

开发区政策影响中国产业空间集聚吗

——基于跨越行政边界的集聚视角

孟美侠, 曹希广, 张学良

[摘要] 本文从理论和实证两方面分析了以开发区为代表的区域导向性政策对整体产业空间集聚的影响。理论模型表明开发区的优惠政策使得企业在中心区域与外围区域间转移,降低了产业整体空间的集聚程度。本文同时利用中国工业企业数据库和度量产业空间集聚的DO指数方法进行了实证分析,结果表明:成为开发区目标行业显著抑制了该行业在整体空间上的集聚;开发区政策对产业空间集聚的抑制作用主要在资本密集型行业和技术密集型行业中体现;地方保护主义倾向越强,地方政府竞争越激烈,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用越明显,而对外贸易水平的提高会弱化开发区政策对产业空间集聚的抑制作用;开发区优惠政策降低企业开办成本从而导致外围地区企业数量增加是产业空间集聚程度下降的主要原因。

[关键词] 开发区政策; 产业空间集聚; DO指数; 目标行业

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)11-0079-19

一、问题提出

当前,中国经济正从高速增长向高质量发展转变,而科学技术变革不断加速和中美贸易战等外部环境进一步强化了“结构性”减速所面临的挑战。以知识、信息和创意等具有规模收益递增的生产要素抵消传统生产要素的规模收益递减,实现创新驱动和效率提升,成为跨越发展阶段的主导力量(中国经济增长前沿课题组,2015)。经济发展经验和现代经济学理论均表明,创新、知识、信息和科技等经济活动依托于产业在空间上呈现的集聚特征,而这些活动集中所带来的学习、知识溢出和共享等是规模收益递增的来源。对近距离交流的需求使得现代经济活动更容易在某些地区集中,而集中所引致的生产率提升会进一步扩大集聚的规模和成本。然而,中国产业空间分布并非完全遵循集中—生产率提升—再集聚和扩散并存这种生产要素空间配置的市场演进规律,来自于制度层面的安排和地方政府的产业政策直接影响了产业和人口的空间分布。那么,以开发区为代表的地方政

[收稿日期] 2019-07-02

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国区域空间演化机制和区域协调发展研究:基于城市—都市区(圈)—城市群视角”(批准号 19YJA790066);上海财经大学创新团队项目“中国城市可持续发展研究”(批准号 2016110393)。

[作者简介] 孟美侠,上海财经大学城市与区域科学学院副教授,博士生导师,统计学博士;曹希广,上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生;张学良,上海财经大学城市与区域科学学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:张学良,电子邮箱:zhang.xueliang@mail.shufe.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

府产业政策对中国产业整体空间集聚形态会产生怎样的影响?影响产生的机制是什么?本文通过理论模型和实证检验对上述问题进行讨论。

空间上的不均衡性已成为现代经济增长的典型化事实,在实践中,各国工业化进程的推进普遍伴随着产业空间集聚程度的不断提高。部分学者将产业空间集聚的原因归结为自然禀赋的差异,更多的学者则将这种不平衡性归因为集聚经济效应或者说外部性(Marshall, 1890)。在中国,产业的空间集聚除了受自然禀赋差异和集聚经济效应影响之外,也会受到来自制度层面的影响。20世纪80年代起开始实施的领导选拔、晋升标准改革、财政包干制以及1994年的分税制改革,使得受到GDP晋升锦标赛(周黎安, 2004)和财政压力(陶然等, 2009)双重激励的地方政府围绕着地方经济增长展开激烈竞争。各地政府纷纷利用政府补贴、税收折扣和用地优惠等产业政策进行招商引资,以吸引生产要素向辖区内集中(Lu et al., 2015;王永进和张国峰, 2016)。而作为中国“增量改革”中一项重要制度安排的开发区政策,逐渐发展成为地方政府开展辖区竞争和实施产业政策的最重要空间载体。开发区的创办始于1984年,经过三十余年的发展,已经从东部地区迅速扩散到中西部地区,在中国国土上呈现出“遍地开花”式的空间分布格局。《中国开发区审核公告目录(2018年版)》显示,截至2018年2月26日,国务院共审批设立2543个开发区,其中国家级开发区552个,省级(自治区、直辖市)开发区1991个。现有研究已经验证了开发区政策对本地经济发展、集聚效应以及企业成长的正向影响(Lu et al., 2015;王永进和张国峰 2016;李贲和吴利华, 2018),但本文认为对开发区政策的评价应突破地方维度,从产业整体空间集聚形态进行考察。若开发区政策使得产业整体空间集聚程度,低于基于自然禀赋并依赖于集聚经济效应自我强化而演进形成的集聚程度,那么地方政府所奉行的产业政策虽然在局部造成了产业的集中,在整体空间上却可能造成产业的分散化和碎片化。而产业空间分散化又可能直接降低上下游关联、劳动力池、知识溢出的马歇尔外部性的发生,减弱由产业集中带来的共享、匹配和学习等集聚经济效应的发挥,并将最终损害植根于集聚经济效应的创新和生产效率提升。

本文通过构建两区域两部门的模型分析开发区政策的实施对产业整体空间分布的影响,发现开发区的优惠政策影响资本在地区间的流动,使得企业在中心区域与外围区域间转移,降低了产业整体空间的集聚程度。进一步,本文利用2003年、2007年和2012年中国工业企业微观数据和Duranton and Overman(2005)提出的DO指数方法,测度出不同细分行业的产业集聚形态,并在此基础上,通过构建面板数据模型实证分析开发区政策的实施对细分行业整体空间集聚的影响。基于细分行业整体空间集聚形态进行的分析,本文得到了完全不同于从地区层面对开发区政策进行评价的结果。开发区政策对行业的整体空间集聚程度呈现负向的影响,成为开发区的目标行业显著抑制了该行业在整体空间上的集聚;进一步研究发现,这种抑制作用主要在资本密集型行业和技术密集型行业中体现,而後者的政策效果更为明显;地方保护主义倾向越强,地方政府竞争越激烈,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用越明显,而对外贸易水平的提高会弱化开发区政策对产业空间集聚的抑制作用。机制分析表明,开发区优惠政策降低企业开办成本,增加外围地区的企业数量是开发区政策降低产业空间集聚程度的主要原因。

本文的主要贡献在于:①政府行为对中国产业空间布局的影响一直受到国内学者的关注,但鲜有文献为开发区政策如何影响产业空间集聚提供实证证据。本文从整体空间视角出发,采用严谨的实证策略识别开发区政策对产业空间集聚的影响,一方面为开发区政策影响企业选址行为提供了间接的证据,另一方面为评价中国开发区政策的实施效果提供了更加丰富的认知维度和政策调整的依据。②基于微观企业精确的位置数据,计算出可以反映跨越行政边界整体集聚视角的DO指数,

克服了传统集聚测度指标产生的可塑性面积单元问题(MAUP),更加准确地捕捉到产业空间集聚特征。③通过构建异质性企业的自由资本模型以分析开发区政策的实施对产业空间分布影响,为评估开发区提供了理论基础。

二、文献回顾

经济活动在空间分布上的不均衡性引起了研究者的注意,地理位置本身具有的异质性被认为是解释这种差异的首要原因。初始禀赋较高的区位如港口、水路枢纽在历史中更易被人们选择居住并发展为产业集聚地。不同地理位置在禀赋(自然资源、可开发面积、土地质量)、可达性(交通基础设施、水路和天然海港的临近性、城市体系中的位置)、第一天性和第二天性(天气、消费和生产设施、地址和天气灾害)方面存在巨大的差异,Behrens and Nicoud(2015)将上述三类差异统称为与区位相关的基础条件(Location Fundamentals)。然而经济活动在空间上的巨大差异,特别是最近几十年工业和服务业所表现出的空间分布上的差异,远不能被与区位相关的基础条件差异所解释,事实上研究者发现,与区位相关的基础条件差异只能解释其中的较小部分(Ellison and Glaser,1999)。区域经济学理论将经济活动空间分布的不平衡性更多地归因为:生产要素和经济活动在空间上的集中所产生的集聚经济效应,即外部性。Behrens and Nicoud(2015)将集聚经济定义为:所有与产业内部和之间的互动造成的互补性和不可分性相关的机制。这些机制包括 Marshall(1890)最早提出的劳动力市场共享、中间投入品共享和知识溢出,也包括 Krugman(1991)强调的本地市场效应和价格指数效应。Duranton and Puga(2004)提出了中间投入品的共享、劳动力市场的匹配以及学习效应三个微观机制以解释集聚经济效应的存在。

发端于西方市场经济环境中的集聚经济理论,显然不能完全适用于解释中国经济活动在空间上的分布。在中国,经济资源的自由流动与配置,存在来自制度层面的种种约束与限制(李世杰等,2014)。部分学者注意到政府的产业政策对产业集聚演化的影响。金煜等(2006)较早就注意到经济政策在收益递增机制作用下影响产业集聚演化进程,经济政策变化被视为新经济地理学理论范畴的偶然事件。黄玖立和李坤望(2006)认为,在当前中国经济实践中,最重要、最具有普适性的“偶然事件”就是政府政策,推动中国东部沿海省市的工业化和工业活动的集聚,并不是所谓的对外贸易因素,而是各级地方政府的税收等优惠政策。吴意云和朱希伟(2015)研究发现,地方政府在主导产业政策上普遍存在跟风中央政府产业政策的现象,政府间彼此竞争导致主导产业在空间上过早地呈现分散的趋势。杨继东和罗路宝(2018)的研究也验证了该结论,他们发现重点产业政策与地方政府竞争导致了资源空间配置的扭曲与分散化。

中国地方政府作为“准市场主体”直接参与经济的运行,而以开发区为代表的政策是地方政府参与经济运行的重要手段之一,对开发区政策进行评价一直是研究的热点。刘重力等(2010)和刘瑞明和赵仁杰(2015)等以国家开发区数据和地级市数据考察开发区政策对区域经济的影响,发现开发区的设立可以有效促进区域经济的增长。Wang(2013)的研究还发现,开发区对 FDI 和城市生产率均有显著的提升作用。李力行和申广军(2015)的研究表明,当产业政策符合当地比较优势时,经济开发区可以有效地促进区域产业结构调整,生产要素从低效率部门向高效率部门的重新配置带动经济的增长。Lu et al.(2015)的研究发现,中国开发区政策对就业、产出、资本和企业数量有着显著的正向影响,企业的进入和退出可以很大程度上解释经济特区的溢出影响。王永进和张国锋(2016)通过研究发现,开发区企业的生产率优势来自于“集聚效应”和“选择效应”。Zheng et al.(2017)进一步研究发现,开发区对临近地区企业 TFP 存在溢出效应,开发区还显著提高了临近地区的房地产价

格和零售价格,促进了区域社会经济的发展。唐诗和包群(2016)以及李贲和吴利华(2018)的研究均表明,开发区显著地促进了本地企业的成长,包括企业规模的扩大、生产效率的提高等。以上研究更多关注的是局部地理单元上的经济增长、就业、集聚以及企业成长等问题。与上述研究不同,本文对开发区政策的研究并没有基于地区层面的数据展开,而是在度量产业整体空间集聚形态的基础上,对以开发区政策为代表的政府行为对产业空间集聚的影响进行政策评价。

三、理论模型

本部分主要借鉴 Baldwin and Okubo(2006)和 Okubo(2012)的思想,将 Melitz(2003)异质性企业的设定引入到 Martin and Rogers(1995)的自由资本模型的分析框架中,以考察开发区政策的实施对企业区位选择与产业空间分布的影响。

假设经济体中存在两个地区,分别为中心地区 C 和外围地区 P ,这两个地区拥有一样的技术、偏好以及贸易自由度,但市场规模不同,具体地, C 地区属于企业集聚区而 P 地区属于非集聚区。该经济体中存在两个产业部门,分别为 M 部门和 A 部门,其中 M 为工业部门,需要劳动 L 和资本 K 两种要素组合生产差异化产品,处于垄断竞争市场,存在规模报酬递增;而 A 为农业部门,仅需要劳动 L 作为要素生产同质化产品,规模报酬不变。假设企业家在地区间不流动但其资本可以在地区之间自由地流动,并且资本仅作为工业企业固定成本使用,而劳动力不流动。给定该经济体中劳动力与资本总量分别为 L^T 和 K^T ,在最初的均衡状态下,中心地区 C 的劳动与资本所占份额分别为 s_L^C 和 s_K^C ,且二者相等,并且均高于外围地区^①,企业所获得资本报酬为全部企业利润的平均值。 $s^c = E^c/E^T$,表示中心地区的总支出(总收入)占整个经济体总支出的份额,并且将 Y^T 进行标准化设定($Y^T=1$),则 $s^c = s_L^C + s_K^C$ 。

每个区域代表性消费者的拟线性效用函数为:

$$U = \mu \ln C_M + C_A, C_M = \left(\int_{i=0}^{n^c+n^p} x_i^{1-1/\sigma} di \right)^{1/(1-1/\sigma)}, 0 < \mu < 1 \quad (1)$$

其中, C_M 和 C_A 分别表示消费者对差异化工工业品组合与农产品的消费量; σ 表示任意两个工业产品种类之间的替代弹性, $\sigma > 1$; n^c 和 n^p 分别表示中心地区与外围地区的产品种类数量; μ 表示消费者在差异化工工业品组合上的支出份额; x_i 表示消费者对第 i 种工业品的消费。

假定每个企业仅使用一单位的资本作为固定成本,每单位产出使用 a 单位的劳动(可变成本),本文可将中心地区代表性企业 j 的成本函数写为: $\pi + a_j w q_j$,其中 π 和 w 为资本和劳动的报酬, q_j 为企业 j 的产出, a 在企业间存在异质性。另外,借鉴 Melitz(2003)模型中的设定,令 a 分布服从帕累托分布,其分布函数可以写为:

$$G(a_j) = \left(\frac{a_j}{a_{\max}} \right)^k, a_j \in [0, a_{\max}] \quad (2)$$

其中, $k \geq 1$,参数 k 描述了分布函数的离散程度;当 $k=1$ 时, a_j 在 $[0, a_{\max}]$ 内是均匀分布的, k 越大, a 的值越集中,企业的异质性越低。

本文设定在初始状态下,企业完全集聚在中心地区 C ,其贸易自由度较高。由于农业部门是完全竞争的,当达到均衡时,成本与价格相等(设定 $p_A = w = 1$)。工业部门是垄断竞争的,企业可以自由进入退出,按照利润最大化原则,根据边际成本定价法进行定价。中心地区 C 和外围地区 P 之间存在

^① 主要目的是为了排除 Heckscher-Ohlin 的贸易动机,从而使本文能够更集中关注集聚的变化。

在冰山贸易成本 $\tau(\tau>1)$,故工业部门的产品市场包括本地销售市场(中心地区)和贸易出口市场(外围地区),分别对应的价格表达式^①为: $p_j^C = \frac{a_j}{1-1/\sigma}$, $p_j^P = \tau p_j^C = \frac{\tau a_j}{1-1/\sigma}$,其中, σ 表示两种工业产品之间的替代弹性, $\sigma>1$ 。

中心地区的 j 产品的需求函数为:

$$x_j = (p_j^{-\sigma} \mu EC) / (P_M^C)^{1-\sigma} \quad (3)$$

其中, P_M^C 表示中心地区工业产品价格指数, $(P_M^C)^{1-\sigma} = \int_0^{n^C} p_i^{1-\sigma} di + \int_0^{n^P} \Phi p_r^{1-\sigma} dr$, $\Phi = \tau^{1-\sigma}$, $\Phi \in [0, 1]$,表示贸易自由度。中心地区 C 是集聚地区,其交易成本较低,企业在该地区选址可以获得正外部性收益或者集聚租。按照假设,企业最初完全集聚在中心地区 C ,则保持这种“中心—外围”状态的贸易自由度 Φ^* 可表示为: $\Phi^* = (1-s^C)/s^C$,其中, $s^C > 1/2$ ^②。

按照工业部门的 CES 需求函数以及 Dixit-Stiglitz 垄断竞争设定的情况,企业获得零超额利润,即总收益等于总成本,从而得到中心地区的企业利润为:

$$\pi^C[a] = \frac{\mu E^T}{\sigma} \left[\frac{s^C \left(\frac{a}{1-1/\sigma}\right)^{1-\sigma}}{P_M^{C^*}} + \frac{(1-s^C) \left(\frac{a}{1-1/\sigma}\right)^{1-\sigma} \Phi}{P_M^{P^*}} \right] = \frac{\mu a^{1-\sigma}}{\sigma} \left[\frac{s^C}{\Lambda^C} + \frac{(1-s^C)\Phi}{\Lambda^P} \right] \quad (4)$$

其中, Λ^C 和 Λ^P 为中心和外围地区需求函数的分母:

$$\Lambda^C = \int_0^1 a^{1-\sigma} dG[a] = \delta, \Lambda^P = \Phi \int_0^1 a^{1-\sigma} dG[a] = \Phi \delta; \delta \equiv \frac{\rho}{1-\sigma+\rho} > 0, \rho > 1。$$

为保证积分收敛,假设 $1-\sigma+\rho>0$ 。而外围地区企业的利润函数:

$$\pi^P[a] = \frac{\mu a^{1-\sigma}}{\sigma} \left[\frac{\Phi s^C}{\Lambda^C} + \frac{1-s^C}{\Lambda^P} \right] \quad (5)$$

中国地方政府围绕地方经济增长展开激烈竞争。这其中主要的表现便是地方政府以开发区为载体进行财政补贴、土地价格优惠以及税收减免等激励政策来招商引资,以吸引企业和资本向辖区内转移。在本文的理论模型中,外围地区主要通过两种类型的开发区优惠政策吸引中心地区企业向其迁移:一种是为迁移企业提供固定数额的补贴 S ,如免费或低价给予土地和固定奖励等补贴以及产业扶持金;另一种是按企业利润的 θ 比例给予补贴^③。

第一种类型的开发区补贴政策。企业若从中心地区迁移到外围地区,会获得开发区固定数额的补贴 S ,其利润的变化为:

$$\pi^C[a] - \pi_s^P[a] = \frac{\mu a^{1-\sigma}}{\sigma} \left[\frac{s^C}{\Lambda^C} + \frac{(1-s^C)\Phi}{\Lambda^P} - \frac{\Phi s^C}{\Lambda^C} - \frac{1-s^C}{\Lambda^P} \right] - S = \frac{\mu a^{1-\sigma}(1-\Phi)}{\sigma} \left(\frac{s^C}{\Lambda^C} - \frac{1-s^C}{\Lambda^P} \right) - S \quad (6)$$

该利润差大小决定了资本的流动,也决定了企业的空间选址。当 $\pi^C[a] - \pi_s^P[a] < 0$ 时,中心地区的至少一家企业迁移到外围地区,并且随着开发区该类补贴的增加,越来越多的企业会转移到外地

① 限于篇幅,具体的模型细节和详细的公式推导过程未在文中列出。

② 根据前文的假设,中心地区拥有更大市场规模。

③ 尽管在现实中中心地区与外围地区均存在开发区,也实施了各类激励措施,但现实经验是外围地区为吸引企业向本地区迁移,往往会采用更加优惠的补贴政策以弥补本地市场规模小、集聚效应弱的劣势。此处,为集中关注外围地区的开发区政策对企业空间选址的影响,本文参考 Baldwin and Okubo (2006) 和 Okubo (2012) 对理论模型进行了必要的简化与抽象化。

区,其中,最先被吸引到外围地区的是低生产率企业(Baldwin and Okubo,2006),主要由于低生产率企业转移到外围地区的机会成本相对更小。在长期均衡时,中心与外围地区的利润相等,即没有企业会在两地区间进行迁移,此时 a_s 为企业不发生迁移的边际成本门槛值(生产效率门槛值),可以用以下条件表示: $a_s^{1-\sigma} \left(\frac{s^c}{\Lambda^c} - \frac{1-s^c}{\Lambda^p} \right) = \frac{S\sigma\delta}{(1-\Phi)\mu}$,由该式可以看出随着补贴 S 的增加,边际成本门槛 a_s 会越低,也即发生空间迁移的企业生产率越高。这表明开发区该类型补贴最先吸引的是低生产率企业,随着补贴力度的不断加大,才会吸引相对高生产率的企业向该地区迁移。

第二种类型的开发区补贴政策。企业若从中心地区迁移到外围地区,会获得开发区基于企业利润的 θ 比例补贴,其利润的变化为:

$$\pi^c[a] - \pi_\theta^p[a] = \frac{\mu a^{1-\sigma}}{\delta\sigma} \left\{ 1 - (1+\theta) \left[\Phi s^c + \frac{(1-s^c)}{\Phi} \right] \right\} \quad (7)$$

该利润差大小决定了企业的空间选址。随着利润补贴比例的提高,当到达补贴比例 θ^{min} 时,使 $1 - (1+\theta) \left[\Phi s^c + \frac{(1-s^c)}{\Phi} \right]$ 由正值变为负值,则至少有一家企业会从中心区域向外围区域迁移;当该政策优惠达到 $\theta^{max} = \frac{s^c}{\Phi} + (1-s^c)\Phi$ 时,则中心区域的所有企业均会迁移到外围区域。在长期均衡时,中心与外围区域的利润相等,即 $\pi^c[a] - \pi_\theta^p[a] = \frac{\mu a^{1-\sigma}}{\sigma} \left\{ \left[\frac{s^c}{\Lambda} + \frac{(1-s^c)\Phi}{\Lambda^*} \right] - (1+\theta) \left(\frac{\Phi s^c}{\Lambda} + \frac{1-s^c}{\Lambda^*} \right) \right\} = 0$,由此可以求得企业不发生空间迁移的边际成本门槛值 a_θ :

$$a_\theta = \left[\frac{1-\Phi\xi}{(1-\Phi)(1+\xi)} \right]^{1/(1-\sigma+\eta)}, \quad \xi \equiv \frac{1-\Phi(1+\theta)}{(1+\theta-\Phi)} \frac{s^c}{1-s^c} \quad (8)$$

由该式可得,企业利润补贴比例 θ 与 a_θ 存在正相关关系,表明补贴比例 θ 越高,边际成本门槛 a_θ 越低,发生空间迁移的企业生产率越低。这表明开发区利润固定比例型补贴会最先吸引高生产率企业向外围地区迁移,因为高生产率企业从该类型补贴中获利更多。

因此,本文模型的结论是,外围地区的开发区通过实施优惠补贴政策可以使中心地区的企业向外围地区进行空间转移,进而导致产业空间分布呈现分散化;而且开发区所实施的优惠政策无论是固定数额补贴类型还是利润比例补贴类型,均会导致产业空间分布的分散化。然而,开发区两种类型的补贴政策对同质性企业所产生的选择效应是相反的,固定数额的补贴政策会使得低生产率企业向目标地区转移,而利润比例补贴型政策会吸引高生产率企业向目标地区转移。

四、产业空间集聚的测度与分析

1. 产业空间集聚的测度方法

本文利用 Duranton and Overman(2005)提出的 DO 指数方法对产业空间集聚程度进行度量。具体来讲,DO 指数的计算分为三步:

(1)计算核密度函数。假定行业 I 中存在 n 家企业,运用每家企业的经纬度数据,可以计算出 $n(n-1)/2$ 个两两企业对彼此的空间距离,它与实际交通距离存在一定偏差,但对估计结果影响不大,Duranton and Overman(2005)曾详细阐述了这一问题。计算该行业两两企业彼此距离的核密度函数 $\hat{K}(d)$ 的公式如下:

$$\hat{K}(d) = \frac{1}{n(n-1)h} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n f\left(\frac{d-d_{i,j}}{h}\right) \quad (9)$$

其中, d 表示两两企业彼此的空间距离, $d_{i,j}$ 表示企业 i 与企业 j 之间距离值, f 为高斯核密度函数, h 表示窗宽, 借鉴 Silverman(1986)^①的做法对窗宽进行设置。

因为企业规模的大小会明显地影响企业的分布模式特征, 所以本文采用企业就业人数作为规模的权重进入核密度函数, (9)式变为(10)式^②:

$$\hat{K}^{EMP}(d) = \frac{1}{h \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (e_i + e_j)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (e_i + e_j) f\left(\frac{d-d_{i,j}}{h}\right) \quad (10)$$

其中, e_i 和 e_j 分别表示企业 i 与企业 j 的就业人数。Duranton and Overman(2005)最初使用 $e_i e_j$ 项加权, 但 Behrens and Bougna(2015)认为这样的设置会增加权重的极端差异, 将其改为了 $e_i + e_j$ 项加权, 本文采用了该设置方法。

(2)反事实实验。为了识别行业 I 的空间分布模式, 在计算该行业两两企业彼此距离的核密度函数后, 再将其与无约束条件下企业随机分布假定的核密度函数进行比较。然而因为自然地理环境以及土地利用政策的局限, 很多地区无法建造工业企业, 因此, 要利用目前约束条件下企业随机分布的核密度函数。本文构建以下反事实: 将考察区域所有企业的位置信息表示为总集 S , 从中随机地抽取 n 家企业位置数据代替行业 I 的企业进行空间分布的模拟, 运用这 n 个模拟的经纬度数据, 由公式(10)计算出一次反事实的核密度函数。本文对每个行业重复反事实实验 1000 次。

(3)构造置信区间。根据固定距离 d , 本文将获得的行业 I 的 1000 次反事实的核密度按升序进行排序, 并选择 5% 与 95% 作为置信区间的下限 $\underline{K}_I(d)$ 与上限 $\bar{K}_I(d)$, 伴随着距离 d 的增加可得到置信带, 该置信带一般被称为局部置信区间。对固定距离 d , 当 $\hat{K}(d) > \bar{K}_I(d)$ 时, 该行业可认定为在某个距离点上以 95% 的置信水平呈现集聚状态; 而当 $\hat{K}(d) < \underline{K}_I(d)$ 时, 可认定为在某个距离点上以 95% 的置信水平呈现分散状态; 其他情况为行业呈现随机分布特征。用 $\varphi_I(d)$ 、 $\theta_I(d)$ 分别代表局部集聚指数和分散指数, 可表示为: $\varphi_I(d) \equiv \max(\hat{K}(d) - \bar{K}_I(d), 0)$, $\theta_I(d) \equiv \max(\underline{K}_I(d) - \hat{K}(d), 0)$ 。

运用局部置信区间识别行业 I 的空间分布特征, 必须要对 d 的取值区间进行限制, 因为当 d 所选取的数值较大时, 即使 $\varphi_I(d) > 0$, 也不能认为该行业在对应的距离点上集聚的^③, 因此截断距离的确定对于集聚的判定是非常重要的。现有文献(Behrens and Bougna, 2015; Brakman et al., 2017)通常将两两企业间距离的中位数作为截断距离。对于中国这样一个国土面积广阔的国家, 使用中位数会错误地将相距较远的两个集聚区之间的距离判定为企业集聚的范围, 违背了集聚本质。为了避免这种误判, 因此, 本文参考 Duranton and Overman(2005)设置 180km 的做法, 选取较小的地理尺度 200km 作为判定集聚或分散的截断距离。

为了准确地识别出某行业的集聚模式, 还需判定该行业在 0km—200km 整个范围内全局的集

① 本文取带宽为 $h = \frac{1}{25} \text{std}(K) \times \left(\frac{4}{3n}\right)^{\frac{1}{5}}$ 。

② 因为核密度估计在边界 0 点处的估计并不充分, 借鉴 Silverman(1986)的处理方法, 将某行业的原数据集 X_1, X_2, \dots , 映射为 $X_1, -X_1, X_2, -X_2, \dots$, 并使用映射数据进行核密度估计, 结果记为 $\hat{K}_I^*(d)$ 。当 $d > 0$ 时, $\hat{K}(d) = 2\hat{K}_I^*(d)$, 当 $d \leq 0$ 时, $\hat{K}(d) = 0$ 。本文最终使用基于映射数据方法修订和考虑企业从业人数加权的两两企业距离的核密度函数估计。

③ 例如, 本文获得 $\varphi_I(1000) > 0$, 不能认为该行业在 1000 公里处是集聚的, 反而有可能是相距 1000 公里的两个集聚中心。

聚模式,为使全局置信水平在 95%以上,本文把固定距离的置信水平调整到 99%^①,分别采用 $\bar{K}_l(d)$ 与 $\underline{K}_l(d)$ 代表置信区间的上下限。若 $d \in [0, 200]$,存在 $\hat{K}(d) > \bar{K}_l(d)$,本文称该行业呈现全局集聚的特征,即该行业在 0km—200km 范围内呈现出集聚状态。本文用 $\Phi_l(d)$ 代表全局集聚指数,其公式表示为:

$$\Phi_l(d) \equiv \max(\hat{K}(d) - \bar{K}_l(d), 0) \quad (11)$$

若 $d \in [0, 200]$,不存在 $\hat{K}(d) > \bar{K}_l(d)$,但存在 $\hat{K}(d) < \underline{K}_l(d)$,本文称该行业具有全局分散特征,即该行业在 0—200km 范围内呈现出分散状态。其他情况下,行业为随机分布^②。用 $\Theta_l(d)$ 代表全局分散指数,其公式表示为:

$$\Theta_l(d) \equiv \begin{cases} \max(\underline{K}_l(d) - \hat{K}(d), 0), & \text{若 } \sum_{d=0}^{d=200} \Phi_l(d) = 0 \\ 0, & \text{否则} \end{cases} \quad (12)$$

2. 数据来源与处理

本文使用中国工业企业数据库数据来测度产业空间集聚程度,该数据库的样本期内国民经济行业分类标准存在更改,其中 1998—2002 年使用的是 1994 版行业分类标准,2003—2007 年使用的是 2002 版行业分类标准。考虑到依据最新的行业分类标准(即 2002 版行业分类标准)进行集聚测度更加适用,本文只选取工业企业数据库中 2003 年、2007 年和 2012 年的数据作为样本数据来计算 DO 指数。

为了保证数据的质量和研究的可靠性,本文对数据库进行了必要的预处理。本文采用三位数行业来计算 DO 指数,在计算过程中,最关键的是需要获得两两企业间的距离,为此利用 xGeocoding 软件,以百度地图的 API 为接口,经过导入企业详细地址信息来获取对应的经纬度数据,进而获得距离数据。^③

3. 产业空间集聚的特征分析

本文根据 DO 指数方法的测算了 2003 年、2007 年和 2012 年中国工业企业的产业空间集聚状态。由表 1 可知,中国集聚产业数量和占比均不断增加,其中,2003 年 182 个 3 位码行业中,集聚的行业为 120 个,占比 69.23%,分散行业为 43 个,占比 23.63%;2007 年和 2012 年的集聚产业的数量和占比均在不断提升,而分散行业的数量和占比呈现先上升后下降的趋势。另外,也可以通过表 1 中的平均集聚强度($\bar{\Phi}_{l_{\Phi_l > 0}}$)和平均分散强度($\bar{\Theta}_{l_{\Theta_l > 0}}$)^④的变化状态得出该结论,说明随着市场在要素流动中作用的加强,大多数行业在整体空间上的集聚形态在加强。这里的结论与之前针对中国产业集聚的研究保持一致。路江涌和陶志刚(2007)利用 EG 指数衡量了行业聚集和共同聚集,发现中国

① 95%的置信水平说明原假设成立条件下,犯第一类错误的概率为 5%,但对整个区间[0, 200],第一类错误发生的概率会大大增加。参考 Duranton and Overman(2005)的做法,对固定距离,选定 99%的置信水平,这是一种将连续区间离散化的近似方法。

② 为了更好地理解 DO 指数,本文用图例分别举例说明集聚、分散和随机三种空间分布模式,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

③ 本文所涉及的具体数据选取、处理步骤以及经纬度获取技术细节,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

④ 其中, $\Phi_l = \sum_d \Phi_l(d)$, $\bar{\Phi}_{l_{\Phi_l > 0}} = \frac{1}{n_l} \sum_l \Phi_l$, n_l 表示 $\Phi_l > 0$ 的行业数量,而 $\bar{\Theta}_{l_{\Theta_l > 0}}$ 的定义与之类似。

的行业空间聚集程度仍处在一个上升阶段,但无论就行业区域聚集程度还是行业区域共同聚集程度而言,中国目前仍低于西方发达国家近期的水平。文东伟和冼国明(2014)的研究表明中国制造业的空间聚集程度虽然相对较低,但却呈现不断加深的趋势。

表1 2003年、2007年和2012年中国集聚、随机、分散行业数量与集聚分散强度

年份	集聚行业	随机行业	分散行业	$\bar{\Phi} _{\Phi_i>0}$	$\bar{\Theta} _{\Theta_i>0}$
2003	120(69.23%)	19(10.44%)	43(23.63%)	0.0022	0.0005
2007	128(70.33%)	10(5.49%)	44(24.18%)	0.0025	0.0007
2012	133(70.74%)	21(11.17%)	34(17.02%)	0.0026	0.0004

五、实证检验与结果分析

1. 模型设定

为考察开发区政策实施对产业空间聚集的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$\ln AGG_{it} = \alpha + \beta SEZ_{it}^{Targ-ind} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, i 表示行业(三位数代码行业), t 表示时间; $\ln AGG_{it}$ 为被解释变量,表示行业 i 在 t 年集聚程度(取自然对数); $SEZ_{it}^{Targ-ind}$ 表示行业 i 在 t 年是否为开发区目标行业的虚拟变量,若是取值为1,否则取值为0; X_{it} 为行业层面的一系列控制变量,包括某行业国有控股企业产值占比、地方税收占比、知识溢出、中间投入品的共享、劳动力池、自然资源禀赋、运输成本等; μ_i 表示年份固定效应, λ_t 表示二位数的行业固定效应; ε_{it} 为误差项。

具体而言,模型(13)中的被解释变量 $\ln AGG$ 为产业空间聚集程度,本文根据公式(10)计算的某行业的两两企业之间距离的概率密度函数确定企业在0到距离 d_0 集聚的百分比,以衡量该行业的集聚程度,具体计算公式如下:

$$AGG_{it} = CDF_{it}(d_0) \times 100 = 100 \times \sum_{d=0}^{d=d_0} \hat{K}_{it}(d) / \sum_{d=0}^{d=2000} \hat{K}_{it}(d) \quad (14)$$

本文的实证研究主要将 d_0 取值为125km,同时本文也会对 d_0 取100km和200km的实证结果进行稳健性检验。现有的相关文献中,大多数学者采用以DO方法测算出的集聚指数 Φ_i 作为衡量产业集聚程度的变量来进行实证分析,但是该集聚指数所表示的经济含义不明确且不易解释。另外,该集聚指数只能表示集聚行业的具体集聚程度,对于随机和分散行业均以零值表示,会形成典型的删失数据,导致估计系数产生偏误问题。而以累积分布形式(CDF)衡量的集聚程度可以较好地解决该问题,具体计算出的结果更具有明确的经济含义(陈柯等,2018;Ellison et al.,2010;Behrens and Bougna,2015)。因此,本文采用该指标作为被解释变量进行实证分析。

核心解释变量 $SEZ^{Targ-ind}$ 为开发区政策虚拟变量,如果某行业(三位数行业)属于开发区目标行业该变量就取值为1,否则取值为0。^①开发区目标行业直接反映了开发区对行业的偏好,地方政府

① 本文绘制了开发区目标行业组与非开发区目标行业组产业空间集聚的核密度图,可以初步了解开发区政策与产业空间集聚之间的关系,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

在当地设立经济开发区时,就明确规定了其主导产业,然后制定相应的产业政策进行招商引资。本文衡量该变量所采用的数据整理自《中国开发区审核公告目录(2006年版)》,根据该公告目录找出各个开发区的主导产业,将其与《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》中二位数行业对应。^①本文发现“通用设备制造业”与“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”是各个开发区最为青睐的行业,分别有超过500个开发区将其选为主导产业;“医药制造业”与“化学原料及化学制品制造业”也比较受欢迎;再者是“食品制造业”“非金属矿物制品业”和“纺织业”等行业。最终选择成为主导产业频次最高的10个行业作为开发区目标行业,分别为通用设备制造业(35)、通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40)、医药制造业(27)、化学原料及化学制品制造业(26)、食品制造业(14)、非金属矿物制品业(31)、纺织业(17)、农副食品加工业(13)、交通运输设备制造业(37)、纺织服装、鞋、帽制造业(18),以上10个行业被选为主导产业的次数占开发区主导产业总量的82%以上。

本文还控制了以下变量:①借鉴路江涌和陶志刚(2007)的做法,构建了从行业层面反映地方政府保护主义倾向的变量,具体采用某行业国有控股企业的工业总产值占行业总产值的比重(GOV^{SOE})和某行业地方税收占该行业全年营业收入额的比重(GOV^{TAX})^②来衡量;②反映集聚效应的变量,具体包括知识溢出(KS)、中间投入品的共享(IPS)和劳动力池(LP),分别采用行业层面的新产品产值占行业总产值的比重、外购产品占行业工业总产值比重和企业平均就业人数(自然对数)来衡量;③反映自然资源禀赋的变量,具体采用农林牧渔产品、矿产品以及电力燃气和水供应占行业总投入的比例来衡量,分别用 NRE^{AGR} 、 NRE^{MIN} 和 NRE^{EGW} 表示。此外,本文还控制了行业层面的运输成本(TC)和对外贸易水平(TRA),分别采用某行业完工产品占行业工业销售产值的比重和出口交货值占行业销售产值的比重来衡量。

2. 数据来源与说明

本文使用的实证分析数据来自中国工业企业数据库^③(2003年、2007年和2012年)、《中国开发区审核公告目录(2006年版)》以及2007年中国投入产出表数据库。在此需要说明的是由于中国工业企业数据库2012年企业数据的口径发生改变,本文主要采用2003年和2007年的样本组成的两期面板数据作为研究样本进行基准回归模型估计,而利用2012年数据进行稳健性检验。另外,实证分析中的控制变量主要是根据该数据库进行行业层面加总计算的。

另外,本文所构建的各行业外购产品占行业工业总产值比重,以及农林牧渔业、矿产品、燃气水电生产的投入指标来自于2007年中国投入产出表数据库,其中包含了行业加总信息,并且根据《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》将国民经济生产活动划分为与工业企业数据库中的三位码行业大体对应的部门。^④

3. 基准回归结果

为了考察开发区政策对产业空间集聚的影响,本文对模型(13)进行了回归分析,估计结果报告在表2中。第(1)列中本文控制了地方政府保护主义倾向的变量以及年份固定效应,结果显示开发区政策的估计系数显著为负。在第(2)—(4)列中,本文在第(1)列基础上依次进一步控制了反映集

① 本文整理出了各个行业被选为开发区主导产业的频次,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

② 地方税收=主营业务税金及附加+管理费用中的税金+40%×应交所得税+25%×本年应交增值税。

③ 2011年以前规模以上非国有工业企业为主营业务收入(销售额)在500万元以上的企业,而2011年起为2000万元以上。

④ 本文对主要变量进行了描述性统计,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

聚经济效应变量(KS 、 IPS 和 LP)、反映自然禀赋优势变量(NRE^{AGR} 、 NRE^{MIN} 、 NRE^{EGW})以及运输成本(TC)和对外贸易水平(TRA),估计结果显示开发区政策对产业空间集聚的负向显著影响依然是稳健的,而且显著水平有所上升,均在1%水平上显著。通过比较第(1)列与后三列的回归结果,可以发现在回归中不断加入不同类型的控制变量后,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用有所变强。第(5)列进一步加入了二位数行业固定效应,控制最为严格,回归结果仍然是稳健的。第(6)列中未控制行业固定效应和年份固定效应,发现开发区政策的估计系数会下降,说明遗漏行业层面不随时间变化的变量可能会使估计结果产生偏误。以上结果表明在控制了自然禀赋和集聚经济效应对产业集聚形态影响条件下,开发区政策实施对产业空间集聚存在着负向显著影响,成为开发区主导行业使得该行业集聚水平下降了11.68%—40.48%。这说明相较于基于自然条件和集聚经济效应自然演化形成的产业集聚,中国地方政府的开发区政策实际降低了产业空间集聚形态。

表2 开发区政策实施影响产业空间集聚的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SEZ^{arg-ind}$	-0.1168** (0.0559)	-0.2221*** (0.0486)	-0.1469*** (0.0471)	-0.1224*** (0.0436)	-0.4048** (0.1890)	-0.1266*** (0.0435)
GOV^{TAX}	-0.0089 (0.0075)	-0.0078 (0.0056)	-0.0092* (0.0054)	-0.0017 (0.0043)	-0.0066 (0.0056)	-0.0012 (0.0045)
GOV^{SOE}	-0.0102*** (0.0012)	-0.0166*** (0.0015)	-0.0140*** (0.0018)	-0.0079*** (0.0019)	-0.0106*** (0.0019)	-0.0077*** (0.0020)
KS		0.0177*** (0.0027)	0.0090** (0.0036)	0.0083** (0.0033)	0.0098** (0.0041)	0.0095*** (0.0033)
IPS		-0.0006 (0.0022)	0.0001 (0.0021)	-0.0010 (0.0020)	-0.0032 (0.0030)	-0.0014 (0.0020)
LP		0.3211*** (0.0485)	0.2958*** (0.0470)	0.1191** (0.0539)	0.0955 (0.0653)	0.0957* (0.0532)
NRE^{AGR}			-0.0078*** (0.0018)	-0.0052*** (0.0017)	0.0052 (0.0032)	-0.0049*** (0.0017)
NRE^{MIN}			-0.0051* (0.0029)	-0.0021 (0.0026)	-0.0068* (0.0038)	-0.0019 (0.0026)
NRE^{EGW}			-0.0090* (0.0051)	-0.0061 (0.0047)	-0.0216*** (0.0058)	-0.0064 (0.0046)
TC				0.0025 (0.0083)	0.0026 (0.0090)	-0.0039 (0.0083)
TRA				0.0116*** (0.0016)	0.0107*** (0.0017)	0.0117*** (0.0016)
常数项	2.2829*** (0.0488)	0.6505** (0.3024)	0.8503*** (0.2891)	1.4277*** (0.3152)	2.2640*** (0.5161)	1.5523*** (0.3121)
年份固定效应	是	是	是	是	是	否
行业固定效应	否	否	否	否	是	否
样本量	364	364	364	364	364	364
R^2	0.216	0.391	0.423	0.499	0.641	0.492

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;括号中报告的是稳健标准误。以下各表同。

另外,由控制变量的回归结果看,反映地方政府保护主义倾向的国有产值占比 GOV^{SOE} 估计系数均显著为负,而地方税收占比 GOV^{TAX} 的估计系数除第(3)列外均为负但不显著,基本表明地方保护主义倾向强的行业更倾向于分散而非集聚,这与现有研究的结论是一致的。通过集聚经济效应的结果可发现,知识溢出 KS 在各列中显著为正,劳动力池 LP 除第(5)列外在各列中均显著为正,而中间产品共享 IPS 的估计系数不显著且符号不一致,表明集聚经济效应主要通过知识溢出和劳动力池两个方面对产业空间集聚产生正向促进作用,基本验证了马歇尔外部性假说的存在性。以完工成品占销售产值比重来衡量的运输成本(TC)的估计系数在回归中未通过显著性检验且符号不一致,可能的原因是完工产品占比表征的易腐蚀性仅仅反映了运输成本的一方面,并不能很好地代表运输成本来适用于所有行业。对外贸易水平(TRA)的估计系数均显著为正,表明某行业随着对外贸易水平的提高,其产业集聚程度也在增加,主要原因是贸易自由化程度高的行业,市场规模扩大,有利于产业空间集聚。通过自然禀赋的估计系数可以发现农产品投入占比(NRE^{AGR})、矿产品投入占比(NRE^{MIN})以及电、燃气和水投入占比(NRE^{EGW})的系数符号在不同方程中均为负且显著水平各异,针对部分自然禀赋变量估计系数呈现显著为负的情况,并不太容易解释,可能的原因在于当前公共基础设施的改善,使得企业的选址受自然禀赋的影响越来越小。

4. 稳健性检验

为了保证实证结果的可靠性和稳健性,本文将从变量替代和样本数据替代两方面对实证结果进行稳健性检验。

(1)变量的替代。①替代核心解释变量。本文重新对开发区政策进行了度量,根据《中国开发区审核公告目录(2006年版)》整理的各个行业(二位数)被选为开发区主导产业的频次,采用各行业选为开发区主导产业频次与1之和的自然对数作为开发区政策新的度量指标,用 $SEZ_1^{Targ-ind}$ 表示,该指标可以更加精确地反映出开发区对不同行业的偏好程度和政策强度,具体结果报告在表3的第(1)列。②替代被解释变量。被解释变量的衡量依赖于度量产业集聚程度时截断距离 d_0 的选取,为了检验实证结果的稳健性,本文将被解释变量指标中的 d_0 取值替换为 100km 和 200km,分别用 $\ln A GG_{100}$ 和 $\ln A GG_{200}$ 表示,具体结果报告在表3的第(2)、(3)列。实证结果显示开发区政策替代变量的估计系数依然显著为负,表明开发区政策对产业空间集聚的影响结果是稳健的。

表 3 稳健性回归结果

变量	变量替代			2012年样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln A GG$	$\ln A GG_{100}$	$\ln A GG_{200}$	$\ln A GG$
$SEZ_1^{Targ-ind}$	-0.2364*** (0.0586)			
$SEZ^{Targ-ind}$		-0.4123** (0.1991)	-0.3872** (0.1626)	-0.1166* (0.0701)
样本量	364	364	364	189
R ²	0.641	0.639	0.636	0.558

注:回归结果中包括控制变量、常数项、年份固定效应和行业固定效应,未在表中汇报。

(2)2012年的样本数据。由于中国工业企业数据库在2011年之后,所包含的规模以上非国有工业企业为主营业务收入(销售额)在2000万元以上的企业,统计口径的调整使得2012年的样本数据无法与2003年和2007年相匹配。因此,本文采用2012年行业截面数据进行回归分析,实证结果报告在表3第(4)列中。结果显示,在新样本中,开发区政策的实施仍然显著地降低了产业空间集聚的程度,证明本文实证结果是稳健的。

5. 内生性问题的处理

由于开发区政策与产业空间集聚之间可能存在遗漏变量和自我选择进入开发区所带来的内生性问题,进而会导致参数估计的偏误,在实证研究中有必要对其进行处理。本文采用王永钦等(2018)测算的1999年各行业僵尸企业占比作为开发区政策的工具变量。由于僵尸企业的形成主要原因是地方政府的低效财政补贴(范子英和王倩,2019),各行业僵尸企业占比与当期的开发区目标行业政策相关,从而满足工具变量的相关性条件。另外,采用1999年各行业的僵尸企业占比这一历史数据可以较好地满足外生性条件^①。本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,实证结果报告在表4中,其中第(1)列是工具变量估计第一阶段的估计结果,工具变量(1999年各行业僵尸企业占比 IV_zombie)的系数显著为正,进一步验证该工具满足相关性条件;第(2)列是工具变量的第二阶段回归结果,Kleibergen-Paap rk LM 检验与 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验均拒绝工具变量识别不足和弱工具变量的原假设,工具变量与开发区政策具有较强的相关性,且不存在过度识别问题, $SEZ^{Targ-ind}$ 的估计系数显著为负,说明在处理潜在的内生性问题后,开发区政策负向影响产业空间集聚的结论依然是稳健的;第(3)列是使用1999年各行业僵尸企业占比(IV_zombie)作为工具变量的简约式(Reduced-form)模型,结果显示 IV_zombie 的估计系数显著为负。按照刘生龙等(2016)的方法,本文第(1)—(3)列中核心解释变量的估计系数满足以下关系: $0.518 \times (-1.116) = -0.578$,因此可以说明本文估计方法的正确性以及研究结论的可靠性。

表4 内生性分析与异质性分析的回归结果

变量	内生性分析			行业异质性分析		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工具变量估计第一阶段	工具变量估计第二阶段	简约式模型	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
$SEZ^{Targ-ind}$		-1.116** (0.4714)		0.0431 (0.1075)	-0.1581* (0.0835)	-0.2040** (0.0819)
IV_zombie	0.5180*** (0.1759)		-0.5781*** (0.1829)			
Kleibergen-Paap rk LM		7.010***				
Kleibergen-Paap rk Wald F		8.669				
样本量	364	364	364	140	102	86
R ²	0.230	0.917	0.502	0.451	0.538	0.807

注:第(1)—(3)列的解释变量分别为 $SEZ^{Targ-ind}$ 、 $\ln AGG$ 和 $\ln AGG$;控制变量和常数项等具体估计结果未在表中列出。

① 针对本文工具变量满足相关性与外生性的具体解释,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

6. 基于行业特征分组的异质性分析

参考戴翔和金碚(2013)的分类方法,根据《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》的二位数代码行业分类标准,将样本按照行业要素密集度划分为劳动密集型行业、资本密集型行业和技术密集型行业,以此来考察开发区政策对不同行业特征的产业空间集聚的影响,回归结果报告在表4的第(4)—(6)列中。回归结果显示,开发区政策对产业空间集聚的影响在不同特征的行业间存在明显的差异。具体来看,开发区政策的估计系数在资本密集型行业和技术密集型行业样本回归中均显著为负,并且技术密集型的子样本中的估计系数要低于资本密集型的,表明开发区政策对产业空间集聚的抑制作用在技术密集型行业中更为明显;在劳动密集型行业的子样本中,开发区政策的估计系数并不显著。

针对以上现象,本文将其原因归结为:现实中,地方政府面临开发区业绩考核或者投入产出率的考核,例如,设定开发区内亩均产值最低标准。因而地方政府往往偏好资本密集型产业和技术密集型产业,会通过财税优惠和土地优惠等政策对属于这两种类型企业的企业进行大量招商引资,将其吸引到本地的开发区内。对于劳动密集型产业,大多数地方政府对其偏好程度较小,其发展更多依赖于当地的比较优势,劳动资源丰富的地区自然更有优势发展劳动密集型产业,而劳动资源匮乏的地区发展劳动密集型产业成本太高,投入产出率较低,故大部分地方政府不会将其选为开发区目标行业。因此,开发区政策使得资本密集型产业和技术密集型产业的空间集聚程度显著下降,而对劳动密集型产业的空间集聚程度影响较小。另外,相对于资本密集型行业,开发区政策的估计系数的绝对值在技术密集型行业子样本中更大,一方面是由于技术密集型行业可以为地方政府带来更多的经济效益和政治晋升机会,更易受地方政府的青睐;另一方面,技术密集型行业组可能对优惠政策的依赖性更强,因此受开发区政策的影响更大。

7. 开发区政策实施效果的影响因素

各地开发区在明确目标行业后,地方政府通常会为实现辖区内经济的增长进行激烈竞争,实行地方保护主义,通过更多的优惠政策或者限制,使更多的生产要素集中在其辖区内。因此,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用会随着各地方政府保护主义倾向的不同而存在差异。鉴于此,本文在基准回归模型的基础上分别加入了开发区政策与地方税收占比的交互项 $SEZ^{Targ-ind} \times GOV^{TAX}$ 和开发区政策与国有产值占比的交互项 $SEZ^{Targ-ind} \times GOV^{SOE}$,以此作为核心解释变量。回归结果表明^①,开发区政策与国有产值占比的交互项和开发区政策与地方税收占比的交互项的估计系数分别在10%的水平上显著为负与接近10%的水平上显著为负,说明地方保护主义倾向会影响开发区政策的实施效果,当某行业中地方保护主义倾向越强时,各地方政府对目标行业的竞争越激烈,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用越明显。此外,本文认为对外贸易水平更高的行业,其面临的市场也更加广阔,市场化程度也相应越高。因此,市场调节的力量更大,会弱化开发区政策的实施效果,也就是说会使得开发区政策对此类行业产业空间集聚的干预作用减弱。为验证该观点,本文同样在基准回归模型的基础上加入了开发区政策与对外贸易水平的交互项 $SEZ^{Targ-ind} \times TRA$,考察对外贸易水平在开发区政策对产业空间集聚影响上的调节效应。回归结果表明^②,开发区政策与对外贸易水平交互项的估计系数在1%的水平上显著为正,表明随着对外贸易水平的上升,开发区政策对产业空间集聚的抑制作用在下降,与本文的预期一致。

① 具体回归结果,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

② 具体回归结果,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

六、进一步讨论

1. 机制分析图解

为更加形象地阐述开发区政策对产业空间集聚的作用机制,本文采用绘图的方式对实证分析的主要结论进行了阐述,如图1所示。图1a为不存在开发区政策情况下,企业在中心与外围地区的分布情况,该图显示不存在开发区政策时,企业主要分布在中心地区,而外围地区的企业分布较少。然而当外围地区实施了相对中心地区更加优惠的财税、土地供应等政策时,可能会出现如下两种情况。第一种情况如图1b所示,由于开发区优惠政策降低了企业开办成本,部分企业会选择在外围地区落户,进而使得在外围地区分布的企业增多;而中心地区原有的企业依然受市场规模以及集聚租或正外部性收益的吸引继续选择在该地区生产经营,同时也会有新的企业在中心地区选址,因此中心地区企业数量也会少量增加。由整体空间来看,由于外围企业数量的增加,产业空间分布呈现分散化。第二种情况如图1c所示,当外围地区所实施的开发区优惠政策使得一部分原本分布于中心地区的企业得到了超过该地区收益时,部分企业从中心地区转移到外围地区,进而导致外围地区企业数量上升,而中心地区的企业数量下降。由整体空间来看,原本应向中心地区集聚的企业受开发区政策的影响而在外围地区分布,导致企业整体空间分布的分散化。另外还需要说明的是,因为开发区优惠政策降低了企业开办成本,图1b和图1c的企业总的数量要高于图1a,而现实的情况是图1b和图1c的综合。

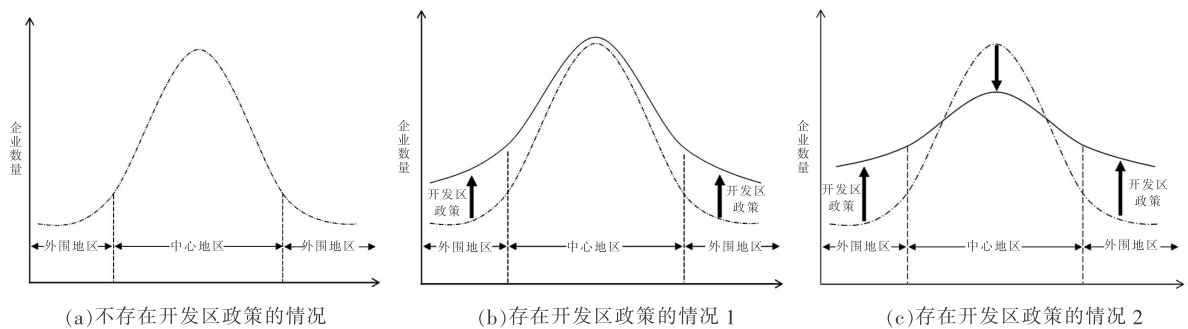


图1 开发区政策与企业空间分布

注:虚线为没有开发区政策情况下的企业空间分布状态;实线为存在开发区政策情况下的企业空间分布状态。

2. 开发区政策与企业空间布局

以上通过图示较为形象地阐述了开发区政策对企业空间分布的影响,本部分采用实证方法进行机制分析,为此本文构建如下回归模型:

$$\ln firm_num_{ict} = \alpha + \beta SEZ_{ict}^{area-ind} + \gamma X_{ict} + \lambda_i + \delta_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

其中, $\ln firm_num_{ict}$ 为被解释变量,表示 c 城市 i 行业的企业总数目的自然对数; $SEZ_{ict}^{area-ind}$ 表示 c 城市国家级开发区的目标行业 i 的虚拟变量,若是 i 行业为 c 城市国家级开发区的目标行业则取值为 1,否则取值为 0,以此作为表征开发区政策的变量; X_{ict} 为代表城市和产业特征的控制变量^①; λ_i

① 城市层面的控制变量包括:人均GDP、第三产业占比、FDI占比、金融发展(金融相关率)、人均道路面积;产业层面变量与基准结果的行业层面控制变量一致。

表示行业固定效应, δ_c 表示地区固定效应, μ_t 表示年份固定效应, ε_{ict} 表示误差项。估计系数 β 是本文感兴趣的指标, 若开发区政策影响了企业空间布局, 使得国家级开发区所在城市的目标行业的企业数目增加, 则可以观测到估计系数 β 显著大于 0。需要说明的是, 本部分验证并非完全严谨的实证方法, 因为每个行业的中心集聚地区并不相同, 严格论证开发区政策增加了开发区政策目标行业外围地区的企业数量存在困难, 我们统一论证开发区政策会使得开发区所在城市目标行业企业的数量增加是一种间接的论证方法, 因为企业的“遍地开花”也就意味着产业的空间分散化。

表 5 第(1)列报告了模型(15)的回归结果, 结果显示, 开发区政策($SEZ^{area-ind}$)的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 表明某城市国家级开发区将某行业选为其目标行业或者主导产业后, 该地区的该行业的企业数目会明显增加, 说明开发区政策的实施会促进企业空间布局的分散化且结果较为稳健, 该结果与张国峰等(2016)的研究结论一致。表 5 第(2)列是剔除了北上广深四个一线城市样本的回归结果, 结果显示开发区政策($SEZ^{area-ind}$)的估计系数依然在 1%水平上显著为正, 说明该结果十分稳健。

表 5 开发区政策对企业空间布局与产能过剩影响的回归结果

变量	企业空间布局		产能过剩
	(1)	(2)	(3)
	lnfirm_num	lnfirm_num	lnCU
$SEZ^{area-ind}$	0.3957*** (0.0312)	0.3847*** (0.0320)	-0.2167*** (0.0518)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	—
行业固定效应	是	是	是
样本量	12936	12734	320
R ²	0.680	0.669	0.945

3. 开发区政策与产能过剩

本部分机制分析图解说明开发区政策不但会使得企业空间分布分散化, 同时还会降低企业开办成本增加总体的企业数量, 前者的结论在实证部分已经进行了分析论证, 本部分通过说明开发区目标行业发生产能过剩的可能性更大以验证第二个结论, 同时为开发区政策导致产业空间分散化提供佐证。为此, 本文构建了以下实证模型:

$$\ln CU_{it} = \alpha + \beta SEZ_{it}^{Targ-ind} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $\ln CU_{it}$ 为被解释变量, 表示 i 行业(二位数行业)在 t 年的产能过剩程度, 借鉴韩国高等(2011)年的做法, 采用产能利用率来衡量, 该变量的数值越小意味着产能过剩程度越严重; $SEZ_{it}^{Targ-ind}$ 表示开发区政策的虚拟变量, 与基本回归结果的核心变量的衡量方法一致; X_{it} 为与基准回归相同的控制变量; λ_i 表示行业固定效应, μ_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示误差项。回归结果报告在表 5 的第(3)列中, 结果显示, 在控制住其他变量和行业固定效应后, 开发区政策的系数在 1%水平上显著为负, 表明开发区政策的实施使得目标行业的产能利用率下降, 产能过剩程度加重, 侧面验证了开发区政策导致企业总的数量增加和产业空间分散化的结论。

七、结论与政策启示

本文将异质性企业的设定引入自由资本模型的分析框架中,证明了开发区通过提供优惠政策影响了资本在地区间的流动,使得企业由中心区域向外围区域转移,降低了产业整体空间的集聚程度。进一步,本文实证结果表明,开发区政策的实施显著抑制了产业空间集聚,导致开发区目标行业在整体空间上呈现分散化,与理论模型的预测一致。总体而言,本文证实了开发区政策的实施会显著降低产业在整体空间上的集聚程度,中国各地方政府类似的产业政策使得开发区目标行业的整体空间布局更加趋于分散,本文的政策含义在于:

(1)改革开放40年来,中国发展成为全球范围的制造业集聚区,深度嵌入全球产业链,开发区政策是中国经济实现高速增长的重要经验之一。改革开放早期,经济开发区在吸引国外资本、引进先进的技术和经营管理制度方面,发挥着重要的作用。然而,随着经济的发展,以开发区为空间载体所表现出的地方政府恶性竞争、重复建设逐渐显现。本文的研究所揭示出的开发区政策对整体产业空间布局分散化的影响,尽管并不能在现实中被直接观察,但其对集聚经济效应和生产率的影响也不容忽视。未来,中国有必要对以开发区为代表的区域导向性政策进行改革,本文认为逐步取消依附于开发区的各项产业优惠政策,使得企业能够基于自己的盈利能力选择生产区位和是否生产,减少优惠政策带来的寻租行为,并继续发挥开发区在集约土地利用方面的优势,可能是防止政府主导产业跟风和产能过剩的手段之一。

(2)地方政府热衷于开发区和产业优惠政策的本质还在于目前以经济增长为导向的上级政府对下级政府的考核形式,以及官员的晋升锦标赛压力。以经济增长主导的官员考核也是行政壁垒难破的关键原因。因此,降低政府对要素流动的干预,处理好政府与市场的关系、破除行政壁垒首先还需要改变目前的行政考核方式。因此渐进式地改变区域竞争,以区域一体化发展带动区域合作,减少政府对企业 and 劳动力流动的干预,在经济发展、环境保护和公共设施等领域不同地区共同作为,也是实现生产要素空间优化配置的重要方式,并且获得了党和政府高度重视。从长江经济带发展、京津冀协同发展、粤港澳大湾区建设到长三角一体化发展,中国正在进行以区域协调和一体化发展,实现各地区比较优势发挥,突破行政壁垒的实践。

(3)以开发区政策为代表的区域导向性政策使得资源在空间呈现分散化,而发展经验表明,信息科技、知识和高技能劳动力在空间上呈现群分,人才的近距离交流和知识碰撞推动了技术变革。通过生产要素在空间的自由流动,促进生产要素在空间的集中,强化集聚经济效应的发挥,并从资源空间重配和集聚中获得新的增长空间和动力,是实现中国经济发展转变的途径之一。

[参考文献]

- [1]陈柯,张晓嘉,韩清. 中国工业产业空间集聚的测量及特征研究[J]. 上海经济研究, 2018,(7):30-42.
- [2]戴翔,金碚. 服务贸易进口技术含量与中国工业经济发展方式转变[J]. 管理世界, 2013,(9):21-31.
- [3]范子英,王倩. 转移支付的公共池效应、补贴与僵尸企业[J]. 世界经济, 2019,(7):120-144.
- [4]韩国高,高铁梅,王立国,齐鹏飞,王晓姝. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J]. 经济研究, 2011,(12):18-31.
- [5]黄玖立,李坤望. 对外贸易、地方保护和中国的产业布局[J]. 经济学(季刊), 2006,(2):733-760.
- [6]金煜,陈钊,陆铭. 中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策[J]. 经济研究, 2006,(4):79-89.
- [7]李贲,吴利华. 开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J]. 中国工业经济, 2018,(4):79-97.
- [8]李力行,申广军. 经济开发区,地区比较优势与产业结构调整[J]. 经济学(季刊), 2015,(3):885-910.

- [9]李世杰,胡国柳,高健. 转轨期中国的产业集聚演化:理论回顾、研究进展及探索性思考[J]. 管理世界, 2014,(4): 165-170.
- [10]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.
- [11]刘生龙,周绍杰,胡鞍钢. 义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计[J]. 经济研究, 2016,(2):154-167.
- [12]刘重力,刘安军,邵敏. 开发区对区外母城经济增长溢出效应研究[J]. 南开经济研究, 2010,(3):20-34.
- [13]路江涌,陶志刚. 中国制造业区域集聚程度决定因素的研究[J]. 经济学(季刊), 2007,(3):801-816.
- [14]唐诗,包群. 主导产业政策促进了企业绩效的增长吗?——基于外溢视角的经验分析[J]. 世界经济研究, 2016,(9):97-109.
- [15]陶然,陆曦,苏福兵,汪晖. 地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J]. 经济研究, 2009,(7):21-33.
- [16]王永进,张国峰. 开发区生产率优势的来源:集聚效应还是选择效应[J]. 经济研究, 2016,(7):58-71.
- [17]王永钦,李蔚,戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新?——来自中国工业企业的证据[J]. 经济研究, 2018,(11):99-114.
- [18]文东伟,冼国明. 中国制造业产业集聚的程度及其演变趋势:1998—2009年[J]. 世界经济, 2014,(3):3-31.
- [19]吴意云,朱希伟. 中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理[J]. 世界经济, 2015,(2):140-166.
- [20]杨继东,罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J]. 中国工业经济, 2018,(12):7-24.
- [21]张国峰,王永进,李坤望. 开发区与企业动态成长机制——基于企业进入、退出和增长的研究[J]. 财经研究, 2016,(12):49-60.
- [22]中国经济增长前沿课题组. 突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择[J]. 经济研究, 2015,(11): 4-19.
- [23]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论中国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004,(6):33-40.
- [24]Baldwin, R. E., and T. Okubo. Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting[J]. Journal of Economic Geography, 2006,6(3):323-346.
- [25]Behrens, K., and F. Nicoud. Agglomeration Theory with Heterogeneous Agents [A]. Duranton, G., J. V. Henderson, and W. C. Strange. Handbook of Regional and Urban Economics[C]. North-Holland, 2015.
- [26]Behrens, K., and T. Bougna. An Anatomy of the Geographical Concentration of Canadian Manufacturing Industries[J]. Regional Science and Urban Economics, 2015,(51):47-69.
- [27]Brakman, S., H. Garretsen, and Z. Zhao. Spatial Concentration of Manufacturing Firms in China [J]. Papers in Regional Science, 2017,(96):S179-S205.
- [28]Duranton, G., and D. Puga. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies [A]. Henderson, J. V. J.F. Thisse. Handbook of Regional and Urban Economics[C]. North-Holland, 2004.
- [29]Duranton, G., and H. G. Overman. Testing for Localization Using Micro-geographic Data [J]. The Review of Economic Studies, 2005,72(4):1077-1106.
- [30]Ellison, G., and E. Glaeser. The Geographic Concentration of Industry: Does Natural Advantage Explain Agglomeration[J]. American Economic Review, 1999,89(2):311-316.
- [31]Ellison, G., E. Glaeser, and W. R. Kerr. What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns[J]. American Economic Review, 2010,100(3):1195-1213.
- [32]Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economy, 1991,99(3):483-499.
- [33]Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu. Do Place-Based Policies Work? Micro-Level Evidence from China's Economic

- Zone Program[M]. Social Science Electronic Publishing, 2015.
- [34]Marshall, A., Principles of Economics[M]. London:Prometheus Books, 1890.
- [35]Martin, P., and C. A. Rogers. Industrial Location and Public Infrastructure [J]. Journal of International Economics, 1995,39(3-4):335-351.
- [36]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica,2003,71(6):1695-1725.
- [37]Okubo, T. Antiagglomeration Subsidies with Heterogeneous Firms[J]. Journal of Regional Science, 2012,52(2): 285-299.
- [38]Silverman, B. W. Density Estimation for Statistics and Data Analysis[M]. London:Chapman and Hall, 1986.
- [39]Wang, J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. Journal of Development Economics, 2013,(101):133-147.
- [40]Zheng, S., W. Sun, J. Wu, and M. Kahn. The Birth of Edge Cities in China:Measuring the Spillover Effects of Industrial Parks[J]. Journal of Urban Economics, 2017,100(7):80-103.

Does the Special Economic Zones Policy Affect Industrial Agglomeration in China ——Based on the Agglomeration Perspective of the Cross Administrative Boundary

MENG Mei-xia, CAO Xi-guang, ZHANG Xue-liang

(School of Urban and Regional Science, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper analyzes the impact of industrial policies represented by development zones on the overall industrial spatial agglomeration from both theoretical and empirical aspects. The theoretical model shows that the preferential policies of development zones affect the flow of capital between regions, make enterprises transfer between agglomeration and non-agglomeration areas, and affect the agglomeration degree of the whole industrial space. At the same time, this paper uses Chinese industrial enterprise database and the DO index for measuring industrial spatial agglomeration to make empirical analysis. The results show that the industry has become a target zone significantly inhibits the overall spatial agglomeration of the industry; the restraining effect of development zone policy on industrial spatial agglomeration is mainly reflected in capital-intensive industries and technology-intensive industries; the stronger the local protectionism tendency, the more fierce the local government competition, the more obvious the inhibitory effect of the development zone policy on the industrial agglomeration, and the increase of the foreign trade level will weaken the inhibition effect of the development zone policy on the industrial agglomeration; the main reason for the decline of industrial spatial agglomeration is that the preferential policies of the development zone reduce the start-up cost of enterprises and lead to the increase of the number of enterprises in the peripheral areas.

Key Words: economic zones policy; industrial agglomeration; DO index; target industry

JEL Classification: R12 R58 L52

[责任编辑:崔志新]