

本土产业集聚、FDI 流入与城市创新能力

马野青,余嘉莉

(南京大学经济学院,江苏南京 210093)

摘要:基于中国 2009—2019 年 284 个地级及以上城市面板数据,采用系统 GMM 方法进行实证检验,探究本土产业集聚模式、FDI 流入及二者的交互作用在整体、不同区域与不同城市规模下对于城市创新的影响差异。实证结果表明:FDI 流入能够显著地提升城市的创新水平;两种集聚模式中,专业化产业集聚的创新外溢效应更为显著,但呈现抑制性溢出;在与 FDI 的交互作用中,专业化集聚的影响更大;多样化集聚模式在东部城市能够显著促进创新,而两种集聚模式在中西部城市均不能显著提高城市创新绩效;多样化集聚能够提升小城市的创新能力,而 FDI 流入和专业化集聚的交互作用对于大城市而言有抑制作用。

关键词:本土产业集聚;FDI 流入;城市创新;交互作用

中图分类号:F712.9;F293.1

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2021)06-0054-08

当前,我国区域经济呈现出差异化的加速发展趋势,市场竞争也日益加剧。创新愈来愈被时间证明为一区域得以在市场竞争中立足且永葆时新的关键因素。近年来,作为区域基本单元的城市逐渐呈现出价值链的分工地位上延、供应链的区间上移、产业结构的优化升级等经济功能上的革新性特征。经济功能上的革新化特征积累沉淀,最终形成各城市独有的核心竞争力,推动城市创新。

值得注意的是,当前我国不同区域的城市创新能力存在巨大差异:2019 年长江三角洲区域 41 个城市的发明专利授权量占全国总量的 28.06%,而西部地区 56 个城市的发明专利授权量却仅占 10.45%;与此同时,同一区域内部不同城市的创新

能力也有显著差异:长三角内部,上海、南京、苏锡常、杭州、宁波 7 个城市的发明专利授权量即占该区域授权总量的 69.71%,而其余 34 个城市授权量总和仅占 30.29%。是什么使得城市创新能力在区域间和区域内都存在显著差异呢?近年来,已有不少文献从不同角度研究城市创新的影响因素。Gerald^[1]、Glaeser 等^[2]、Caragliu 等^[3]和 REID 等^[4]分别从城市就业、人力资本、风险态度、城市扩张与空间聚类的角度,研究了影响欧美地区城市创新的关键因素。国内在此方面的学术研究尚少。而中国正处于体制改革与快速城市化的特殊进程中,无论是城市扩张模式还是高新技术发展都具有特殊性,在考虑城市创新引致因素时与他国已有研究存在差异。

收稿日期:2021-06-28

作者简介:马野青(1966—),男,江苏海安人,教授,从事国际贸易与世界经济研究。

目前,国内学术界对于城市创新引致因素的研究主要集中在经济规模、科技成果转化能力和政府投入上,而对于城市产业的集聚模式与国际直接投资(FDI)流入的关注较少。事实上,我国 FDI 流入和本土产业集聚在深化改革开放进程中出现了新特点,两者与创新的密切关系使得研究其对于我国城市创新的影响成为必要。而我国 FDI 流入与本土企业产业集聚在地理空间上的耦合,无疑决定了将两者对城市创新的影响分开研究会有失偏颇。因此,需要进一步探索的问题是:FDI 流入与本土产业集聚的相互促进机制是什么?两种本土产业集聚模式中,哪一种更有利于 FDI 对城市的创新?它们给城市创新带来的影响对不同区域和城市规模有何差异?对以上问题的解答将为我国各城市招商引资和产业扶持政策的优化选择提供一定的参考,也将为促进我国城市创新发展提供助力。

一、文献述评与假设提出

1. FDI 流入与自主创新

目前,学术界对于 FDI 流入与国内创新的关系研究,主要有“推动说”“阻碍说”和“复合说”三种观点:“推动说”认为,FDI 流入能够通过正向的资金、技术溢出有效地提高我国的创新能力,这种观点是当前学界的主流观点。Liu 等采用 DID 方法对企业层面数据进行检验,发现中国加入 WTO 以来贸易的自由化带来的 FDI 流入能通过减轻贸易的不确定性(即 TPU)来促进企业创新^[5]。认同“阻碍说”的学者则提出 FDI 流入会使接受投资的企业对其产生路径依赖,不利于这些企业自身研发和创新发展。石大千等基于双边随机前沿模型检验,发现 FDI 对企业创新呈现净挤出效应^[6]。“复合说”则认为 FDI 对东道国的自主创新能力影响机制较为复杂,不可妄下定论。曾国安等以中国工业企业作为研究样本,发现 FDI 对创新的影响存在异质性,在不同所有制企业、行业 and 外资来源下都存在差异^[7]。

总体来看,东道国给予外资企业的工程、采购和资金等优惠政策能够使其获得更多在母国无法享受的优质资源,有利于外资企业自身在东道国生产经营活动的创新;同时,FDI 流入东道国后能够通过水平联系(竞争倒逼;模仿、消化和吸收外资企业带来的先进技术和经验)和垂直联系(外资企业产品质量要求提高会推动本土上中游企业增强自主研

发能力)两种作用机制助力东道国本土企业自主创新。基于此,本文提出假设 1。

假设 1: FDI 流入能够显著推动城市创新。

2. 产业集聚与自主创新

近年来,越来越多学者开始从产业、企业、区域创新能力等众多角度对产业集聚和创新的关系进行实证检验;Robert 等以意大利制造业面板数据为研究对象,发现多样化产业集聚对意大利自主创新能力的提升作用更为显著^[8];杨仁发等从地区、规模 and 行业细分探讨了两类集聚模式对城市创新的效应差异,得出东部城市、大中城市的多样化集聚能显著促进其自主创新,专业化集聚的创新作用机制不显著^[9]。

总体而言,专业化集聚可能通过同行业间知识的溢出提高资本的边际投入和劳动力质量,降低创新成本;通过“共享池”效应提高创新产出效率,加快创新成果的转化。而多样化集聚则可以通过产品的异质性和知识链的多元化形成有助于创新的萌芽式集聚培育环境,对创新溢出有扩大效应。基于此,本文提出假设 2 和假设 3。

假设 2: 专业化产业集聚能推动城市创新。

假设 3: 多样化产业集聚能推动城市创新。

3. FDI 流入与产业集聚

资本在全球范围内的流动日益自由,对资本流入国的经济 and 产业分布逐渐产生影响。对 FDI 流入与本土产业集聚的关联研究也逐渐被学术界所关注。一方面,一些学者认为被投资国的产业集聚会影响国外对其直接投资的区位选择。曾鹏等发现产业集聚可以降低外商投资企业的生产要素获得成本,其形成的区位优势对 FDI 形成了明显的吸引力^[10];另一方面,FDI 对产业集聚也具有明显促进作用;樊兰采用系统 GMM 估计研究工业企业集聚,得出 FDI 和环境规制的交互作用推动了我国工业集聚度的提升^[11]。

一般认为,专业化集聚和多样化集聚都会影响 FDI 的区位分布选择:专业化集聚通过前后向联系、资源共享、累积规模、合作与竞争效应进一步吸引 FDI 流入;多样化集聚通过多行业下的知识外溢和联合研发可更全面地提升 FDI 外部性的溢出效率。FDI 流入将进一步从外资企业自身、间接溢出、加乘效应三大渠道促进城市创新能力提升。与此同时,FDI 流入将通过技术溢出和循环累积两大作用渠道进一步推动产业集聚,而专业化集聚高度专业化分

工的产业配套条件一旦形成,产业内企业入驻的生产和经营成本将大幅降低;多样化集聚带来的生产及资源搜寻成本降低和公共设施共享有助于垂直一体化生产。二者都可以在一定程度上促进创新。可以得出结论,产业集聚的两种模式与 FDI 之间存在双向作用关系,且两者的交互作用可能对城市创新产生正向助力。基于此,本文提出假设 4 和假设 5。

假设 4: FDI 和专业化产业集聚的交互作用能推动城市创新。

假设 5: FDI 和多样化产业集聚的交互作用能推动城市创新。

通过对以往文献的梳理,现有 FDI、产业集聚与创新能力的相关研究大都基于其中两者间的互动或因果关系,鲜有研究将三者综合进行考虑。目前学术界多数认为 FDI 流入规模与产业集聚水平的提升都能对企业或区域创新能力起到助力作用,但是从现实角度来看,部分城市本土产业集聚水平高,但创新水平低;而部分城市 FDI 流入可观,但创新水平低。已有研究的主流观点似乎无法解释这种现象。本文基于我国地级及以上城市面板数据,将国内产业集聚与 FDI 流入进行耦合,比较两类集聚模式下 FDI 流入对创新的效用大小、两者的交互作用在不同城市规模、地域情况下对城市创新的影响差异等,以期解释以上现象,补充现有研究。

二、模型构建与设计

1. 模型构建

(1) 静态面板回归模型

以城市自主创新能力为被解释变量,采用静态面板回归检验 FDI、专业化集聚和多样化集聚及其交互作用对城市创新影响是否显著:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SA_{it} + \beta_2 \ln FDI_{it} + \beta_3 \ln SA_{it} \ln FDI_{it} + \beta' \text{CONTROLS}_{it} + \pi_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DA_{it} + \beta_2 \ln FDI_{it} + \beta_3 \ln DA_{it} \ln FDI_{it} + \beta' \text{CONTROLS}_{it} + \pi_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SA_{it} + \beta_2 \ln DA_{it} + \beta_3 \ln FDI_{it} + \beta_4 \ln SA_{it} \ln FDI_{it} + \beta_5 \ln DA_{it} \ln FDI_{it} + \beta' \text{CONTROLS}_{it} + \pi_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: i 为城市; t 为年份; $\ln P_{it}$ 为城市 i 在 t 年的城市创新能力; $\ln SA_{it}$ 、 $\ln DA_{it}$ 分别为城市 i 在 t 年的专业化集聚和多样化集聚水平; $\ln FDI_{it}$ 为城市 i 在 t 年的外资流入水平; π_i 为城市 i 的个体固定效应; θ_t 为时

间固定效应; ε_{it} 为随机误差扰动项; CONTROLS_{it} 为其他在 t 年对城市 i 创新能力产生影响的控制变量; β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 分别为常数项专业化集聚、多样化集聚、FDI 流入、专业化集聚与 FDI 流入交互项、多样化集聚与 FDI 流入交互项对城市自主创新能力的影 响系数; β' 为控制变量对创新能力的影响系数。

(2) 动态 GMM 模型

由于当期创新能力会受前期科研投入、人才培养和文化积淀等因素共同影响,因此一个城市的创新能力发展具有惯性。本文采用动态 GMM 模型,构建计量模型如下:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SA_{it} + \beta_2 \ln DA_{it} + \beta_3 \ln FDI_{it} + \beta_4 \ln SA_{it} \ln FDI_{it} + \beta_5 \ln DA_{it} \ln FDI_{it} + \beta_6 \ln P_{i(t-1)} + \beta' \text{CONTROLS}_{it} + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: α_i 为城市 i 的个体固定效应; θ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差扰动项; $\ln P_{i(t-1)}$ 为样本城市 i 滞后一期的城市创新产出; β_6 为城市 i 滞后一期创新产出对城市自主创新能力的影 响系数。

2. 指标选取说明

(1) 被解释变量:城市创新能力

考虑到我国创新产品很难被明确定义,专利申请量更多代表一个城市创新意愿的情况,本文采用专利授权密度——每万人专利授权数取对数后的结果来度量城市创新能力。

(2) 核心解释变量

第一,本土产业专业化集聚指数。在 Chorley 等提出的区位熵基础上计算度量城市的产业专业化集聚水平^[12]。 $SA > 1$,说明该城市这一产业的专业化集聚水平较高。 SA 与 1 的差值越大,表明该城市与国内平均水平偏离越大。在此基础上对 SA 取对数,构成模型中的专业化集聚指数 $\ln SA$ 。全行业专业化集聚指数计算公式为

$$\ln SA_{it} = \ln \sum_{j=1}^n \left[\left(\frac{L_{ij}}{\sum_{j=1}^n L_{ij}} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^m L_{ij}}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m L_{ij}} \right) \right] \quad (5)$$

式中: j 为行业; L_{ij} 为城市 i 在 t 年行业 j 中的劳动就业人数; n 为行业个数; m 为城市个数。

第二,本土产业多样化集聚指数。在借鉴 Vernon 做法的基础上,运用改良后的赫芬达尔-赫希曼指数 DA 来度量产业多样化集聚水平^[13]。 DA 越大,说明城市 i 的产业多样化集聚程度越高。在

此基础上对 DA 取对数,构成模型中的多样化集聚指数 $\ln DA$ 。全行业多样化集聚指数计算公式为

$$\ln DA_{it} = \ln \left\{ 1 / \sum_{j=1, j' \neq j}^m \left[L_{ij} / \left(\sum_{j=1}^n L_{ij} - L_{ij} \right) \right]^2 \right\} \quad (6)$$

第三,FDI 流入强度。采用学术界常用的外资依存度,即该区域实际利用 FDI 金额占地区 GDP 的比重取对数。由于所获取的统计数据以美元结算,本文按国家外汇管理局公布的各年美元汇率进行换算。

(3) 控制变量

根据已有的创新相关研究,选取以下变量作为模型中的控制变量(表 1):①城市经济发展潜力($PGDP$):计算城市人均 GDP 并利用 GDP 指数平减;②城市化水平(UBL):采用城市城镇人口在常住人口中的占比;③产业结构水平(ISL):第二产业占地区 GDP 的比重;④人力资本水平(HCL):采用 Psacharopoulos 等提出的平均受教育年限法衡量^[14];⑤政府 R&D 资助强度(TEP):政府科教财政支出占财政总支出的比重;⑥固定资产投资水平(FCI):固定资本形成总额在该地区 GDP 中的占比。

表 1 变量设定及描述性统计

变量	变量含义	样本数 N	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln P$	城市创新指数	3 124	9.102	18.589	0.025	216.667
$\ln FDI$	外资进入强度	3 124	-4.068	1.505	-14.908	-0.563
$\ln SA$	专业化产业集聚水平	3 124	2.899	0.278	2.061	4.520
$\ln DA$	多样化产业集聚水平	3 124	1.251	0.756	-7.360	2.917
$\ln PGDP$	经济发展潜力	3 124	1.241	0.699	-1.766	10.020
UBL	城市化水平	3 124	0.535	0.152	0.031	1.000
ISL	产业结构水平	3 124	0.474	0.109	0.019	0.898
HCL	人力资本水平	3 124	0.436	0.171	0.119	1.285
TEP	科技 & 教育支出占比	3 124	0.194	0.051	0.006	1.688
FCI	固定资本投资水平	3 124	0.951	1.034	0.034	31.322

3. 内生性及其处理

产业集聚、FDI 流入等因素会影响城市创新。相反,城市创新能力的提升会使生产效率提高,城市人均生产总值和 FDI 流入随之增多,同时也能进一步吸引企业空间集群和优质人才资源。严重的内生性问题势必会影响估计结果的无偏性和一致性。因此,本文将解释变量的滞后项设定为工具变量以解决潜在的内生性问题,并采用更全面有效的处理内生性的系统 GMM 方法,对所建立的动态面板模型

进行估计。

4. 数据来源

基于数据的有效性和代表性,将样本时间范围确定为 2009—2019 年,选取我国 284 个地级及以上城市层面的面板数据进行分析^①。

本文选取的变量数据来源如下:专利授权量和学历毕业人数来源于各城市当年公布的国民经济与社会发展统计公报,其余数据均来源于《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

三、实证结果分析与稳健性检验

1. 静态面板回归实证结果分析

静态面板回归实证结果如表 2 所示。

表 2 静态面板回归结果

变量及检验值	(1)	(2)	(3)
$\ln FDI$	-0.043 (0.150)	0.097 *** (0.029)	-0.043 (0.149)
$\ln SA$	-0.217 (0.193)		-0.161 (0.207)
$\ln DA$		-0.200 *** (0.074)	-0.166 ** (0.080)
$\ln FDI \ln SA$	0.019 (0.050)		0.046 (0.052)
$\ln FDI \ln DA$		-0.056 *** (0.017)	-0.057 *** (0.018)
$CONTROLS$	Yes	Yes	Yes
$_{-cons}$	-0.159 (0.638)	-0.574 * (0.312)	-0.068 (0.639)
是否控制个体效应	Yes	Yes	Yes
是否控制时间效应	Yes	Yes	Yes
N	3 124	3 124	3 124
R^2	0.603	0.603	0.607

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的估计显著水平;括号外为变量对应回归系数,括号内为稳健标准误。

由表 2 可知,模型(1)和(3)的回归结果显示,FDI 在 10% 的水平上不显著,即 FDI 在统计上并没有显著促进城市创新,这与假设 1 不符;专业化集聚及 FDI 和专业化集聚的交互作用并未显著地促进城市创新,这与假设 2 和假设 4 不符。根据模型(2)和(3)的回归结果可知,多样化集聚及 FDI 和多样化集聚的交互作用对城市创新有显著抑制效应,这与假设 3 不符。

综上,基准回归结果与本文的研究假设有较大差

①由于部分年份数据缺失,宿州、莱芜、昌都、日喀则、山南、林芝、那曲、普洱、临沧、海东、儋州、三沙、吐鲁番和哈密市未列入分析范围。

距,说明静态面板模型可能无法恰当地解释 FDI、产业集聚与创新之间的关系,这可能是存在一定的内生性问题所引致的。而在无法获取更多更加有效地控制变量的情况下,为了进一步检验 FDI、产业化集聚及其交互作用对城市创新的实际影响,本文将通过采用动态系统 GMM 模型来解决内生性问题。

2. 动态面板系统 GMM 回归结果分析

表 3 结果表明,FDI 流入对城市自主创新能力具有显著的正面激励效应:2009—2019 年我国仍然处于 FDI 流入的稳健吸收阶段,每单位的 FDI 流入都可被有效吸收,通过外溢效应和前后向互联等成为城市创新的重要源泉,对创新产生明显的推动作用。专业化产业集聚对拉动城市创新绩效增长的作用显著为负,这与刘鹏等研究所得的结论相反^[15],主要原因可能为:第一,由于样本数据在时间维度上进行了更新,我国本阶段产业集聚与城市创新出现了新特征——城市的专业化产业集群已经达到饱和状态,此时持续提高专业化集聚水平反而不利于城市创新;第二,专业化的行业集聚发展方向出现偏颇,最有潜力通过专业化集聚促进创新和发展的行业反而没有得到政府和企业关注。没有足够的证据证明多样化集聚会促进抑或是抑制城市创新发展:在只含有多样化集聚和含有 FDI 流入、多样化集聚及两者交互项时,多样化集聚对城市创新的影响系数为负但不显著;而在含有全部解释变量的结果中,多样化集聚对城市创新的影响为正但不显著。从交互作用来看,模型(4)和(6)中两者交叉项的系数均为负,但其绝对值远远小于负项专业化集聚系数的绝对值。因此,FDI 流入和专业化集聚对城市创新存在较强的正向交互作用,且两者的正向交互影响可明显弱化其中一者对创新产出的负项影响。但从多样化集聚与 FDI 流入的交叉系数来看,模型(5)和(6)

交互项系数均未能通过显著性检验且符号相反,没有明显的证据表明两者存在正向或逆向交互作用。

从被解释变量滞后项可看出,上述模型均在 1% 水平上通过了显著性检验且为正,这说明我国城市创新水平确实存在较强惯性,这与本文采用动态面板分析的初始假设相一致。值得注意的是,人均 GDP 对城市创新的回归系数显著为负且通过了 1% 的检验,这与学术界主流观点存在差异。可能的原因是近年来房地产投资的泡沫式发展和金融市场的不完善发展在国民生产的衡量上带来了“虚高”效应,致使人均 GDP 不能很好地反映人均实际产出。

3. 稳健性检验

由于本文所建模型中含有被解释变量 P_{it} 的一阶滞后项,因此需要保证其与个体效应不相关,即扰动项无序列自相关。此外,为保证模型的稳健性,本文采用了所有内生变量的一阶及二阶滞后项作为工具变量。为防止工具变量过度识别问题的产生,同时为确保滞后内生变量均为外生,本文对模型(4)进行了 Hansen 检验,结果见表 4。

从表 4 结果可看出,加入所有变量后的模型序列存在一阶自相关,不存在二阶自相关,满足序列平稳且扰动项无序列相关的基本模型假设前提。Hansen 检验和工具变量外生性检验均在 1% 水平上成立,这说明不存在过度识别、异方差过大和内生性风险。因此,动态面板 GMM 模型的构建是有效的。

此外,对因变量城市创新能力采用城市专利总授权数替换衡量,结果发现所有模型中核心解释变量的符号均未发生改变。由于产业结构水平 ISL 、人力资本水平 HCL 、政府 $R\&D$ 资助强度、固定资产投资水平 FCI 未能通过显著性水平检验,用每万人工业生产总产值、平均教育水平入学率、政府科技项目支出、固定资产投资额替代之前的衡量指标,回归结

表 3 动态面板系统 GMM 回归结果

变量及检验值	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln P(-1)$	0.287 *** (0.057)	0.299 *** (0.050)	0.299 *** (0.057)	0.292 *** (0.052)	0.276 *** (0.067)	0.270 *** (0.060)
$\ln FDI$	-1.007 *** (0.266)			10.759 ** (5.039)	-1.016 (1.314)	9.156 ** (4.265)
$\ln SA$		-0.596 (2.820)		-20.205 ** (8.548)		-20.724 *** (6.824)
$\ln DA$			-0.321 (1.611)		-1.877 (2.884)	1.069 (2.766)
$\ln FDI \ln SA$				-3.850 ** (1.668)		-3.577 *** (1.344)
$\ln FDI \ln DA$					-0.118 (0.825)	0.570 (0.777)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2556	2556	2556	2556	2556	2556

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的估计显著水平;括号外为变量对应回归系数,括号内为稳健标准误; $\ln P(-1)$ 表示被解释变量 $\ln P$ 滞后一期。

表 4 稳健性检验结果

稳健性检验	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AR(1) 检验 P 值	0.032	0.059	0.060	0.054	0.062	0.049
AR(2) 检验 P 值	0.666	0.627	0.625	0.768	0.719	0.820
Hansen 检验 P 值	0.037	0.087	0.038	0.018	0.151	0.097
工具变量①外生性	0.118	0.048	0.101	0.023	0.059	0.140
工具变量②外生性	0.111	0.176	0.023	0.008	0.017	0.038
工具变量③外生性	0.108	0.096	0.015	0.004	0.028	0.043
工具变量④外生性	0.221	0.039	0.026	0.013	0.027	0.064
工具变量⑤外生性	0.065	0.082	0.035	0.015	0.014	0.039
工具变量⑥外生性	0.118	0.097	0.151	0.117	0.017	0.057
工具变量⑦外生性	0.055	0.065	0.058	0.049	0.034	0.053

注:工具变量①②③④⑤⑥⑦依次为 P 、 $\ln PGDP$ 、 ISL 、 UBL 、 HCL 、 TEP 、 FCI 的滞后项。

果依然无法通过显著性水平检验。此处限于篇幅省略报告。综上,本文的实证结果具有较强的稳健性。

4. 异质性检验 1:分区域检验

按统计局发布的我国三大区域划分标准,本文在模型(4)基础上,进一步将样本分为东、中、西三大区域依次进行分析,以探究在不同区域,产业集聚方式和 FDI 的交互作用,以及其对城市创新的影响有何差异(表 5)。

本文重点分析表 5 中列(3)(6)(9)的回归结果。由表 5 可知,东、中、西部地区在 FDI 流入、产业集聚方式对城市创新水平的影响以及两者交互效应方面都存在着显著的差异。

从产业集聚模式来看,专业化集聚在东部地区对城市创新具有明显的阻滞作用,而多样化集聚则

显著推动了东部城市自主创新。然而,专业化和多样化集聚在中部和西部地区城市均未显著促进城市创新绩效的提高。本文认为可能原因有三:第一,东部地区专业化集聚水平较高,而地区专业化集聚水平的提高能降低企业生产成本,这可能使得企业在当前阶段不必完全依赖于创新来实现企业的进一步发展,仅仅依靠专业化集聚的红利便能让企业不断获得增量收益,因而在一定程度上抑制了企业的创新意愿;第二,东部地区的多样化集聚水平相对处于较成熟的阶段,多样化集聚的知识外溢功能较为明确,能够促进城市创新发展。值得说明的是,多样化集聚降低企业生产成本的作用较为间接,因此相对而言不会抑制企业的创新意愿;第三,中西部地区仍处在产业集聚的初级阶段,产业集聚水平的增长速度较为缓慢,因而在实证结果上还无法准确地体现出产业集聚与城市创新产出的具体关系。

此外,东部城市 FDI 流入对城市创新产出的影响显著为正,但与专业化集聚的交互项系数却显著为负,而与多样化集聚的交互项系数显著为正。这主要是因为东部地区有着较高的对外开放水平,利用外资的模式较为成熟,能更好地引入带有先进技术转让、管理革新的外商投资,从而促进了城市创新。但在专业化产业集聚模式下,企业创新意愿由于成本红利的存在受到一定程度的抑制,因此企业在引入外资时的技术、专利偏好等也受到了一定程

表 5 分区域动态面板系统 GMM 估计结果

变量及 检验值	东部地区城市			中部地区城市			西部地区城市		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\ln P(-1)$	0.338 *** (0.054)	0.297 *** (0.086)	0.240 ** (0.099)	0.127 (0.106)	0.126 (0.11)	0.112 (0.103)	0.626 *** (0.093)	0.647 *** (0.099)	0.646 *** (0.101)
$\ln FDI$	2.857 (6.285)	-3.961 * (2.292)	27.936 ** (12.797)	-3.640 (4.016)	0.056 (0.959)	-3.406 (4.52)	0.037 (1.132)	-0.484 (0.341)	-0.965 (2.380)
$\ln SA$	-16.993 (10.490)		-70.845 ** (29.443)	0.404 (5.127)		1.777 (4.413)	-0.761 (1.323)		-2.063 (2.727)
$\ln DA$		5.388 (3.866)	21.146 * (7.868)		-0.050 (2.514)	0.313 (2.947)		1.597 * (0.915)	2.385 (1.678)
$\ln FDI \ln SA$	-1.508 (2.054)		-12.520 ** (5.175)	0.916 (1.208)		0.975 (1.1)	0.024 (0.397)		0.117 (0.691)
$\ln FDI \ln DA$		2.076 (1.633)	5.671 ** (2.403)		-0.336 (0.635)	-0.199 (0.777)		0.356 (0.220)	0.506 (0.340)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1026	1026	1026	972	972	972	558	558	558

注:东部地区包括地处苏浙闽粤等地的 114 个地级及以上城市,中部地区包括地处晋豫湘鄂等地的 108 个地级及以上城市,西部地区包括地处云贵川渝等地的共 62 个地级及以上城市;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的估计显著水平;括号外为变量对应回归系数,括号内为稳健标准误; $\ln P(-1)$ 表示被解释变量 $\ln P$ 滞后一期。

度的负面影响。而在多样化产业集聚模式下,企业创新意愿并未受到抑制,因而 FDI 和多样化集聚的交互作用能够促进城市创新。中部地区和西部地区的 FDI 流入及 FDI 同专业化集聚、多样化集聚的交叉项的系数均在 10% 的水平上不显著。这可能是因为中西部地区的区域对外开放水平相对较低,FDI、产业集聚同城市创新的相关关系由于不具备成熟的基础,因而在实证上无法显著体现。

5. 异质性检验 2:分城市规模检验

将样本城市细分规模进行回归,以进一步分析不同规模城市的具体特征。考虑到时间区间的连续性,以 2009 年的城市常住人口为依据,按官方标准将城市依次划分为五类。由于超大和特大城市在经济发展水平、产业结构等方面都具有高度相似性,且城市个数较少,分开处理或导致回归结果不稳健,因此本文将超大城市及特大城市进行并类。表 6 在所构建模型(4)的基础上,报告了分城市规模^①进行估计的回归结果(表 6)。

由表 6 结果可知,FDI、产业集聚方式及二者的交互作用对城市创新的影响会因城市规模不同而具有显著的差异性。本文着重分析表 6 中的列(3)(6)(9)(12)。主要列的回归结果显示,超大及特大城市的 FDI 在 1% 的水平上显著促进城市创新,而普通大城市和中小城市的 FDI 均没有显著促进城市创新。由此可知,FDI 更多地促进了超大及特大城

市创新能力的提高。这可能是由于超大及特大城市利用外资的手段较为成熟,因而能更好地利用外资来促进城市创新。从产业集聚方式来看,专业化集聚显著抑制了超大及特大城市的创新,而对于普通大城市和中小城市而言,专业化集聚对创新产出并没有显著影响。此外,多样化集聚模式仅仅对小城市的创新具有正向激励,而对于其他规模城市并无显著影响。

从 FDI 和产业集聚的交互作用来看,超大及特大城市的专业化集聚与 FDI 流入的交互项系数显著为负,而其他规模城市的该项系数均不显著。此外,各个规模城市的 FDI 流入和多样化集聚的交叉项系数也均不显著。这表明在专业化集聚下,超大及特大城市的 FDI 流入会抑制城市创新,主要由于超大及特大城市的专业化集聚水平处在快速发展阶段,存在着专业化集聚带来的增量收益红利,因而一定程度上抑制了企业利用外资的创新意愿,造成专业化集聚方式下的 FDI 流入对城市创新存在着负面效应。而 FDI 和多样化集聚的交互作用对城市规模差异性并不敏感。

四、结论与政策启示

本文从城市创新的引致因子视角,研究了 FDI、本土产业集聚在空间上的耦合和匹配问题,研究结果显示:本土产业集聚和 FDI 流入本身对于城市的

表 6 分城市规模动态 GMM 估计结果

变量及 检验值	超大及特大城市			大城市			中等城市			小城市		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnP(-1)	0.338 *** (0.052)	0.348 *** (0.070)	0.306 *** (0.092)	0.437 *** (0.071)	0.426 *** (0.064)	0.411 *** (0.075)	0.550 *** (0.048)	0.518 *** (0.054)	0.493 *** (0.061)	-0.207 (0.135)	-0.242 (0.15)	-0.247 * (0.147)
lnFDI	32.208 ** (12.849)	0.990 (2.925)	47.801 *** (17.826)	-13.699 * (8.082)	-3.560 ** (1.569)	-9.833 (10.132)	0.087 (3.529)	-1.793 * (1.009)	-3.109 (4.098)	1.234 (1.619)	-0.780 * (0.418)	0.909 (1.87)
lnSA	-42.321 *** (15.792)		-73.725 ** (32.611)	15.193 (10.277)		5.774 (17.928)	-6.546 (5.643)		-4.163 (6.191)	-1.684 (3.109)		-0.986 (3.469)
lnDA		-4.808 (5.665)	11.393 (9.639)		6.215 ** (2.883)	3.573 (3.929)		-2.729 (2.046)	-2.304 (2.016)		2.095 * (1.163)	2.039 * (1.116)
lnFDI/lnSA	-11.710 *** (4.397)		-18.389 ** (7.150)	4.128 (2.566)		2.381 (3.597)	-0.118 (1.172)		0.386 (1.369)	-0.523 (0.555)		-0.486 (0.591)
lnFDI/lnDA		-1.387 (1.808)	2.938 (2.871)		1.381 * (0.672)	0.882 (0.997)		0.716 (0.592)	0.799 (0.605)		0.240 (0.228)	0.205 (0.22)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	630	630	630	414	414	414	603	603	603	909	909	909

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的估计显著水平;括号外为变量对应回归系数,括号内为稳健标准误;lnP(-1) 表示被解释变量 lnP 滞后一期。

①由于篇幅受限,此处暂不列出城市按规模分类的具体名单,有兴趣的读者可后期待索。

创新产出具有明显的外部性,但该三种因子及交互因子对创新的作用因区域、城市规模的不同而存在差异。总体上,FDI 对于城市创新呈现显著的正向提升作用;相较多样化产业集聚而言,专业化产业集聚对创新的作用更为显著但呈现出抑制创新效应。分区域来看,东部地区专业化集聚对于城市创新有明显的阻滞效应,多样化集聚则对拉动城市创新水平增长有突出作用,中部和西部地区专业化和多样化集聚均不能显著促进城市创新绩效的提高;从城市规模来看,多样化集聚能够推动小城市的创新水平提升,FDI 流入和专业化集聚的交互作用对于大规模城市而言有抑制作用,FDI 流入和多样化集聚的交互作用对创新的影响并不显著。

基于研究成果,本文提出以下政策启示:

第一,在制定城市创新发展策略时,应充分考虑由地域、城市发展规模等异质性因素所带来的城市创新发展中的个性化特征,因地制宜,选择更适宜创新发展的本土产业集聚模式和 FDI 引入规模。

第二,各大城市在深化开放的过程中,应多加关注 FDI 流入和本土产业集聚模式的匹配问题,选择最适宜自身发展的产业集聚模式以最优化 FDI 的创新溢出作用。

第三,地方政府应充分发挥地区生产力、城市化水平、产业结构、财政科教支出和固定资产投资对城市创新产出的作用,推动生产力高质发展,提升创新产出的转化与利用率。

参考文献:

- [1] GERALD C. The great moderation in economic volatility: a view from the states[J]. Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia), 2007, 2(1): 11-20.
- [2] GLAESER E L, RESSEGER M G. The complementarity between cities and skills[J]. Blackwell Publishing Inc, 2010, 50(1): 221-244.
- [3] CARAGLIU A, CHIARA F, DEL B. Do smart cities invest in smarter policies? Learning from the past, planning for the future [J]. Social Science Computer Review, 2016, 34(6): 657-672.
- [4] REID E, SHIMA H, GRACE J B, et al. Does urban sprawl hold down upward mobility? [J]. Landscape and Urban Planning, 2016(148): 80-88.
- [5] LIU Q, MA H. Trade policy uncertainty and innovation: firm level evidence from China's WTO accession [J]. Journal of International Economics, 2020(127): 103387.
- [6] 石大千, 杨咏文. FDI 与企业创新: 溢出还是挤出? [J]. 世界经济研究, 2018(9): 120-134.
- [7] 曾国安, 马宇佳. 论 FDI 对中国本土企业创新影响的异质性[J]. 国际贸易问题, 2020(3): 162-174.
- [8] ROBERTO A, GIULIO C. Spatial agglomeration, technology and outsourcing of knowledge-intensive business services: empirical insights from Italy [J]. International Journal of Services Technology and Management, 2008, 10(2/3/4): 273-298.
- [9] 杨仁发, 包佳敏. 生产性服务业集聚能否有效促进城市创新[J]. 现代经济探讨, 2019(4): 80-87.
- [10] 曾鹏, 秦艳辉. 城市行政级别、产业集聚对 FDI 流入的影响[J]. 国际贸易问题, 2017(1): 104-115.
- [11] 樊兰. 环境规制、FDI 流入与工业集聚——基于省际动态面板数据的实证研究[J]. 产经评论, 2018, 9(1): 26-39.
- [12] CHORLEY R J, HAGGETT P. Trend-surface mapping in geographical research[J]. Transactions of the Institute of British Geographers, 1965(37): 47-67.
- [13] VERNON H. Medium size cities [J]. Regional Science and Urban Economics, 1997, 27(6): 583-612.
- [14] PSACHAROPOULOS G, ARRIAGADA A M. Educational composition of the labour force: an international comparison [J]. International Labour Review, 1986, 125(5): 561-574.
- [15] 刘鹏, 张运峰. 产业集聚、FDI 与城市创新能力——基于我国 264 个地级市数据的空间杜宾模型[J]. 华东经济管理, 2017, 31(5): 56-65.

(责任编辑: 张志琴)

