695.12	973.52	2 937	694.17	1566.63
<i>tfp</i>	指数	3 458	1.29	1.24	521	1.28	1.01	2 937	1.29	1.28
<i>labor</i>	万人	3 458	46.40	71.52	521	135.69	147.30	2 937	30.56	22.68
<i>capital</i>	亿元	3 458	1058.39	1851.60	521	3496.05	3626.47	2 937	625.96	682.69
<i>area</i>	km ²	3438	107.62	156.70	521	325.62	264.04	2 937	69.21	82.27
<i>income</i>	万元	3 458	1.35	1.19	521	2.58	1.34	2 937	1.14	1.01
<i>indust</i>	%	3 458	125.89	66.33	521	138.45	48.06	2 937	123.67	68.84
<i>open</i>	%	3 458	32.78	34.17	521	75.15	55.15	2 937	25.27	21.46
<i>market</i>	%	3 458	15.42	9.59	521	11.89	9.02	2 937	16.04	9.56
<i>envir</i>	%	3 458	69.64	23.13	521	81.64	15.78	2 937	67.51	23.57

注:为了降低样本异方差对模型估计结果的干扰,在后文分析中对表中所有变量均取对数。

五、实证检验与结果分析

(一) 样本匹配实验

为了避免样本选择性偏差,本文使用 PSM 方法估计控制组城市的倾向得分和频数权重,选择满足平衡性条件的匹配控制组。由于匹配过程需要满足可忽略性假设,本文将城市要素禀赋、市场潜力、开放程度、市场化水平与环境规制等因素作为预测控制变量,同时引入结果变量的三期滞后项,定义为 *fdi*₁、*fdi*₂ 和 *fdi*₃。鉴于目前已有最小临近匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配和马氏距离匹配等多种匹配实验方法^②,便于比较,我们在表 2 中给出了上述五种匹配实验结果。

表 2 样本匹配实验结果

匹配实验	匹配前			匹配后			样本数		
	处理组	控制组	t 值	处理组	控制组	t 值	处理组	匹配控制组	总和
最小近邻匹配	6.2873	5.7911	5.73 ***	6.2873	5.4930	1.88 *	409	2 096	2 505
半径匹配	6.2873	5.7911	5.73 ***	6.2488	5.7563	1.42	409	2 096	2 505
核匹配	6.2873	5.7911	5.73 ***	6.2858	5.6701	1.47	409	2 096	2 505
局部线性回归匹配	6.2873	5.7911	5.73 ***	6.2873	5.6376	1.54	409	2 096	2 505
马氏距离匹配	6.2873	5.7911	5.73 ***	6.2873	6.0063	1.26	409	2 096	2 505

注:(1)马氏距离匹配比例为 1:3,由于我们已经剔除了部分重复配对的城市样本,故匹配结果中并未按 1:3 比例呈现。本文也按照 1:1 和 1:2 的比例进行了稳健性检验,匹配结果均较为稳健。其他匹配实验方法均采取默认匹配比例和函数形式。(2)估计倾向性得分的默认方法为 probit 模型。(3)表中 t 检验原假设为“处理组和控制组的样本均值相等”,通过自助法计算得到。(4) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。下表同。

结果显示,除了最小临近匹配实验,其他匹配实验均接受处理组城市和控制组城市均值相等的原假设,说明通过匹配实验能够较好地克服样本固有的选择性偏差问题。根据统计

^① 废物利用率为城市一般工业固体废物综合利用率、污水处理厂集中处理率和生活垃圾无害化处理率的加权平均。

^② 核匹配和局部线性回归匹配属于非参数匹配方法。

学上的“标准化偏差”指数变化发现,四种匹配实验后的处理组城市和控制组城市的预测控制变量的“标准化偏差”指数围绕 0 轴分布比较均匀,通过平衡性检验^①。不失一般性,本文以马氏距离匹配实验结果为基准,为 409 个处理组城市样本点找到了 2 096 个最为接近的匹配控制组城市样本点。^②

(二) 初始检验

接下来,本文对匹配样本数据进行了初始检验,具体结果如表 3 所示。

表 3 初始检验结果

解释变量	基准 DID 模型				拓展 DID 模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>du</i>	0.0108 (0.10)	11.3000 (1.35)	0.3200 *** (3.12)	23.7700 (1.26)	0.0129 (0.12)	11.3400 (1.36)	0.3190 *** (3.11)	23.9100 (1.25)
<i>dp</i>	0.8630 *** (9.60)	0.3130 *** (3.53)	2.2620 *** (13.01)	2.4830 *** (3.24)	0.8670 *** (9.59)	0.3160 *** (3.52)	2.2660 *** (12.92)	2.4990 ** (2.25)
<i>tfp</i>					0.0152 ** (2.53)	0.0068 ** (2.37)	0.0117 ** (2.45)	0.0820 ** (2.44)
<i>du</i> × <i>dp</i>	0.0262 ** (2.23)	0.1150 ** (2.31)	0.1630 ** (2.53)	0.1060 ** (2.21)	0.0756 ** (2.54)	0.1400 ** (2.49)	0.1710 ** (2.32)	0.1410 ** (2.49)
<i>du</i> × <i>dp</i> × <i>tfp</i>					0.0414 *** (3.62)	0.0203 ** (2.61)	0.0081 *** (3.12)	0.0291 *** (2.85)
常数项	2.0020 *** (2.86)	-9.8210 *** (-7.45)	5.1270 *** (6.83)	-21.3900 * (-1.77)	1.9730 *** (2.81)	-9.8320 *** (-7.43)	5.1430 *** (6.82)	-21.4700 * (-1.76)
特征控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
城市固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
样本量	2 505	2 505	2 505	2 505	2 502	2 502	2 502	2 502
R ²	0.1594	0.6060	0.2131	0.6086	0.1597	0.6059	0.2132	0.6085
F 值	51.47	36.06	47.27	36.15	43.51	35.59	42.74	35.79

注:(1)括号内为 *t* 统计值,通过稳健标准误计算获得。(2)特征控制变量包括城市要素禀赋、市场潜力、开放程度、市场化水平与环境规制。(3)样本观测值由处理组城市与匹配控制组城市构成。下表同。

方程(1)-(4)和方程(5)-(8)分别为基准 DID 模型和拓展 DID 模型的估计结果。其中,方程(1)和方程(5)为没有加入固定效应的基准检验,而方程(2)-(4)和方程(6)-(8)则分别在前者基础上逐步控制固定效应。在 10% 显著性水平上,方程(4)和方程(8)中的 *du* 的估计系数不显著,说明随着城市特征控制变量和固定效应的加入,处理组城市的 FDI 质量不一定比控制组城市高。因此,我们在匹配实验基础上通过控制城市基本特征和时间维度的影响能够较好地消除城市 FDI 质量的“自选择”问题,即国家创新型城市建设开展之前处理组城市与控制组城市 FDI 质量并无差异。在 5% 及以上显著性水平上,所有方程中的 *dp* 的估计系数都显著为正,说明如果不考虑国家创新型城市建设的影响,无论是处理组还是控制组,其 FDI 质量都在逐年上升。在 5% 显著性水平上,所有方程中的交互项 *du*×*dp* 的估计系数均显著为正,说明国家创新型城市建设有效提升了我国 FDI 质量。在 5% 显著性水平上,方程(5)-(8)中的中介变量 *tfp* 的估计系数显著为正,说明本土企业生产率的提升对城市 FDI 质量具有积极作用,证实了“回路效应”的存在性。同时,方程(5)-(8)中的中介变量

①限于篇幅,平衡性检验结果未列出,读者如有需求,可向作者索取。

②马氏距离匹配方法的匹配效率精确度较高,被广泛用于各类政策、事件的效应评估研究中。不失一般性,本文将马氏距离匹配方法作为基准方法。

与二元虚拟变量的交互项系数均显著为正,说明国家创新型城市建设能够带来城市本土企业生产率的提升,进而形成对外资企业的逆向技术溢出效应,证明了国家创新型城市建设对城市FDI质量的正向作用主要是通过“回路效应”实现的。

(三)特定区位检验

我国区域经济发展二元特征明显,东中西三大地区城市发展差距较大,基于总体匹配样本的估计结果显然无法反映各区域城市样本数据固有的异质性,可能会造成估计结果偏差。鉴于此,我们根据城市所属经济区位将总体样本划分为东中西三个地区子样本,分别进行马氏距离匹配实验,结果如表4所示。在5%显著性水平上,匹配后的t值接受处理组城市和控制组城市均值相等的原假设,说明各地区处理组城市能够为自身找到理想的匹配控制组。其中,东中西部地区处理组城市的样本数量分别为204个、108个和97个,对应的匹配控制组城市的样本数量分别为693个、897个和506个。

表4 特定区位样本马氏距离匹配实验结果

所属经济区位	匹配前			匹配后			样本数		
	处理组	控制组	t值	处理组	控制组	t值	处理组	匹配控制组	总和
东部地区	6.0597	5.7249	4.12 ***	6.0597	5.9578	0.72	204	693	897
中部地区	6.9063	6.2718	4.12 ***	6.9063	6.8991	0.02	108	897	1 005
西部地区	6.0769	5.0295	4.51 ***	6.0769	6.5888	-1.15	97	506	603

注:(1)东中西部地区国家创新型城市数量分别为21个、11个和10个。(2)三大地区子样本马氏距离匹配实验结果均通过平衡性检验。

表5给出了特定区位样本的DID检验结果。

表5 特定区位检验结果

解释变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	(9)		(10)		(11)				
du	54.2034 *** (4.10)			22.2643 *** (2.67)			-24.3333 (-1.09)		
dp		10.9218 *** (3.70)		16.4559 *** (4.09)			1.4120 ** (2.23)		
tfp		0.0194 *** (2.80)		0.0472 ** (2.65)			0.0415 (1.41)		
du×dp		0.2299 ** (2.48)		0.0766 ** (2.52)			0.2344 * (1.88)		
du×dp×tfp		0.0380 *** (2.90)		0.0294 ** (2.56)			0.0111 (0.16)		
常数项		-70.7059 *** (-4.69)		59.9250 ** (2.65)			5.3671 ** (2.14)		
特征控制变量		控制		控制			控制		
时间固定效应		控制		控制			控制		
城市固定效应		控制		控制			控制		
样本量		897		1 005			603		
R ²		0.6594		0.5693			0.9192		
F值		36.52		28.26			706.91		

在1%显著性水平上,东部和中部地区子样本的du的估计系数均显著为正,而西部地区子样本du的估计系数为负但不显著,说明在不考虑时间维度的情况下,东部和中部地区处理组城市的FDI质量较之控制组城市更高。不难理解,东部和中部地区处理组城市主要由

省会城市或“较大的市”构成,创新资源集中且技术吸收能力强,比较有利于高技术产业外资企业的大规模进驻。 dp 的估计系数和显著性与前文一致,此处不再赘述。三大子样本交互项 $du \times dp$ 的估计系数在 10% 和 5% 显著性水平上显著为正,证明国家创新型城市建设对各地区的 FDI 质量均有着正向作用。需要注意的是,在 5% 以上的显著水平上,只有东部和中部地区子样本 tfp 的估计系数显著为正,而西部地区子样本 tfp 的估计系数并不显著,说明东部和中部地区的“回路效应”更为明显。原因在于,我国规模以上的本土企业主要分布于东部和中部城市,这些本土企业具有较强的研发能力,生产率相对较高,能够实现对外资企业的逆向技术溢出。此外,只有东部和中部地区子样本的中介变量与二元虚拟变量的交互项系数在 5% 显著性水平上显著为正,说明东部和中部地区国家创新型城市建设通过“回路效应”对 FDI 质量具有促进作用。

(四) 滞后效应检验

国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的影响可能存在滞后效应。由于创新型城市建设的目标具有前瞻性,即到 2020 年建设一批具有国际影响力的创新型城市,决定了其任务的艰巨性和复杂性,从而注定国家创新型城市建设是一个长期过程。尤其是国家创新型城市在产业政策的前期论证与提出、高技术产业园区规划与建设、建设效果的监测与评价等环节都需要花费一些时间,使得国家创新型城市建设产生的政策红利对外资企业技术研发与使用的影响可能存在滞后效应。那么,值得关注的问题是:国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的提升作用究竟在多长时间之后呈现以及是否持续存在呢?为此,我们在表 6 中给出了检验结果。在 10% 显著性水平上,方程(12)中的交互项 $du \times dp$ 的估计系数为正但不显著,而方程(13)–(15)中交互项 $du \times dp$ 的估计系数都显著为正,说明国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的正向作用在一年后出现。在 5% 显著性水平上,方程(13)–(15)中的中介变量 tfp 与二元虚拟变量的交互项系数显著为正,说明国家创新型城市建设通过“回路效应”对我国 FDI 质量的促进作用同样具有一年的滞后期。

表 6 滞后效应检验结果

解释变量	滞后 1 年	滞后 2 年	滞后 3 年	滞后 4 年
	(12)	(13)	(14)	(15)
du	22.8005 (1.46)	14.7817 (1.25)	17.6542 * (1.88)	15.5288 * (1.77)
dp	2.1967 ** (2.09)	2.0014 ** (2.00)	1.0029 ** (2.43)	1.0576 *** (2.46)
tfp	0.0069 (1.29)	0.0089 *** (3.32)	0.0102 *** (3.29)	0.0115 *** (2.33)
$du \times dp$	0.0710 (0.68)	0.0900 * (1.80)	0.1312 ** (2.12)	0.1040 *** (2.68)
$du \times dp \times tfp$	-0.0337 (-0.81)	0.0756 ** (2.25)	0.0244 ** (2.49)	0.0213 *** (2.24)
常数项	-23.7272 (-1.50)	-25.2912 (-1.22)	-23.9510 (-0.61)	-24.2176 (-0.62)
特征控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2 222	1 965	1 443	1 458
R^2	0.6003	0.5286	0.5264	0.5270
F 值	433.48	8.95	6.91	6.99

(五) 稳健性检验

为了检验研究结论的稳健性,本文采用目前在经验研究中广泛使用的中介效应模型重新进行检验。需要指出的是,中介效应模型既可以考察国家创新型城市建设对我国FDI质量的直接影响,还可以检验国家创新型城市通过作用于本土企业生产率对我国FDI质量的间接影响,后者显然是本文所关注的“回路效应”。本文在考虑城市特征控制变量集(z)的基础上,将城市本土企业生产率(tfp)作为中介变量,借鉴江轩宇(2016)的研究,构建中介效应模型对“回路效应”重新进行检验。模型设定如下:

$$fdi_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 du_i + \kappa_2 dp_t + \kappa_3 du_i \times dp_t + z\theta + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5A)$$

$$tfp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 du_i + \varphi_2 dp_t + \varphi_3 du_i \times dp_t + z\theta + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5B)$$

$$fdi_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 du_i + \gamma_2 dp_t + \gamma_3 du_i \times dp_t + \gamma_4 tfp_{it} + z\theta + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5C)$$

参照 Baron 和 Kenny(1986)等学者的研究,本文采用逐步法对模型进行检验,具体步骤如下:首先,估计模型(5A)中的估计系数 κ_3 ,检验国家创新型城市建设对我国FDI质量的总效应;然后,分别估计模型(5B)和(5C)中的系数 φ_3 和 γ_4 ,只有当两者同时大于0时,才表明中介效应存在,即国家创新型城市建设通过提升本土企业生产率,促进了我国FDI质量的提升。在此基础上,如果估计系数 γ_3 显著(不显著),表明本土企业生产率发挥了部分(完全)中介作用;如果 φ_3 和 γ_4 中至少有一个不显著,则通过Sobel检验判断中介效应 $\varphi_3 \times \gamma_4$ 的显著性。表7给出了中介效应的稳健性检验结果。在5%显著性水平上,国家创新型城市建设对我国FDI质量的总效应为正且有利于城市本土企业生产率提升,即便在控制了中介变量 tfp 之后,国家创新型城市对我国FDI质量的促进作用仍未改变。本土企业生产率提升能够显著改善我国FDI质量。该结果表明,本土企业生产率是国家创新型城市与我国FDI质量之间的部分中介因子。另外,Sobel Z统计量为3.7690,在1%显著性水平上显著,进一步证实了国家创新型城市建设通过“回路效应”对我国FDI质量的正向作用。

表7 稳健性检验结果

解释变量	<i>fdi</i>	<i>tfp</i>	<i>fdi</i>
	(16)	(17)	(18)
<i>du</i>	21.7610 ** (2.07)	0.1402 ** (2.11)	27.3700 ** (2.03)
<i>dp</i>	2.1611 *** (4.84)	0.2396 *** (3.46)	2.2025 *** (4.92)
<i>tfp</i>			0.0172 ** (2.45)
<i>du</i> × <i>dp</i>	0.0332 *** (3.41)	0.0048 ** (2.04)	0.0331 ** (1.40)
常数项	1.5941 *** (5.67)	0.2903 (0.67)	1.5991 *** (5.69)
特征控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
样本量	2 962	2 962	2 962
R ²	0.2950	0.0068	0.2955
F值	112.20	1.83	103.06
Sobel Z		3.7690 ***	

注:(1)由于部分样本城市FDI质量缺失,故回归样本从3 458减少为2 962。(2)Sobel检验的原假设是: $\varphi_3 \times \gamma_4 = 0$ 。

六、结论与政策启示

国家创新型城市建设提升了我国 FDI 质量吗?这是我国实施创新驱动发展过程中评价国家创新型城市引资绩效时不可回避的话题。为此,本文利用 2003—2015 年间中国 266 个地级市的面板数据,实证检验了国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的影响。结合国家创新型城市建设的政策背景,本文梳理了我国本土企业生产率提升影响 FDI 质量的“回路效应”。在此基础上,通过 PSM 实验方法为处理组城市找到了可供比较的控制组,并且运用 DID 方法进行了相应检验。结果表明:第一,国家创新型城市建设总体上提升了我国城市 FDI 质量,且“回路效应”显著存在;第二,由于东部和中部地区存在较好的创新条件,国家创新型城市建设通过“回路效应”提升其 FDI 质量的效果更为明显;第三,国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的正向作用在一年之后显现并持续存在。最后,本文通过中介效应模型证实了国家创新型城市建设通过“回路效应”对我国 FDI 质量正向作用的稳健性。

随着近年来我国在国家创新型城市建设上的布局和实施,中国正克服过去对外资技术转移的路径依赖,本土企业的创新能力提升对今后中国更好地参与全球价值链的高端行业竞争无疑具有重要意义。本文研究结论回应了近期美国对我国发起的贸易战的所谓“依据”。自美国动用“301 条款”对我国进口商品加征关税以来,美国便单方面大肆宣扬中国通过不合理的引资政策损害了美国企业的知识产权。然而,本文研究发现,中国能够吸引更多高技术产业外资企业进入的主要原因在于自主研发能力增强,能够为外资企业在我国投资提供更多的技术支持,这反驳了美国对我国发起贸易战的合理性。还应看到,当前我国 FDI 质量的区域不平衡性仍较明显,西部地区与东部地区、中部地区的国家创新型城市建设效果还存在较大差距,需要我国就创新要素的跨区域流动和对口支援等方面进行宏观层面的协调。国家创新型城市建设“任重而道远”,我国需要在不断总结经验和教训的基础上,结合城市实际情况和产业特色,不断稳步推进,为地区经济转型和 FDI 质量提升提供新的动力。

参考文献:

- 1.白俊红、吕晓红,2017:《FDI 质量与中国经济发展方式转变》,《金融研究》第 5 期。
- 2.陈琳、林珏,2009:《外商直接投资对中国制造业企业的溢出效应:基于企业所有制结构的视角》,《管理世界》第 9 期。
- 3.程惠芳、陆嘉俊,2014:《知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析》,《经济研究》第 5 期。
- 4.江轩宇,2016:《政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究》,《管理世界》第 9 期。
- 5.蒋殿春、王小霞、李磊,2019:《“中国制造”到“中国创造”》,《经济评论》第 5 期。
- 6.刘厚俊、王丹利,2011:《我国地区间税收竞争、劳动力市场发育程度对 FDI 技术溢出效应的影响》,《国际贸易问题》第 6 期。
- 7.孟祺,2010:《垂直专业化对内资企业有技术溢出效应吗?》,《科研管理》第 4 期。
- 8.聂飞,2018:《中国 OFDI 影响了 IFDI 的“质”还是“量”?——基于产业结构升级溢出机制的视角》,《经济评论》第 6 期。
- 9.沈坤荣、孙文杰,2009:《市场竞争、技术溢出与内资企业 R&D 效率——基于行业层面的实证研究》,《管理世界》第 1 期。
- 10.王晓红、沈家文,2015:《我国利用外商直接投资的现状与趋势展望》,《国际贸易》第 2 期。
- 11.吴海民,2012:《资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究》,《中国工业经济》第 1 期。
- 12.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。

- 13.仲鑫、陈相森,2012:《外商直接投资区域差异及影响因素的比较研究》,《统计研究》第3期。
- 14.周晶晶、沈能,2013:《基于因子分析法的我国创新型城市评价》,《科研管理》第1期。
- 15.邹建华、韩永辉,2013:《引资转型、FDI质量与区域经济增长——基于珠三角面板数据的实证分析》,《国际贸易问题》第7期。
- 16.邹燕,2012:《创新型城市评价指标体系与国内重点城市创新能力结构研究》,《管理评论》第6期。
17. Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations." *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6):1173-1182.
18. Dunning, J.H. 1977. "Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for An Eclectic Approach." *The International Allocation of Economic Activity* 1023:395-418.
19. Dunning, J.H. 1981. "Explaining The International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach." *Weltwirtschaftliches Archiv* 117(1):30-64.
20. Feldman, M.P., and D. B. Audretsch. 1999. "Innovation in Cities: Science-Based Diversity, Specialization and Localized Competition." *European Economic Review* 43(2):409-429.
21. Javorcik, B.S. 2004. "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages." *American Economic Review* 94(3):605-627.
22. Kergroach, S. 2019. "National Innovation Policies for Technology Upgrading through GVCs: A Cross-Country Comparison." *Technological Forecasting and Social Change* 145(8):258-272.
23. Krugman, P. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy* 99(3):483-499.
24. Schumpeter, J. 1927. "The Explanation of the Business Cycle." *Economica* 21:286-311.
25. Seyoum, M., R. Wu, and L. Yang. 2015. "Technology Spillovers from Chinese Outward Direct Investment: The Case of Ethiopia." *China Economic Review* 33(4):35-49.
26. Tang, Y., and K. H. Zhang. 2016. "Absorptive Capacity and Benefits from FDI: Evidence from Chinese Manufactured Exports." *International Review of Economics & Finance* 42(3):423-429.
27. Teece, D.J. 1977. "Technology Transfer by Multinational Firms: The Resource Cost of Transferring Technological Know-How." *The Economic Journal* 87(346):242-261.

The Influence of Constructing National Innovative Cities on China's FDI Quality

Nie Fei¹ and Liu Haiyun²

(College of Economics & Management, Huazhong Agriculture University;
School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: Under the policy background of constructing national innovative cities, this paper analyzes the “loop effect” of the improvement of China’s native firms productivity on FDI quality. We conduct a match experiment using a prefecture-level panel data including 266 cities from 2003 to 2015. Then we examine the “loop effect” by the Difference-in-differences (DID) method. The results show that the construction of national innovative cities has generally promoted China’s FDI quality through the “loop effect”. The positive effects are more significant in the eastern and central regions. The “loop effect” will appear one year later and last. The conclusions of this paper answer the debates on the intellectual property right in the Trade War between US and China. They also have important policy implications on how to improve China’s FDI quality.

Keywords: National Innovative Cities, FDI Quality, Loop Effect, PSM-DID

JEL Classification: F21, L60, C32

(责任编辑:赵锐、彭爽)