

空间集聚、企业动态与经济增长:基于中国 制造业的分析

邵宜航，李泽扬

[摘要] 本文通过理论分析与实证检验的结合及构建新的空间集聚指标,深入考察企业的空间集聚对企业动态以及经济增长的影响。首先,拓展相关理论模型,对企业空间集聚如何通过影响企业创新、进入与退出等动态演变,进而作用于经济增长的影响与传导机制进行了理论解释。进一步,利用中国工业企业数据库中制造业企业的经纬度地理坐标信息,构建了刻画城市企业空间集聚程度的新指标,从城市层面对于理论分析进行了计量检验。数据检验支持了理论分析的主要结论:中国城市中制造业企业空间集聚对新企业进入和制造业增长均呈现“倒U型”影响,其影响企业进入的拐点值略小于制造业增长的拐点值。同时,数据分析显示,在本文分析的数据时间段内,多数城市制造业企业空间集聚的负面效应更为显著。据此,本文也进行了简要的现实意义讨论。

[关键词] 空间集聚； 创新； 企业动态； 经济增长

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**J1006-480X(2017)02-0005-19

一、问题提出

自从以克鲁格曼等人为代表的新经济地理学研究兴起之后,主流经济学家们越来越关注空间不平衡现象,特别是空间集聚现象(Fujita et al.,2001;Combes et al.,2008;Fujita and Thisse,2013)。在目前关于空间集聚的理论与经验研究中,其内容既包含导致经济活动空间集聚的原因和机理,又包括空间集聚对其他经济现象的影响。后者不仅关注空间集聚对经济增长、生产率提升、贸易发展等宏观层面的影响,还涉及对企业技术进步、组织结构变迁、进入、退出与成长等微观层面的影响。

在探讨空间集聚影响的文献中,空间集聚与经济增长之间的关系占据着最为重要的地位。不同学者分别从理论与经验两方面对两者关系进行探讨:理论分析上,除了前述三本专著之外,Baldwin(1999)、Baldwin and Forslid(2000)、Duranton and Puga(2004)、Dupont(2007)、Accetturo(2010)等

[收稿日期] 2017-01-02

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革视域下的社会结构与经济增长研究”(批准号16ZDA007);国家自然科学基金面上项目“我国二元经济背景下的增长与发展研究:城市化的视角”(批准号71273216)。

[作者简介] 邵宜航(1964—),男,福建福州人,厦门大学经济学院教授,博士生导师;李泽扬(1990—),男,福建泉州人,厦门大学经济学院博士研究生。通讯作者:邵宜航,电子邮箱:shaoyh@xmu.edu.cn。本文作者对匿名评审专家和编辑部提出的评审意见表示衷心感谢,当然文责自负。

从空间集聚对经济增长不同渠道的影响进行了理论上的提炼与解释;经验分析上,Dekle and Eaton (1999)、Ciccone (2002)、Sbergami (2002)、Henderson (2003)、范剑勇 (2006)、Mitra and Sato (2007)、陈良文等(2008)、Brülhart and Mathys(2008)、Brülhart and Sbergami(2009)、苏红键和赵坚(2011)、彭向和蒋传海(2011)、魏守华等(2016)等以不同集聚指标检验了空间集聚对经济增长的影响。从结论来说,上述相关研究因观测视角和衡量指标等因素的差异,对空间集聚产生的增长影响效应也有正向和负向的两方面结论。从这些研究可以知道,无论是其所观察的空间集聚影响传导机制的差异,还是其所使用的空间集聚衡量指标的不同,都可能导致空间集聚对经济增长影响在结论上的迥异。因此,如何分析与检验出更客观可信的空间集聚影响效应是本文的核心问题。本文尝试从影响传导机制与空间集聚指标两方面进行更深入的分析,并追求理论分析和经验检验更紧密的结合以增强分析结论的客观性。

目前对空间集聚影响的讨论更多聚焦于宏观影响,相对忽视其微观层面的影响与传导机制。而众所周知,在机理上,空间集聚通常是通过影响微观主体,特别是微观企业的决策行为,进而影响宏观经济表现。在对微观企业行为的分析方面,近来的企业动态(Firm Dynamics)研究吸引了许多关注。关于企业动态,一般而言,主要探讨的是企业产生、发展、衰亡这一动态演化过程,其中包含诸如企业的进入退出情况、成长规律、规模分布演化、研发投入情况等一系列企业经济现象。特别是,Jovanovic (1982)、Hopenhayn (1992)、Aghion et al. (2001)等将企业进入退出引入经济增长的分析框架,串联起企业进入退出与经济增长之间的关系;这些研究之后,Klette and Kortum (2004)、Aghion et al. (2013)、Aghion et al. (2016)等承袭与发展了 Aghion and Howitt (1992)开创的“熊彼特式创新”增长模型,以微观企业创新为基础,深入剖析了企业动态诸多方面现象,并将其与宏观经济增长相联系,成为探讨企业动态与经济增长关联的代表性理论范式。其中,Klette and Kortum (2004),作为企业动态与经济增长研究领域的经典文献,归纳企业层面数据研究的十大典型事实,构建了涵盖企业动态与经济增长的数理模型,使之与其归纳的典型事实相契合,实现了微观企业创新与宏观经济增长的进一步融合。Aghion et al. (2013)进一步发展了这一理论模型,对其模型设定进行了简化,提炼出更为核心的结构框架,而 Aghion et al. (2016)在上述核心模型的基础上进一步展开了理论模型的扩展研究,拓展了这类模型的应用范围。

沿用上述企业动态与经济增长的理论分析思路,本文尝试在此基础上考察微观企业的空间集聚通过作用于企业动态进而对经济增长产生的影响。本文仿效 Aghion et al. (2016)的建模思想,尝试用数理模型解释以下内在影响机制——企业空间集聚将影响企业生产、创新与进入决策,通过企业动态这一中介渠道,最终对经济增长产生影响。进一步,本文认为,企业空间集聚主要从以下两方面影响企业的生产与创新决策:一方面,企业空间集聚将增强马歇尔外部性,如有利于增强企业创新人才之间的信息和思想交流等而产生技术知识外溢,使得企业的创新能力提升或创新成本下降;另一方面,企业空间集聚通常也将提升该区域的地价,其导致企业需要支付更高的土地成本,同时其也将增加基础设施和公共服务使用的拥挤程度,这些影响都将可能降低对企业创新的激励。本文将综合考量这两方面的影响与效果。特别是,本文的经验分析除了检验空间集聚对经济(总量)增长的最终影响之外,也将检验企业动态这一中间传导机制,以期让计量分析能更切实地检验理论研究结论。

在空间集聚指标上,也许基于相关微观地理数据收集和处理的困难,以往国内外研究的相关集聚指标较少深入反映企业空间集聚特征,这些指标可能存在以下问题:如人口密度、就业密度指标容易受到劳动密集型企业的影响而高估区域内空间集聚程度;地均产值、基尼系数、赫芬达尔指数、

EG 指数等指标由于产值进入计算过程而更多受到生产技术效率的影响等。而本文关注到 Duranton and Overman(2005)的研究利用了企业的具体地理位置信息测算企业间地理距离,以此讨论企业的空间集聚问题。受该研究启发,本文尝试利用中国工业企业数据库,挖掘出企业精确经纬度坐标这一地理信息,由此构造新的空间集聚指标以衡量不同城市制造业企业的空间集聚程度。本文认为,基于地理信息与其他经济指标的相对独立性,相较于前述相关集聚指标,该空间集聚指标更能削弱其与区域人口规模、生产技术效率等经济发展指标的内生性,因此,能相对更客观地检验空间集聚的效应。

基于上述研究思路,本文在第二部分将通过拓展 Aghion et al.(2016)增长模型,引入现实中存在影响的空间集聚因素,给出空间集聚、企业动态与经济增长之间关联的理论解释。在第三部分,将构建新的空间集聚指标,并据此对理论模型所解析的空间集聚对企业动态和经济增长的影响进行经验检验。最后,在第四部分,本文将进行简要的总结与讨论。

二、基于创新增长模型的理论解析

本文的理论模型主要沿用 Aghion et al.(2016)的建模思路与动态一般均衡分析框架,在此基础上考虑企业空间集聚对企业生产与研发活动产生的正反两面的不同影响效应,进而分析空间集聚对企业动态和经济增长的影响。

1. 消费者选择与企业生产、研发决策

(1)消费者选择。考虑城市经济体的代表性家庭,在 t 时期消费唯一的最终消费品 $Y(t)$,消费量标记为 $C(t)$;其为企业提供劳动 $L(t)$ 以获取工资收入 $w(t)L(t)$,而劳动可用于这三种用途——中间产品的生产 $L_p(t)$ 、在位企业的创新 $L_I(t)$ 以及进入企业的创新 $L_E(t)$;与此同时,消费者拥有经济中企业资产组合 $A(t)$ 并获取资产收入 $r(t)A(t)$,以及企业所缴纳的土地租金 $T(t)$ 。由此,家庭进行以下选择以实现效用最大化:

$$\max_{(C,L)} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [\ln C(t) - L(t)] dt$$

$$\text{s.t.: } C(t) + \dot{A}(t) = w(t)L(t) + r(t)A(t) + T(t)$$

其中, $\dot{A}(t)$ 为导数表示新资产投资, ρ 是时间偏好率。不失一般性,本文将最终产品的价格标准化为 1。由此家庭效用最大化问题容易分析得到,在均衡的利率与工资率下,消费增长率 g 的方程式以及消费与工资收入的关系式如下:

$$g = \dot{C}/C = r - \rho \quad (1)$$

$$C = w \quad (2)$$

(2)企业决策。首先讨论最终产品生产和中间产品生产,然后讨论创新研发。这里存在最终消费品和中间产品两个生产部门。最终消费品 $Y(t)$ 市场是完全竞争的,由一篮子的中间产品组合 $Z(t)$ 一比一生产: $Y(t) = Z(t)$;中间产品组合 $Z(t)$ 则由 CES 函数生产: $\ln Z(t) = \int_0^1 \ln z(i,t) di$, 其中 i 代表一条独立的生产线。最终生产部门在给定中间产品 i 的价格 $p(i,t)$ 下,最优化其投入 $z(i,t)$,如 Aghion et al.(2016)的分析,可知最优选择满足:

$$z(i,t) = \frac{Y(t)}{p(i,t)} \quad (3)$$

中间产品由创新者垄断生产,在这里本文进一步考虑空间集聚对创新与生产的影响;一方面,

空间集聚能够促进企业的交流,带来技术知识外溢,产生正的外部性,提升企业的研发能力;另一方面,空间集聚会推高区域的地租成本,并造成基础设施与公共服务使用上的拥挤等,这将降低创新后的企业利润,进而可能降低对创新的激励。设中间产品 i 的生产函数为 $z(i,t)=q(i,t)l_p(i,t)$, $q(i,t)$ 为其生产率, $l_p(i,t)$ 为其劳动投入,则其边际成本为 $MC(i,t)=w(t)/q(i,t)$;这里考虑上述空间集聚产生的地租成本上升或公共设施拥挤效应,设固定成本为以最终消费品计算的土地和公共设施使用成本 $\beta(\theta)Y(t)$,其中 $\beta(\theta)$ 表示由空间集聚带来的负面效应, $\partial\beta/\partial\theta>0$,即空间集聚程度 θ 越高,则该地区的地租与公共设施利用等成本越高。如此假设的相关依据可参阅 Fujita and Thisse (2013) 关于杜能模型与地租形成的相关论述,以及国内的范剑勇和邵挺(2011)等对空间集聚与房价正相关关系的实证研究。如此,生产线 i 垄断者的生产利润可表示为:

$$\pi(i,t)=z(i,t)[p(i,t)-MC(i,t)]-\beta(\theta)Y(t) \quad (4)$$

进一步,设中间产品每一次创新将使其生产率从 t 期的 $q(i,t)$ 提升到 $(t+1)$ 期的 $q(i,t+1)=\gamma q(i,t)$, γ 为创新幅度。如类似的熊彼特式创新的情形,每个产品只有当前最近一个创新者进行垄断生产。在生产成本上,由于每条生产线 i 上前一个拥有者的技术水平为 $q(i,t)/\gamma$,而伯川德限制性定价意味着进行最近一次创新的企业将价格定为前一个创新者的边际成本,也就是垄断厂商将定价如下:

$$p(i,t)=\frac{\gamma w(t)}{q(i,t)} \quad (5)$$

由此,上述 $z(i,t)$ 、 $p(i,t)$ 、 $MC(i,t)$ 的表达式代入(4)式可得:

$$\pi(i,t)=\left[\frac{\gamma-1}{\gamma}-\beta(\theta)\right]Y(t)$$

由此式可知,每一条生产线的利润都是一样的,有相同利润率 $\bar{\pi}=(\gamma-1)/\gamma-\beta$ 。每一个企业可以占有不同的生产线,在位企业 f 的生产线数标记为 $n(f,t) \in z_+$ 。当 $n(f,t)=0$ 时,企业退出该经济,成为局外企业。

在企业创新决策方面,企业通过创新来从对手中夺取新生产线。经济中存在两种创新,一种是在位企业创新,而另一种则是进入企业创新。在位企业雇佣 $L_I(f,t)$ 创新人人员进行创新,仿照 Acemoglu et al.(2013), Aghion et al.(2016) 等类似模型的设定,这里设在位企业创新成功的泊松到达率 $I(f,t)$ 由以下函数形式所描述:

$$I(f,t)=\tau \cdot \alpha(\theta) \cdot n(f,t)^{1-\varepsilon} \left[\frac{L_I(f,t)}{\varepsilon} \right]^{\varepsilon}$$

其中, τ 代表在位企业创新效率系数,但本文在此考虑了前述空间集聚的正外部性 $\alpha(\theta)$,它表示空间集聚带来的知识外溢效应等,将随着空间集聚程度 θ 的增加而加强,即 $\partial\alpha/\partial\theta>0$,而 $n(f,t)$ 项则表示企业自己积累的创新与生产经验带来的正向效应。

考虑创新是非偏向型的,成功的创新在 $[0,1]$ 的单位区间中以相同概率实现。当企业 f 在新生产线 j 创新成功时,该企业夺取新生产线 j ,使其拥有的生产线数从 n 增加到 $n+1$,并将该生产线 j 的技术提升了 γ 幅度。为简洁,设 $\varepsilon=1/2$,通过分析可得,在位企业创新生产函数对应着以下创新成本函数: $S^m(f,t)=wL_I=n(w/2)[x(f,t)/(\tau\alpha)]^2$, 其中, $x(f,t) \equiv I(f,t)/n(f,t)$, 表示在位企业 f 的创新强度。在以上讨论的基础上,与 Aghion et al.(2016) 的分析形式上相同,现在拥有 n 种产品的在位企业的创新决策可以用以下汉密尔顿—雅克比—贝尔曼方程所表示(以下在不引起混淆的情况下将省略 t 和 f 等自变量):

$$rV(n) - \dot{V}(n) = \max_x \left\{ \begin{array}{l} \left[n\pi - w \frac{nx^2}{2(\tau\alpha)^2} \right] \\ + nx[V(n+1) - V(n)] \\ + n\mu^*[V(n-1) - V(n)] \end{array} \right\} \quad (6)$$

这里, $V(n)$ 代表拥有 n 条生产线的企业所拥有的价值, μ^* 为经济中稳态创新率, 企业所有生产线中的每一条都是以这一概率被淘汰, 均衡时, $\mu^* = x^* + \tilde{x}^*$, 是在位企业和进入企业创新率之和。(6)式意味着: 等式左侧的瞬时无风险回报等于等式右侧有风险的预期回报。等式右侧的第一项是运营利润, 运营利润是由生产总利润 $n\pi$ 扣除创新成本 S^{in} ; 第二项代表企业以 nx 的概率创新成功后所能带来的企业价值变动期望值; 第三项则代表企业以 $n\mu^*$ 的概率失去一条生产线后所带来的企业价值变动期望值。

此外, 经济中有大量的潜在进入者想要进入中间产品部门。其通过雇佣 L_E 单位的创新工人来进行创新, 这里也沿用上述其他研究的设定, 进入企业创新成功的泊松到达率 \tilde{x} 不同于在位企业, 其服从以下函数关系:

$$\tilde{x} = \phi\alpha(\theta)L_E$$

其中 ϕ 是不变的进入企业创新效率参数, 其对应的进入成本函数为: $S^{en} = w/(\phi\alpha)$ 。当局外企业创新成功时, 其从经济中随机夺取一条生产线, 这一生产线的价值为 $V(1)$ 。而在退出方面, 当在位企业失去其所有的生产线时, 就会成为局外企业, 其价值为 V^{out} 。由此, 进入企业的创新决策, 即局外企业的价值 V^{out} 可以表述为:

$$rV^{out} = \max_x \left\{ -\frac{w\tilde{x}}{\phi\alpha} + \tilde{x}[V(1) - V^{out}] \right\} \quad (7)$$

这一值函数反映了尝试进入市场的瞬时成本 $(w\tilde{x})/(\phi\alpha)$ 与局外企业以 \tilde{x} 的概率进入成功后所能带来的企业价值变动期望值之间的关系。

以上分析了消费者和企业的选择, 特别是上述(6)式和(7)式分别刻画了在位企业和进入企业的核心决策, 也就是企业的创新投入, 这两个泛函方程也描述了在位企业的价值动态变化以及企业的进入和退出。这里可以看出, 空间集聚的不同效应对企业动态——创新、进入与退出存在着不同影响, 而进一步(6)式和(7)式存在着关联性, 因此, 讨论空间集聚对企业的影晌需要联立上述分析, 也就是在一般均衡的情形下展开, 同时在一般均衡状态下也可以更进一步分析空间集聚对经济增长的影响。以下将讨论企业创新(包括新企业进入)与增长的关联, 以及在此基础上的企业空间集聚的影响。

2. 一般均衡及空间集聚影响分析

本文主要探讨经济的稳定增长状态, 此时, 平衡增长路径由以下变量描述: $Y^*(t), C^*(t), L^*(t), L_P^*(t), L_I^*(t), L_E^*(t), z^*(i, t), l_p^*(i, t)$, 相对应的, 不变的资产价格 r^* , 以恒定速率增长的劳动价格 w^* , 不变的在位企业价值 $V^*(f, n)$, 不变的在位企业创新 x^* , 进入企业创新 \tilde{x}^* , 价格序列 $p^*(i, t)$ (以上 $i \in [0, 1], t \geq 0$)。这些变量满足以下条件: ① $p^*(i, t), z^*(i, t), l_p^*(i, t)$ 对于每一个 i 和 t 都最大化在位企业生产利润; ② 创新决策 x^* 和 \tilde{x}^* 最大化在位企业与进入企业的企业价值, 局外企业的价值为 $V^{out} = 0$; ③ 家庭最大化在给定价格 (r^*, w^*) 时最大化其效用; ④ $L^*(t), L_P^*(t), L_I^*(t), L_E^*(t)$ 在给定 w^* 时满足市场出清条件 $L^*(t) = L_P^*(t) + L_I^*(t) + L_E^*(t)$; ⑤ 供求均衡条件 $Y^*(t) = C^*(t)$ 。

通过分析可得,在均衡状态下,在位企业和进入企业的创新率分别如下:

$$x^* = \frac{\tau^2}{\phi} \alpha(\theta) \quad (8)$$

$$\tilde{x}^* = \left\{ \left[\frac{\gamma-1}{\gamma} - \beta(\theta) \right] \phi - \frac{\tau^2}{2\phi} \right\} \alpha(\theta) - \rho \quad (9)$$

由此,经济的总体创新率 $\mu^* = x^* + \tilde{x}^*$ 为:

$$\mu^* = \left\{ \left[\frac{\gamma-1}{\gamma} - \beta(\theta) \right] \phi + \frac{\tau^2}{2\phi} \right\} \alpha(\theta) - \rho \quad (10)$$

根据最终产品供求均衡 $Y=C$,最终产品生产函数 $\ln Z(t) = \int_0^1 \ln z(i, t) di$,依次利用(3)、(5)和(2)式的结论,可知: $\ln C(t) = \ln Q(t) - \ln \gamma$,其中 $\ln Q(t) \equiv \int_0^1 \ln q(i, t) di$ 为 t 时刻的质量指数。由此,增长率为 \dot{Q}/Q 。由此可知,增长率等同于对 $\ln Q(t)$ 求 t 的导数,通过按导数定义展开分析可得 $g^* = [\ln Q(t)]' = \mu^* \ln \gamma$,该式表明,此时的经济增长率取决于总体创新率与创新幅度,在创新幅度一定的情况下,经济增长率等价于总体创新率。进一步利用(10)式可得经济增长率为:

$$g^* = \left\{ \left[\frac{\gamma-1}{\gamma} - \beta(\theta) \right] \phi \alpha(\theta) + \frac{\tau^2 \alpha(\theta)}{2\phi} - \rho \right\} \ln \gamma \quad (11)$$

这里,可以确认在均衡状态下(11)式与前面(1)式是一致的。

现在,着重观察空间集聚程度 θ 对经济增长率 g^* 的影响,将(11)式对空间集聚程度 θ 求导可得:

$$\frac{\partial g^*}{\partial \theta} = \ln \gamma \left[\left(\frac{\gamma-1}{\gamma} - \beta \right) \phi + \frac{\tau^2}{2\phi} \right] \frac{\partial \alpha}{\partial \theta} - \phi \alpha \frac{\partial \beta}{\partial \theta} \quad (12)$$

其中,等式右边中括号内第一项代表空间集聚通过技术知识外溢等马歇尔外部性对经济增长产生促进作用,第二项意味着空间集聚通过地租和公共设施拥挤效应而产生的对经济增长率的负面影响。空间集聚对经济增长的总体影响取决于二者的综合效应。为进一步展开讨论,本文考虑具体函数情形。鉴于空间集聚对地租和公共设施拥挤的边际影响一般不会出现递减,甚至会边际递增的状况(在国内经验研究中,范剑勇和邵挺(2011),以及王家庭等(2012)支持该假设),本文简单假设空间集聚对地租和拥挤效应的边际影响是不变的,即 $\beta = \sigma \theta$,为线性函数;另外,空间集聚带来的知识外溢等外部性通常将呈现边际递减,本文简单设为 $\alpha = \delta \theta^\eta$, $0 < \eta < 1$,这一设定也借鉴了 Romer (1986)等对知识外溢效应的假设。如此(12)式表示为:

$$\frac{\partial g^*}{\partial \theta} = \phi \delta \theta^{\eta-1} \ln \gamma \left[\left(\frac{\gamma-1}{\gamma} + \frac{\tau^2}{2\phi^2} \right) \eta - (1+\eta) \sigma \theta \right] \quad (13)$$

由(13)式可知以下命题成立:

命题 1: 在上述经济增长模型中,空间集聚程度的增加对经济增长率存在“倒 U 型”影响:此时存在拐点, $\hat{\theta}_g = [(\gamma-1)/\gamma + \tau^2/(2\phi^2)]\eta/[\sigma(\eta+1)]$,当 $\theta < \hat{\theta}_g$ 时, $\partial g^*/\partial \theta > 0$;当 $\theta > \hat{\theta}_g$ 时, $\partial g^*/\partial \theta < 0$ 。

该命题意味着,当空间集聚程度较小时,其正效应大于其负效应,使得空间集聚程度的增加有助于促进经济增长,而当其达到一定程度,其产生的负效应将更强烈,这将导致空间集聚程度的继续增加反而抑制经济增长。

进一步,本文探讨空间集聚对企业动态中的重要指标——企业进入率的影响。实际上,如同 Akcigit and Kerr(2010)、Acemoglu et al.(2013)、Aghion et al.(2016)等研究所隐含的,本文的企业

进入率也等同于进入企业的创新成功率,变量 \hat{x} 既能反映企业创新,又能体现企业动态变化,在经验分析时也相对容易收集客观数据。因此在前述文献中,该变量也是核心分析指标。而在本文的研究中,联合考察空间集聚对企业动态和经济增长的影响将更能验证本文所进行的理论模型分析与现实的吻合性。

将上述(9)式对空间集聚程度 θ 求导可得:

$$\frac{\partial \hat{x}^*}{\partial \theta} = \left[\left(\frac{\gamma-1}{\gamma} - \beta \right) \phi - \frac{\tau^2}{2\phi} \right] \frac{\partial \alpha}{\partial \theta} - \phi \alpha \frac{\partial \beta}{\partial \theta} \quad (14)$$

其中,等式右边第一项代表空间集聚通过技术知识外溢对企业进入率可能产生的正向影响,而第二项代表空间集聚通过地租和拥挤效应对企业进入率产生的负面影响。企业空间集聚对企业进入率的总体影响取决于二者的综合效应。同样采用上述简化的具体函数形式下,空间集聚对企业进入率的影响表示为:

$$\frac{\partial \hat{x}^*}{\partial \theta} = \phi \delta \theta^{\eta-1} \left[\left(\frac{\gamma-1}{\gamma} - \frac{\tau^2}{2\phi^2} \right) \eta - (1+\eta) \sigma \theta \right] \quad (15)$$

(15)式隐含了以下结论:

命题2:在上述经济增长模型中,空间集聚程度的增加对企业进入率也存在“倒U型”影响:此时存在拐点值, $\hat{\theta}_{x^*} = [(\gamma-1)/\gamma - \tau^2/(2\phi^2)]\eta/[\sigma(\eta+1)]$ 。当 $\theta < \hat{\theta}_{x^*}$ 时, $\partial \hat{x}^*/\partial \theta > 0$;当 $\theta > \hat{\theta}_{x^*}$ 时, $\partial \hat{x}^*/\partial \theta < 0$ 。

该命题意味着,空间集聚对企业进入率的影响机制类似于其对经济增长率的影响机制。当空间集聚程度较低时,空间集聚会促进更多新企业进入创新,但当空间集聚超过一定程度时,空间集聚可能抑制新企业进入。而通过比较两者空间集聚效应的拐点值的大小,容易知道以下结论:

命题3:在上述经济模型中,空间集聚对企业进入率的影响拐点值小于其对经济增长率的影响拐点值,即 $\hat{\theta}_{x^*} < \hat{\theta}_g$ 。

该命题也意味着空间集聚对进入企业的综合负面效应更强于在位企业。从拐点值的表达式可以看出,影响这两个拐点值的因素相同:空间集聚负向效应系数 σ 、技术知识外溢弹性 η 、创新幅度 γ 、在位企业创新效率系数 τ 和进入企业创新效率系数 ϕ 。其中 σ 对两个拐点值均有负向影响, η 和 γ 对两个拐点值均有正向影响, τ 正相关于 $\hat{\theta}_g$ 而负相关于 $\hat{\theta}_{x^*}$, ϕ 负相关于 $\hat{\theta}_g$ 而正相关于 $\hat{\theta}_{x^*}$ 。

本文将利用中国微观企业数据对上述主要结论进行计量检验,对上述空间集聚效应的现实含义将留待本文的最后部分进行综合讨论。

三、基于中国工业企业数据库的经验分析

本文尝试利用中国微观企业的经纬度信息构建能更贴切刻画空间集聚程度的新指标,在此基础上,利用时间与个体双固定效应模型检验上述理论分析的三个主要结论。只选取中国工业企业数据库中规模以上的制造业企业进行空间集聚、企业动态与经济增长三者关系的经验分析,主要出于以下四方面的考虑:^①数据的可得性、完整性与可靠性。中国工业企业数据库的存在和广泛应用使得制造业企业地址信息较易获得、相对完整并较为可靠,而农业与服务业的数据则相对缺乏。^②制造业在大国经济中的极端重要性。就目前来说,制造业仍然是世界上各个大国经济中重要组成部分,各经济大国在遭受全球金融危机后也纷纷开始了“重返制造业”的步伐。^③经验分析结论的可比较性。国内学者讨论空间集聚的宏观影响时往往以制造业为例,同样以制造业为例进行经验分析将会方便研究结论的比较。^④与上述理论分析的吻合程度。模型所探讨的空间集聚,强调的是企业在

空间地理分布上的集中,服务业企业的服务提供并不绝对依赖于其空间位置,流动性较强,而农业以及工业等其他产业则往往依赖于自然资源的空间分布,可比较性较差,只有制造业企业生产位置相对固定,能够体现企业有约束下的自发选址决策。另外,在模型中,当本文主要集中于制造业企业的讨论时,经济增长指标也就反映为制造业的总量增长。

基于上述理论分析结论,本节主要从经验数据上检验中国制造业企业进入率、制造业增长率与空间集聚程度的关系,验证上述模型分析结论是否符合现实。本文选择从城市层面进行检验,主要出于以下两个理由:①城市层面的空间集聚指标,能够更为精确地反映企业在地理空间上的集聚,在更大的空间范围使用这一指标,会产生较大的度量偏误;②本文后续的计量分析采用的是面板分析,由于数据的时间跨度较短,由此采用城市层面的数据有利于扩大面板中的样本容量,降低异常值对检验结果的影响。本文所采用的城市层面宏观指标来自于 CEIC 数据库,包含 287 个地级市,而其他指标则利用中国工业企业数据库通过匹配与计算而得,企业的匹配与筛选主要参照 Brandt et al.(2012)的思路与聂辉华等(2012)的处理方式进行^①。

1. 数据描述与计量模型

在空间集聚指标中,国内经济学者衡量中国经济集聚程度时最为常用的指标有:①基尼系数或空间基尼系数,例如,王业强和魏后凯(2007)、贺灿飞和谢秀珍(2006)、陈建军等(2009);②赫芬达尔指数,例如,茅锐(2015)、赵伟和隋月红(2015)、季书涵等(2016);③EG 指数,例如,路江涌和陶志刚(2006,2007)、谭洪波(2013)、王永培和晏维龙(2014)等。这些指标虽然都能够在一定程度刻画中国制造业的空间集聚程度,但更多反映的是产值在地理上的相对集中,且易高估空间集聚程度对经济发展指标的正效应,而并不能够贴切体现现实中企业在地理空间上的集中。前述 Duranton and Overman(2005)在其研究中利用英国厂商的邮编,获得厂商的确切区位,精确度量厂商间距离以衡量空间集聚,这一思路为本文所借鉴以构建新的指标。具体的指标构建方法分为两个步骤。第一步,利用每个制造业企业的行政区划编码以及街道、地址等信息对接百度地图 API(Geocoding API)后台数据库,对每一个制造业企业进行地理编码,获得其经纬度这一精确地理坐标作为原始指标。如图 1 所示,本文根据 2007 年制造业企业经纬度地理坐标而做出的空间分布图基本上符合现实制造业企业分布,京津冀、长三角、珠三角等地区集聚着大量的制造业企业,这说明了本文所用原始指标的可靠性。第二步,本文分别计算每个城市中企业经度的变异系数 ($CV_{longitude}$) 和纬度的变异系数 ($CV_{latitude}$),并利用上述两个变异系数构建空间集聚程度指标,即 $\ln\theta = -\ln(CV_{longitude} \cdot CV_{latitude})$ 。在这里,采用变异系数而非标准差的理由在于变异系数在反映企业空间分布离散程度的基础上还消除因中国幅员辽阔、经纬度差异较大所带来的测量尺度与量纲影响;企业经度与纬度的变异系数乘积越小,则代表企业空间集聚程度越高。如图 2 所示,本文所构建的空间集聚指标说明了长三角、珠三角以及京津冀地区制造业企业空间集聚程度较高,与图 1 高度吻合,但也反映出以下问题:一些地级区域因为经济落后、规模企业较少而呈现较高的空间集聚程度,然而这些区域并不具代表性,在后续计量回归中将会被剔除以排除其对计量结果的干扰。

本文将主要采用以下计量模型对前节理论分析结论进行验证:

^① 这里正如匿名审稿人所指出的,中国工业企业数据库各年统计口径和依据并不相同,特别是 2004 年的制造业普查,可能会对本文实证结果存在影响,而范剑勇等(2014)对此方法进行了改进。对此,本文认为,2004 年制造业普查对本文核心空间集聚指标并没有太大影响,数据显示 2004 年前后该指标并没有出现过于异常的变化趋势,而其他指标所受的影响则一定程度可以由时间固定效应所控制,本文继续采用已有方法也方便与现有的相关研究结论进行比较。

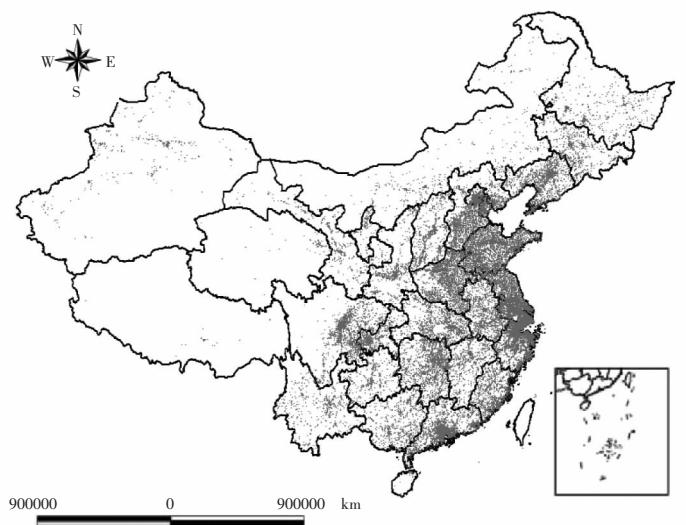


图1 2007年全国制造业企业空间分布

资料来源：作者利用中国工业企业数据库、百度 API 数据库匹配绘制而得，地图来源于国家基础地理信息中心(NGCC)的公布数据。

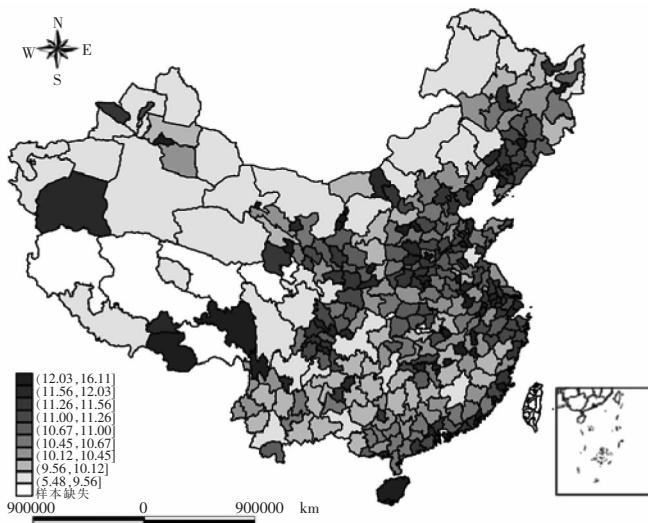


图2 2007年全国各地制造业企业空间集聚程度(颜色越深代表程度越高)

资料来源：作者利用中国工业企业数据库、百度 API 数据库匹配绘制而得，地图来源于国家基础地理信息中心(NGCC)的公布数据。

$$\ln Y_{c,t} = \beta_1 \ln \theta_{c,t} + \beta_2 [\ln \theta_{c,t}]^2 + X'_{c,t} \cdot B + \eta_t + \sigma_c + \epsilon_{c,t} \quad (16)$$

其中，下角标 c 代表城市，下角标 t 代表年份， η_t 和 σ_c 分别代表时间和城市固定效应， $X'_{c,t}$ 为控制变量集， $\theta_{c,t}$ 代表城市 c 在年份 t 的制造业企业空间集聚程度， $Y_{c,t}$ 为被解释变量。根据理论模型分析结论， β_1 应该为正， β_2 应该为负。

本文的被解释变量分别有两个：经济增长率与企业进入率。本文选取了中国工业企业数据库经计算而得的制造业人均产值和总产值增长率代表模型部分的经济增长，前者用于基本计量回归，后

者用于稳健性检验,二者的计算方法如下:先分别加总各城市的制造业企业根据 Brandt et al. (2012)的思想调整后的企业产值,计算各城市的制造业总产值增长率,之后利用各城市的人口数据(户籍口径)分别计算各个城市的制造业人均产值及其增长率。

企业进入率则以进入企业占所有企业的比例表示。如何定义进入企业则关乎企业进入率的具体衡量,而在应用中国工业企业数据库时,目前学者通常使用的进入企业的定义,例如,李坤望和蒋为(2015)的“前一年未达到规模以上但当年达到规模以上的企业(剔除只出现一年的企业)”,无法准确描述本文所要重点探讨的新进入企业。为克服这个问题,更加准确表达出模型所探讨的企业进入率内涵,本文在基本计量回归中所采用的企业进入率定义为进入企业满足“该企业于当年成立并于当年销售额达到一定规模(销售额 500 万元以上)”的条件;而在稳健性检验中,则将企业年龄限定范围稍微放宽,使进入企业还包含上一年成立的规模企业。虽然这两个指标无法完全衡量制造业中每一年所有进入市场的企业,但规模以上制造业企业的产值是中国制造业总产值最重要的组成部分,利用这一指标考察中国城市企业进入率仍然具有较强的现实意义。

本文的控制变量集包含:①城市规模(以人口数衡量)。城市规模越大,往往代表着其市场规模越大,其可能会促进新企业的进入与经济增长,并且吸引企业在空间上更为集聚,控制这一因素能够一定程度分离出因人口集聚带来的外部性,从而使得核心解释变量更多体现的是地理意义上的空间集聚。②城市经济发展水平(以人均 GDP 水平衡量)。基于增长趋同的现象,可能存在人均 GDP 水平越高,其对应的增长率和进入率可能就越低,控制这一变量则能控制其作为关键变量的共同因而产生的相关性,一定程度避免出现伪回归现象。③城市宏观产业结构(以第二产业占比、第三产业占比衡量)。可以预见第二产业比例越高,其制造业人均产值增长与企业进入率都可能越高,而第三产业比例的提升意味着城市生产性服务供给量的提升,也可能对这两者存在正向影响。④投资依赖度(以固定资产投资占 GDP 的比例衡量)。由于模型中并没有对企业资本进行刻画,但其在现实中也可能对空间集聚程度、增长或企业动态产生影响。⑤宏观税负(以财政收入占 GDP 的比例衡量)。其可能影响这一城市的企业进入选择以及企业成长。由于本文的企业进入率衡量的是当期新进入企业,其进行进入决策时应该考虑的是上一期的宏观税负而非当期宏观税负,而企业发展则不同,当期税负可能对企业发展造成更为直接的影响。由此在计量回归时,上一期的宏观税负进入的是企业进入率回归方程,而当期的宏观税负则进入制造业增长回归方程。⑥城市企业特征(以企业平均雇工规模、企业数衡量)。城市制造业企业的一些特征有可能会共同影响制造业的增长、企业动态及空间集聚程度,制造业企业可能倾向于进入制造业平均雇工规模更大而企业数较少的城市以拓展新的市场,而规模较小的企业一般增长率更高,能推动城市制造业的快速发展,另外,这样的选择也会影响最终的空间集聚程度。以上指标除宏观税负较为特殊外,其余均以滞后一期对数形式进入回归方程。

由于不同城市还可能存在一些不可观测的因素将会影响空间集聚与企业动态、经济增长的关系,本文将控制城市的个体固定效应;此外,考虑到时间趋势上也可能存在一些不可观测因素的影响,同样控制了时间固定效应。

基于各指标的可得性,本文将时间跨度定为 2000—2007 年。表 1 对上述变量进行了统计性描述,显示了各个变量的观测值数、均值、标准差、最小值与最大值,这可以为本文后续对“倒 U 型”影响拐点值是否在于数据取值区间内提供分析基础。

2. 基本计量结果与分析

被解释变量分别采用的是制造业人均产值增长率与企业进入率。表 2 报告了固定效应模型的

表 1 各变量的描述性统计

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
制造业人均产值增长率	1846	0.2004	0.2036	-2.3212	2.6983
制造业总产值增长率	2004	0.2053	0.2056	-2.2941	2.7207
企业进入率	2005	0.0395	0.0380	0.0000	0.2720
企业进入率(扩充后)	2005	0.0943	0.0598	0.0000	0.3690
空间集聚程度	2001	10.9203	1.2242	4.0636	22.8062
人均 GDP	1867	9.1566	0.6964	7.4007	11.8943
人口数	1868	8.1239	0.7036	5.0727	10.2572
第二产业占比	1946	-0.8273	0.2740	-2.4089	-0.1085
第三产业占比	1946	-1.0438	0.2311	-2.4618	-0.3297
固定资产投资占比	1953	-1.1254	0.4570	-2.8738	0.0794
财政收入占比	1485	-3.0494	0.3620	-4.5337	-1.4850
企业平均雇工规模	2004	5.7668	0.4768	4.5315	8.0500
企业数	2004	5.5438	1.2938	0.6931	9.6273

注:除企业进入率、企业进入率(扩充后)外,上述变量均采用对数形式;除制造业人均产值增长率、制造业总产值增长率、企业进入率、企业进入率(扩充后)、空间集聚程度、财政收入占比外,上述变量均为滞后一期形式。

资料来源:作者利用中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库计算而得。

基本估计结果,其中估计 1 和估计 4 只考虑城市的个体固定效应,估计 2 和估计 5 加入了时间固定效应,估计 3 和估计 6 则在估计 2 和估计 5 的基础上考虑了控制变量集的影响。估计 1—估计 3 的结果反映了无论是否考虑时间固定效应与控制变量集,空间集聚程度及其二次项的系数都至少在 5% 的显著性水平上显著不为 0,前者系数为正,后者系数为负,即空间集聚对制造业人均产值增长率存在“倒 U 型”影响,这符合理论模型结论;经计算可得,空间集聚对制造业人均产值增长率产生影响的拐点值分别为 9.57、9.10、8.94,均在空间集聚程度的取值范围之中,但更为接近取值下限。估计 4—估计 6 的结果说明了,在没有考虑控制变量集对企业进入率与空间集聚程度共同影响时,空间集聚对企业进入率有“正 U 型”影响,这与理论模型相关结论相悖;而在回归方程中加入了控制变量集后,空间集聚程度及其平方项的系数在 1% 的显著性水平上显著不为 0,即空间集聚对企业进入率造成“倒 U 型”影响;在估计 6 中,这种影响的拐点值为 8.68,同样在空间集聚程度的取值范围之中,但更为接近取值下限;值得注意的是,这一拐点值均小于空间集聚对制造业人均产值增长率影响的拐点值,同样符合上述模型相关结论。

在分别控制了时间与个体效应及控制变量集的影响后,图 3 和图 4 分别直观反映了空间集聚程度与制造业人均产值增长率、企业进入率的“倒 U 型”关系。需要特别注意的是,在本文分析的数据时间段内,中国多数城市的制造业企业空间集聚程度似乎已经超过了最优点,相较而言,其对企业进入率的负向影响更为明显,拐点值也更小。这从侧面也说明空间集聚程度对在位企业的技术知识外溢等马歇尔外部性能够部分抵消其对企业进入率的负效应,从而削弱其对制造业增长的负面影响。对上述结果可能的解释本文将在最后一节进行进一步的讨论。

3. 稳健性检验与变量内生性讨论

出于对上述结论稳健性的考虑,这里使用被解释变量的替代指标做再次检验。本文将制造业人

表 2 空间集聚程度对制造业增长与企业进入率的影响

	制造业人均产值增长率			企业进入率		
	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5	估计 6
$\ln\theta_{c,t}$	0.3274*** (0.0788)	0.2256*** (0.0736)	0.2950** (0.1282)	-0.0041 (0.0025)	-0.0098*** (0.0024)	0.1007*** (0.0292)
$[\ln\theta_{c,t}]^2$	-0.0171*** (0.0044)	-0.0124*** (0.0041)	-0.0165** (0.0070)	0.0002** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	-0.0058*** (0.0016)
人口数			0.3899** (0.1718)			-0.0017 (0.0223)
(滞后一期)						
人均 GDP			0.1032 (0.1167)			-0.0273** (0.0138)
(滞后一期)						
第二产业占比			0.0776 (0.0920)			-0.0014 (0.0113)
(滞后一期)						
第三产业占比			0.1545 (0.1741)			0.0071 (0.0116)
(滞后一期)						
固定投资占比			0.1036*** (0.0312)			-0.0069 (0.0092)
(滞后一期)						
财政收入占比			-0.0292 (0.0450)			0.0054 (0.0085)
(当期)						
财政收入占比						0.0176* (0.0102)
(滞后一期)						
企业平均雇工规模			-0.6819*** (0.1962)			0.0027 (0.0077)
(滞后一期)						
企业数			-0.6139*** (0.1362)			
(滞后一期)						
时间固定效应	无	有	有	无	有	有
个体固定效应	有	有	有	有	有	有
常数项	-1.3182*** (0.3329)	-0.8733*** (0.3102)	2.4693* (1.3277)	0.0594*** (0.0157)	0.0889*** (0.0154)	-0.2117 (0.3105)
观测值数	1846	1846	1404	2001	2001	1188
R ²	0.0116	0.0839	0.2372	0.0008	0.1437	0.1697

注:括号内的数值为稳健性标准差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据,利用 Stata 软件计算而得。

均产值增长率替换成制造业总产值增长率,以验证制造业企业空间集聚对制造业增长的影响;放宽进入企业衡量标准,将“上一年成立并于本年进入规模以上企业行列”的企业扩充计算入企业进入率,将这一指标替代原有指标,验证制造业企业空间集聚对企业进入率的影响。表 3 的六个估计均仿照表 2 进行模型回归估计,其估计结果与表 2 的估计结果相似,特别是空间集聚程度相关指标的符号方向都与表 2 基本相同。制造业企业空间集聚对制造业总产值增长率影响的拐点分别为 10.44、8.46、9.31,接近于表 2 中估计 1—估计 3 的拐点;而制造业企业空间集聚对制造业总产值增

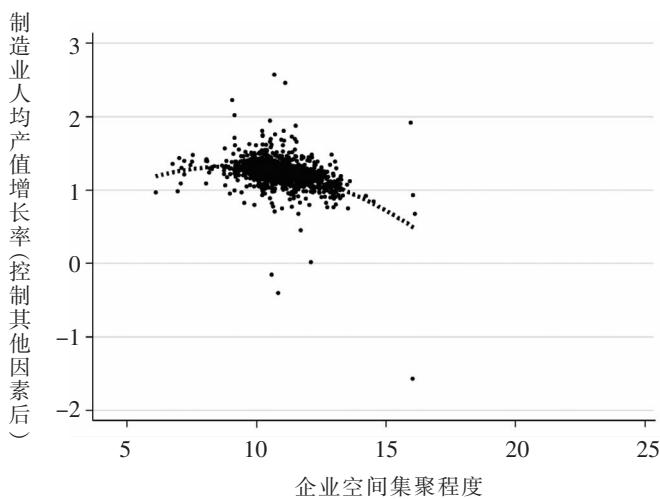


图3 空间集聚程度与制造业人均产值增长率的散点图及拟合线

资料来源：作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据，利用 Stata 软件绘制而得。

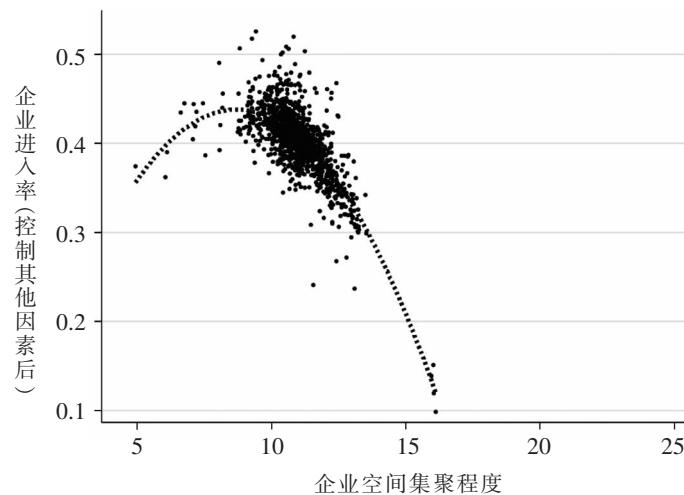


图4 空间集聚程度与企业进入率的散点图及拟合线

资料来源：作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据，利用 Stata 软件绘制而得。

长率影响的拐点值则在 8.98，十分接近于表 2 中对应拐点值。图 5 和图 6 同样反映了在控制其他因素之后，制造业总产值增长率、企业进入率和空间集聚程度之间均存在倒 U 型关系；并且对中国多数城市来说，制造业企业空间集聚程度偏高，其影响以负效应占主导。由此，本文经验分析结果稳健地验证了模型分析结论。

需要注意的是，作为核心解释变量的空间集聚程度可能存在内生性——制造业增长或企业进入率更高的城市，往往说明其更有发展潜力，其政府更有能力招商引资，这可能促进企业在这一城市落户并提高城市企业空间集聚程度，即可能存在“反向因果关系”。本文参照 Aghion et al.(2016)的做法考虑变量时点(The Timing of Variables)以确认上述经验分析结果是否归因于反向因果关系，具体做法如下：反转原时点(因变量与空间集聚指标均采用当期值，但企业地理位置已在期初确定，则空间集聚指标当期的时点介于因变量当期和滞后一期之间)，将原方程中因变量与控制变量

表 3 稳健性检验结果

	制造业总产值增长率			企业进入率(扩充后)		
	估计 7	估计 8	估计 9	估计 10	估计 11	估计 12
$\ln\theta_{e,t}$	0.0940*** (0.0254)	0.0389* (0.0209)	0.3500*** (0.1259)	0.0007 (0.0047)	-0.0085* (0.0046)	0.1131** (0.0546)
$[\ln\theta_{e,t}]^2$	-0.0045*** (0.0013)	-0.0023** (0.0011)	-0.0188*** (0.0069)	0.0001 (0.0002)	0.0004** (0.0002)	-0.0063** (0.0030)
人口数			0.0510 (0.1741)			-0.0531 (0.0325)
(滞后一期)						
人均 GDP			0.1157 (0.1176)			-0.0448** (0.0205)
(滞后一期)						
第二产业占比			0.0615 (0.0903)			0.0168 (0.0161)
(滞后一期)						
第三产业占比			0.1510 (0.1749)			-0.0272 (0.0221)
(滞后一期)						
固定资产占比			0.1045*** (0.0304)			0.0249* (0.0143)
(滞后一期)						
财政收入占比			-0.0329 (0.0453)			
(当期)						
财政收入占比						-0.0183 (0.0128)
(滞后一期)						
企业平均雇工规模			-0.6788*** (0.1965)			0.0309** (0.0156)
(滞后一期)						
企业数			-0.6104*** (0.1375)			-0.0508*** (0.0190)
(滞后一期)						
时间固定效应	无	有	有	无	有	有
个体固定效应	有	有	有	有	有	有
常数项	-0.2787** (0.1251)	-0.0371 (0.1076)	4.7145*** (1.3649)	0.0742** (0.0292)	0.1237*** (0.0287)	0.4953 (0.5501)
观测值数	2000	2000	1404	2001	2001	1188
R ²	0.0089	0.0833	0.2402	0.0021	0.2389	0.3487

注:同表 2。

资料来源:作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据,利用 Stata 软件计算而得。

滞后一期,以此检验未来的解释变量变化是否能够预测现今的被解释变量变化。表 4 的反向因果效应检验结果说明了,在考虑相同控制变量集与时间、个体固定效应的情况下,空间集聚指标及其平方项的系数均不显著。由此,可以得出制造业增长或企业进入对制造业企业空间集聚没有存在反向因果关系,也从侧面说明了,本文所采用的空间集聚指标能够较为有效地排除一般集聚指标与经济增长指标存在反向因果的内生性问题。

综上所述,无论是基本估计结果,还是稳健性检验结果,都支持了本文理论模型分析结论:制造

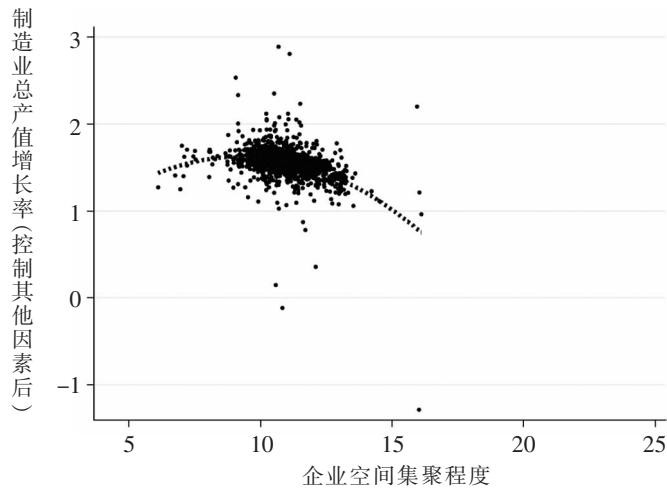


图5 空间集聚程度与制造业总产值增长率的散点图及拟合线

资料来源：作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据，利用 Stata 软件绘制而得。

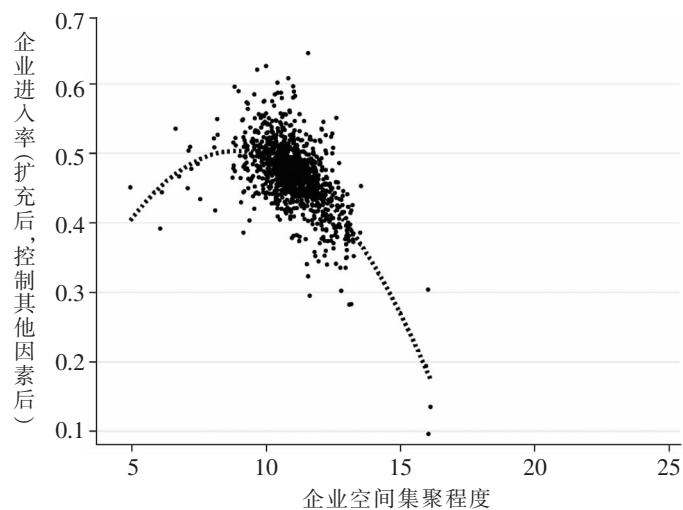


图6 空间集聚程度与企业进入率(扩充后)的散点图及拟合线

资料来源：作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据，利用 Stata 软件绘制而得。

业企业的空间集聚程度对制造业增长与企业进入率均呈现“倒 U 型”影响，而其对企业进入率的影响拐点值小于其对制造业增长的影响拐点值。

四、结论与讨论

本文通过拓展熊彼特式纵向创新的内生增长模型，尝试从理论上解释空间集聚如何影响企业创新进而作用于经济增长；在此基础上，进一步从中国工业企业数据库中挖掘出企业地理信息并构建了不同于已有文献的空间集聚指标，检验了理论分析中空间集聚对新企业进入和经济增长的影响。分析显示，本文的如下几个主要结论具有一定的稳健性：①中国制造业企业空间集聚对制造业增长存在先上升后下降的“倒 U 型”影响效应；②制造业企业空间集聚对企业进入率也存在先扬后抑的“倒 U 型”影响；③相较而言，企业空间集聚对企业进入率的影响拐点值小于其对制造业增长

表 4 反向因果关系检验结果

	制造业人均产值增长率 (滞后一期)	制造业总产值增长率 (滞后一期)	企业进入率 (滞后一期)	企业进入率 (扩充后,滞后一期)
	估计 13	估计 14	估计 15	估计 16
$\ln\theta_{c,t}$	-0.5000 (0.3240)	-0.4901 (0.3254)	0.0231 (0.0335)	0.0572 (0.0624)
$[\ln\theta_{c,t}]^2$	0.0271 (0.0174)	0.0264 (0.0175)	-0.0013 (0.0019)	-0.0033 (0.0035)
人口数 (滞后二期)	0.4645*** (0.1655)	0.1403 (0.1678)	0.0110 (0.0246)	-0.0524 (0.0379)
人均 GDP (滞后二期)	0.0843 (0.1101)	0.0991 (0.1102)	-0.0110 (0.0178)	-0.0337 (0.0265)
第二产业占比 (滞后二期)	-0.0180 (0.1261)	-0.0290 (0.1275)	0.0195 (0.0148)	0.0453** (0.0214)
第三产业占比 (滞后二期)	0.2481 (0.1941)	0.2523 (0.1946)	0.0105 (0.0136)	-0.0164 (0.0252)
固定资产占比 (滞后二期)	0.1220*** (0.0412)	0.1271*** (0.0402)	-0.0070 (0.0128)	0.0291 (0.0187)
财政收入占比 (滞后一期)	0.0291 (0.0770)	0.0295 (0.0771)		
财政收入占比 (滞后二期)			0.0009 (0.0103)	-0.0270* (0.0143)
企业平均雇工规模 (滞后二期)	-0.8527*** (0.2346)	-0.8549*** (0.2342)	0.0199* (0.0112)	0.0286* (0.0173)
企业数 (滞后二期)	-0.7618*** (0.1506)	-0.7581*** (0.1515)	-0.0034 (0.0082)	-0.0607*** (0.0228)
时间固定效应	有	有	有	有
个体固定效应	有	有	有	有
常数项	7.4904*** (2.3409)	9.9368*** (2.3614)	-0.1222 (0.3569)	0.7117 (0.5993)
观测值数	1119	1119	903	903
R ²	0.2874	0.2900	0.1973	0.4110

注:同表 2。

资料来源:作者根据中国工业企业数据库、百度 API 后台数据库及 CEIC 数据库的数据,利用 Stata 软件计算而得。

的影响拐点值;④在本文分析的数据时间段内,中国多数城市的制造业企业空间集聚已经呈现负面效应。

关于中国经济空间集聚与经济增长之间呈现“倒 U 型”关系的结论,在国内相关研究中,如周圣强和朱卫平(2013),李佳洺等(2014),苏红键等(2014)等的计量分析也曾得出相似结论。但本文更注重理论分析与计量检验的紧密结合,同时本文尝试构建了更能刻画地理上空间集聚的衡量指标。值得注意的是,经验分析结果还反映了在本文分析的数据时间段内,中国多数城市制造业的空间集

聚的负效应占主导地位。这与以往许多经验研究所报告的结论不太一致。本文认为产生差异的主要原因可能来自前述的集聚指标不同,正如上文所提及的,常用集聚指标并没有完全排除其与经济效率的内生关系,由此可能高估空间集聚的正面效应。

然而,需要强调的是,本文的以上数据分析结果并不意味着可以得出中国多数城市真的已经过度集聚的结论。实际上,恰如本文理论分析所隐含的,本文数据时间段内空间集聚负效应的呈现可能来自于土地成本的过度上涨和基础设施与公共服务的拥挤效应。这些很大程度可能来自于自由竞争经济体外的人为因素的影响。特别是,土地成本因素不只是包含企业的工业用地,实际上还包含了劳动者的居住用地,这些都将进入到土地成本。考虑到2000年后中国多数大中城市土地价格的快速上升,而支持工业用途的基础设施和公共服务等并不能同步快速发展,因此许多城市出现空间集聚的负面效应并不难以理解。另一方面,本文数据时间段内的空间集聚负效应的呈现,还可能源于该时间段内集聚对企业创新的正外部性相对偏弱。此外,分析还显示空间集聚的上述负面效应对新企业的进入有着更显著的影响。而如同本文理论分析中所隐含的——Klette and Kortum (2004),Aghion et al.(2016) 等也如此认为——新企业可能具有比在位企业更强的创新观念和效率,如此空间集聚对进入企业的负面影响将加剧抑制经济的创新与增长。

综合上述分析,基于大国经济中制造业发展不论从经济还是政治层面所承载的极端重要性,努力减少不利于空间集聚的上述负面影响,发挥空间集聚的激励制造业创新与增长效应更应该是各个大中城市发展的重要方向。而结合本文的理论分析,特别是关于空间集聚影响拐点值的讨论可以知道:一方面,地方政府通过牵头搭建区域内企业技术交流合作平台,鼓励制造业行业内、行业间交流等方式,以促进创新想法的蓬发,增强技术知识外溢弹性,以及通过激励产学研合作等举措,以提升企业创新幅度等,均能提升空间集聚正向效应的作用;另一方面,地方政府抑制土地使用成本的过快上涨、避免高地价高房价快速挤出制造业,并增加支持制造业用途的基础设施和公共服务供给等政策,是有效抑制空间集聚负面效应而有利于城市长期发展的重要策略。此外,为更有效发挥空间集聚的正向效应,还必须注意避免采用有利于在位企业的偏向性政策,更多地激励新企业进入。当然,本文的分析还存在局限性,特别是现有数据的限制,更有针对性的发展对策讨论还依赖于对更新更翔实数据的收集、处理和分析,这些有待我们今后的进一步研究。

[参考文献]

- [1]陈建军,陈国亮,黄洁. 新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国 222 个城市的经验证据[J]. 管理世界, 2009,(4):83–95.
- [2]陈良文,杨开忠,沈体雁,王伟. 经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008,(1):99–114.
- [3]范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006,(11):72–81.
- [4]范剑勇,冯猛,李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2014,(5):51–73.
- [5]范剑勇,邵挺. 房价水平、差异化产品区位分布与城市体系[J]. 经济研究, 2011,(2):87–99.
- [6]贺灿飞,谢秀珍. 中国制造业地理集中与省区专业化[J]. 地理学报, 2006,(2): 212–222.
- [7]路江涌,陶志刚. 中国制造业区域聚集及国际比较[J]. 经济研究, 2006,(3):103–114.
- [8]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.
- [9]茅锐. 产业集聚和企业的融资约束[J]. 管理世界, 2015,(2):58–71.
- [10]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142–158.
- [11]季书涵,朱英明,张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. 中国工业经济, 2016,(6):73–90.
- [12]李佳洛,张文忠,孙铁山,张爱平. 中国城市群集聚特征与经济绩效[J]. 地理学报, 2014,(4):474–484.

- [13]李坤望,蒋为. 市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析[J]. 经济研究, 2015,(5):48–60.
- [14]彭向,蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国制造业行业的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(2):913–934.
- [15]苏红键,魏后凯,邓明. 城市集聚经济的多维性及其实证检验[J]. 财贸经济, 2014,(5):115–126.
- [16]苏红键,赵坚. 经济圈制造业增长的空间结构效应——基于长三角经济圈的数据[J]. 中国工业经济, 2011, (8):36–46.
- [17]谭洪波. 细分贸易成本对中国制造业和服务空间集聚影响的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013,(9):147–159.
- [18]王家庭,曹清峰,田时嫣. 产业集聚、政府作用与工业地价:基于35个大中城市的经验研究[J]. 中国土地科学, 2012,(9):12–20.
- [19]王业强,魏后凯. 产业特征、空间竞争与制造业地理集中——来自中国的经验证据[J]. 管理世界, 2007,(4): 68–77.
- [20]王永培,晏维龙. 产业集聚的避税效应——来自中国制造业企业的经验证据[J]. 中国工业经济, 2014,(12): 57–69.
- [21]魏守华,陈扬科,陆思桦. 城市蔓延、多中心集聚与生产率[J]. 中国工业经济, 2016,(8):58–75.
- [22]赵伟,隋月红. 集聚类型、劳动力市场特征与工资——生产率差异[J]. 经济研究, 2015,(6):33–45.
- [23]周圣强,朱卫平. 产业集聚一定能带来经济效率吗:规模效应与拥挤效应[J]. 产业经济研究(双月刊), 2013, (3):12–22.
- [24]Acemoglu, D., U. Akcigit, N. Bloom, and W. R. Kerr. Innovation, Reallocation and Growth [R]. NBER Working Paper, 2013.
- [25]Accetturo, A. Agglomeration and Growth: The Effects of Commuting Costs [J]. Papers in Regional Science, 2010,89(1):173–190.
- [26]Aghion, P., U. Akcigit, J. Cagé, and W. R. Kerr. Taxation, Corruption, and Growth [J]. European Economic Review, 2016,(86):24–51.
- [27]Aghion, P., U. Akcigit, and P. Howitt. What Do We Learn from Schumpeterian Growth Theory [R]. NBER Working Paper, 2013.
- [28]Aghion, P., C. Harris, P. Howitt, and J. Vickers. Competition, Imitation and Growth with Step-by-Step Innovation[J]. The Review of Economic Studies, 2001,68(3):467–492.
- [29]Aghion, P., and P. Howitt. A Model of Growth through Creative Destruction [J]. Econometrica, 1992,60(2): 323–351.
- [30]Akcigit, U., and W. Kerr. Growth Through Heterogeneous Innovations[R]. NBER Working Paper, 2010.
- [31]Baldwin, R. E. Agglomeration and Endogenous Capital[J]. European Economic Review, 1999,43(2):253–280.
- [32]Baldwin, R. E., and R. Forslid. The Core –Periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and Destabilizing Integration[J]. Economica, 2000,67(267):307–324.
- [33]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm –level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):339–351.
- [34]Brülhart, M., and N. A. Mathys. Sectoral Agglomeration Economies in a Panel of European Regions [J]. Regional Science and Urban Economics, 2008,38(4):348–362.
- [35]Brülhart, M., and F. Sbergami. Agglomeration and Growth: Cross –Country Evidence [J]. Journal of Urban Economics, 2009,65(1):48–63.
- [36]Ciccone, A. Agglomeration Effects in Europe[J]. European Economic Review, 2002,46(2):213–227.
- [37]Combes, P. P., T. Mayer, and J. F. Thisse. Economic Geography: The Integration of Regions and Nations[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2008.
- [38]Dekle, R., and J. Eaton. Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures [J]. Journal of Urban

- Economics, 1999, 46(2):200–214.
- [39] Dupont, V. Do Geographical Agglomeration, Growth and Equity Conflict[J]. Papers in Regional Science, 2007, 86(2):193–213.
- [40] Duranton, G., and H. G. Overman. Testing for Localization Using Micro–Geographic Data [J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(4):1077–1106.
- [41] Duranton G., and D. Puga. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004, (4):2063–2117.
- [42] Fujita, M., P. R. Krugman, and A. Venables. The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade[M]. Cambridge: MIT press, 2001.
- [43] Fujita, M., and J. F. Thisse. Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Globalization[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- [44] Henderson, J. V. Marshall’s Scale Economies [J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53(1):1–28.
- [45] Hopenhayn, H. A. Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium [J]. Econometrica, 1992, 60(5): 1127–1150.
- [46] Jovanovic, B. Selection and the Evolution of Industry[J]. Econometrica, 1982, 50(3):649–670.
- [47] Klette, T. J., and S. Kortum. Innovating Firms and Aggregate Innovation[J]. The Journal of Political Economy, 2004, 112(5):986–1018.
- [48] Mitra, A., and H. Sato. Agglomeration Economies in Japan: Technical Efficiency, Growth and Unemployment[J]. Review of Urban & Regional Development Studies, 2007, 19(3):197–209.
- [49] Romer, P. Increasing Returns and Long–Run Growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5):1002–1037.
- [50] Sbergami, F. Agglomeration and Economic Growth: Some Puzzles [M]. Geneva: Graduate Institute of International Studies, 2002.

Spatial Agglomeration, Firm Dynamics and Economic Growth: An Analysis Based on China’s Manufacturing Industries

SHAO Yi-hang, LI Ze-yang

(School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: In this paper, we discuss the influences of firms’ spatial agglomeration on firm dynamics and economic growth by combining a theoretical analysis with an empirical test and constructing a new agglomeration index. Firstly, we develop a theoretical model to give an explanation on how firms’ spatial agglomeration affects economic growth via firm dynamics such as firms’ innovations, entry and exit. Then we use the information of manufacturing firms’ longitude and latitude in the Chinese industrial enterprise database to construct a new index to describe the spatial agglomeration of firms in each Chinese city. We apply the econometric tests at the city level to verify the main analysis conclusions in the theoretical model. We conclude that manufacturing firms’ spatial agglomeration has inverted U-shaped effects on firm entry and manufacturing growth in China’s cities and that the infection value of its effect on firm entry is lower than the infection value of its effect on manufacturing growth. Especially, we find that the negative effect of manufacturing firm’s spatial agglomeration is more significant in most China’s cities during the period that we observe. At last, we discuss the practical significance of this research in brief.

Key Words: spatial agglomeration; innovation; firm dynamics; economic growth

JEL Classification: R12 O31 O40

[责任编辑:王燕梅]