

所有制差异下中国制造业地理集中度 与企业动态资源误置

——基于生产率分布的微观考察

汪 洋

(首都经济贸易大学 经济学院,北京 100026)

摘要: 基于一个包含空间集聚因素的资源误置模型,利用2008—2013年中国工业企业数据库数据,从资源误置角度构建生产率分解模型,实证考察制造业地理集中的微观影响机制。研究结果表明:第一,制造业地理集中会加大生产率离散程度。在所有制差异下,外资比重的提高不利于缓解生产率的离散,从而加剧了资源误置。第二,制造业地理集中对行业生产率离散程度的影响存在门槛效应,呈现“U”型非线性特征,且存在着明显的所有制差异。第三,微观机制的检验结果表明,制造业地理集中对企业生产率增长的抑制作用主要来源于对企业退出的阻碍。第四,从行业角度来看,制造业地理集中对劳动密集型企业生产率增长的抑制作用更显著;从区域角度来看,在长三角地区,制造业地理集中对TFP增长率具有抑制作用,而在珠三角以及中西部地区却产生了促进作用。上述结论为解读产业地理集中如何影响生产率分布以及如何改善资源误置提供了相应的微观解释,对于中国要素市场化改革以及制定区域协调发展政策具有重要的启示。

关键词: 地理集中;资源误置;生产率离散程度;TFP增长率;异质性

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)03-0100-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.03.008

一、引言

改革开放以来,市场在资源配置中的地位越来越凸显并逐步起到决定性作用,诸如长三角和珠三角等沿海地区凭借靠近海外市场的区位优势、工业基础优势以及对外开放的政策优势,吸引大量资金、技术和劳动力等要素流入,成为中国众多制造业空间集聚的重点区域之一^[1-4]。可以说,中国制造业在空间上的集聚演化是中国经济高速持续增长的重要动力。然而“威廉姆森假说”认为,随着经济的发展,空间集聚能显著促进效率提升,但到经济发展后期,集聚对经济增长的影响会变小,甚至可能抑制增长^[5-6]。相关研究也表明:2003年以前,以规模效应为主的产业空间集聚对生产效率与经济增长具有正面影响;而2003年后,随着产业空间集聚程度的进一步提高,空间集聚所带来的成本效应与拥挤效应愈发显著,逐渐对生产效率与经济增长产生不利影响^[7-8]。这主要是因为产业空间集聚会对资源配置产生动态影响,从而导致空间集聚与企业生产率之间呈现倒“U”型关系^[9-10]。因此,厘清产业空间集聚对资源配置的作用机理,对于制定集聚经济的相关产业政策以及提高资源配置效率具有一定的现实意义。

收稿日期:2020-02-09;修回日期:2020-05-01

作者简介:汪洋(1982—),女,安徽蚌埠人,经济学博士,首都经济贸易大学经济学院副教授,研究方向为消费经济与产业发展。
基金项目:国家社会科学基金一般项目(19BJ022)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议与指导,当然文责自负。

根据以往研究,产业地理集中对资源配置的影响主要通过集聚的“规模经济效应”和“市场拥挤效应”进行解释^[11-12]。由于原始的资源禀赋、地理区位、政策扶持等“先天”(First Nature)优势,外围区的劳动、资金和技术等生产要素会向核心区转移,使核心区逐渐出现“规模经济效应”^[13]。此时,核心区内劳动、资本等生产要素不足的情况得到改善。随着集聚的进一步演化,外围区的生产要素继续向核心区转移,导致核心区出现一定程度的生产要素“过度”配置。而“规模经济效应”会提高生产要素与投入品的利用效率,因此资源误置问题尚不严重^[14]。随着地理集中度的持续提高,产业的空间集聚规模不断扩大,“市场拥挤效应”所带来的离心力会大于“规模经济效应”的向心力。因此,过度集聚一方面造成了劳动配置的持续过剩,另一方面也推动了核心区最终品和中间投入品价格的不断上涨,从而增加了在位企业的生产成本与经营成本,导致资本错配问题愈演愈烈^[15]。

由此可见,产业地理集中对资源配置的影响并非一成不变,它会根据地理集中生命周期的不同演化阶段而产生不同的资源配置效应。虽然产业地理集中与资源错配的相关研究已经起步,但事实上随着中国要素市场化改革的逐步深化,资源误置问题仍然是一个亟待进一步探究的领域。基于此,本文利用2008—2013年中国工业企业数据库数据,从资源误置角度构建生产率分解模型,实证考察了制造业地理集中的微观影响机制。本文的创新点主要体现在以下三个方面:首先,在Hsieh and Klenow^[16]资源误置模型的基础上,本文引入空间集聚因素,构建了一个制造业地理集中对资源配置影响的理论分析框架,从理论上阐述产业地理集中对资源误置的影响机理。其次,本文借助门槛模型,检验出制造业地理集中对行业生产率离散程度的影响呈现非线性特征。最后,本文借助生产率分布的动态演化,从生产率离散程度以及分解TFP增长率这两个维度实证检验制造业地理集中的资源误置效应的微观机制,并从行业和区域异质性角度解读行业地理集中如何影响生产率分布。

二、理论分析框架

根据新经济地理理论及其后续研究可知,产业在空间上的集聚演化行为会对资源配置产生重大影响^[10]。因此,本文在Hsieh and Klenow^[16]、蒋为^[17]做法的基础上构建了制造业地理集中对资源配置影响的理论分析框架。

(一) 要素市场的资源最优配置条件

首先,假设在垄断竞争的市场结构中有 J 家企业,每个企业的产品不一致,存在差异化。企业 j 生产 Y_j 单位最终产品需要投入 K_j 单位资本、 L_j 单位劳动以及 M_j 单位中间投入品,最终产品价格为 P_j ,企业 j 具有柯布-道格拉斯形式的生产函数,表示为 $Y_j = A_j K_j^\alpha L_j^\beta M_j^\gamma$,市场具有常替代弹性性质的总生产函数,表示为 $Y = \left(\sum_{j=1}^J Y_j^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}}$ 。其中, A_j 表示每家企业的生产效率, α 、 β 和 γ 分别表示资本、劳动和中间投入品对产出的贡献比例,且 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 代表企业生产函数是规模报酬不变的, $\rho = (\sigma - 1) / \sigma$, σ 表示常替代弹性。

其次,假设资本、劳动和中间投入品市场是完全竞争的,所有企业都面临相同的资本价格 r 、劳动价格 w 和中间品价格 φ 。已有研究表明,大部分资源误置现象主要表现为产品或要素价格发生相对扭曲^[18]。现假设企业 j 所面临的最终产品、资本要素、劳动要素和中间品的相对价格扭曲分别为 τ_Y 、 τ_K 、 τ_L 和 τ_M 。因此,当发生资源误置问题时,企业所面临的实际利润函数为:

$$\pi_j = (1 - \tau_Y) P_j Y_j - (1 - \tau_L) w L_j - (1 - \tau_K) r K_j - (1 - \tau_M) \varphi M_j \quad (1)$$

进一步地,本文借鉴邵宜航和李泽杨^[19]、肖兴志和李沙沙^[20]的做法,在式(1)的基础上又引入空间集聚因素,此时企业利润函数表示为:

$$\pi_j = (1 - \tau_Y) P_j Y_j - (1 - \tau_L) w L_j - (1 - \tau_K) r K_j - (1 - \tau_M) \varphi M_j + \phi(\theta)_j Y_j \quad (2)$$

其中 θ 表示企业所面临的制造业空间集聚水平, $\phi(\theta)_j Y_j$ 表示空间集聚对企业利润的净影响效应^①。

由利润最大化原则可知,当要素市场的资源配置达到最优水平时,必须满足要素的边际产品价

格等于其市场价格这一均衡条件。换言之,当两种价格不相等时,要素市场就会出现资源误置问题。因此,根据式(2)可得要素市场的均衡表达式:

$$MRPL_j = \frac{(\sigma - 1)(1 - \alpha) P_j Y_j}{\sigma L_j} = \frac{(1 - \tau_L) w P_j}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (3)$$

$$MRPK_j = \frac{(\sigma - 1)(1 - \beta) P_j Y_j}{\sigma K_j} = \frac{(1 - \tau_K) r P_j}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (4)$$

$$MRPM_j = \frac{(\sigma - 1)(1 - \gamma) P_j Y_j}{\sigma M_j} = \frac{(1 - \tau_M) \varphi P_j}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (5)$$

(二) 制造业地理集中对资源配置的影响

制造业地理集中对资源配置的影响具有动态演化的特征。集聚初期,外围区的资本、劳动与技术等生产要素不断向核心区转移,使核心区资源配置不足的情况得到改善,要素市场逐渐达到均衡,整个核心区呈现资源误置程度低且生产效率高的状态^[10 21-23]。随着地理集中程度的不断提高,生产要素与投入品价格开始上涨,生活成本和企业经营管理成本开始增加,从而出现新一轮的资源误置问题^[9 24]。基于此,本文假设制造业地理集中对资源配置的影响主要通过要素价格偏离度来反映,即要素的边际产品价值与市场价格的偏离程度,具体表达式如下:

$$\Psi(L_j) = MRPL_j - w = \frac{[(\tau_L + \tau_Y) P_j - \phi(\theta)_j] w}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (6)$$

$$\Psi(K_j) = MRPK_j - r = \frac{[(\tau_K + \tau_Y) P_j - \phi(\theta)_j] r}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (7)$$

$$\Psi(M_j) = MRPM_j - \varphi = \frac{[(\tau_M + \tau_Y) P_j - \phi(\theta)_j] \varphi}{(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j} \quad (8)$$

进一步地,将式(6)、式(7)和式(8)分别对制造业地理集中的净影响效应 $\varphi(\theta)_j$ 求偏导,可得:

$$\frac{\partial \Psi(L_j)}{\partial \phi(\theta)_j} = \frac{-(1 + \tau_L) w P_j}{[(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j]^2} < 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \Psi(K_j)}{\partial \phi(\theta)_j} = \frac{-(1 + \tau_K) r P_j}{[(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j]^2} < 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial \Psi(M_j)}{\partial \phi(\theta)_j} = \frac{-(1 + \tau_M) \varphi P_j}{[(1 - \tau_Y) P_j + \phi(\theta)_j]^2} < 0 \quad (11)$$

事实上,中国要素市场普遍存在要素价格扭曲的现象^[18 20]。因此,假设 $\Psi(L_j) > 0$, $\Psi(K_j) > 0$, $\Psi(M_j) > 0$ 。再由式(9)至式(11)可知:集聚初期,若制造业地理集中所带来的正向净效应越大,则资本、劳动和中间品的价格偏离度越小,此时资源误置情况得到改善。也就是说,制造业地理集中的正效应与资源误置之间可能会呈现负相关关系。集聚后期,制造业地理集中的负向净效应越大,资本、劳动和中间品的价格偏离度就越大,此时资源误置会表现出进一步恶化的现象。这说明制造业地理集中的负效应与资源误置之间存在正相关关系。因此,制造业地理集中既有可能改善资源误置,又有可能加剧资源误置。随着制造业地理集中在空间上的不断演化,行业内企业将面临动态资源误置,从而导致生产率分布也可能呈现出一种动态演化的特征。

三、实证策略与数据来源

(一) 实证策略

本文基本模型的构造主要是通过对 Miller and Upadhyay^[25]的研究思路加以借鉴调整得到的。首先,构建基础回归模型,检验制造业地理集中程度对生产率离散程度的直接影响。由于制造业的生产率会受到人力资本水平和制造业集聚水平的影响,本文采用 C-D 生产函数来研究制造业的投入

产出,那么 C-D 生产函数可以表示为:

$$G_{jt} = A(do_{jt}, H_{jt}) K_{jt}^\alpha L_{jt}^\beta \quad (12)$$

其中 j, t 分别表示行业、年份, G_{jt} 表示制造业的国民生产总值, do_{jt} 表示制造业地理集中水平, H_{jt} 为人力资本水平, K_{jt} 为资本投入量, L_{jt} 为劳动投入量, α 和 β 分别表示资本和劳动力的产出弹性系数, 且 $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $A(\cdot)$ 为希克斯中性的技术进步效率函数。接下来, 参照 Hulten *et al.* [26] 的方法, 假定 $A(\cdot)$ 由多元组合构成, 即:

$$A(do_{jt}, H_{jt}) = A_{j0} e^{\lambda_{jt}} do_{jt}^{\varphi_j} H_{jt}^{\sigma_j} \quad (13)$$

由此可得,

$$G_{jt} = A_{j0} e^{\lambda_{jt}} do_{jt}^{\varphi_j} H_{jt}^{\sigma_j} K_{jt}^\alpha L_{jt}^\beta \quad (14)$$

其中 A_{j0} 表示初始的技术效率水平, λ 表示技术变迁效应, φ 表示制造业集聚水平的弹性系数, σ 表示人力资本水平的弹性系数。等式两边同时除以 $K_{jt}^\alpha L_{jt}^\beta$, 得到计算全要素生产率的公式并取对数:

$$TFP_{jt} = G_{jt} / K_{jt}^\alpha L_{jt}^\beta = A_{j0} e^{\lambda_{jt}} do_{jt}^{\varphi_j} H_{jt}^{\sigma_j} \quad (15)$$

$$\ln TFP_{jt} = \ln A_{j0} + \lambda_{jt} + \varphi_j \ln do_{jt} + \sigma_j \ln H_{jt} \quad (16)$$

最后, 结合研究重点, 即制造业地理集中对企业生产率离散程度的影响, 本文在上述推导过程的基础上加入企业层面的控制变量, 得到模型(17)。

$$y_{jt} = \beta_1 do_{jt} + \sum_i \gamma_i x_{jit} + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (17)$$

式(17)中 j, t 分别表示企业和年份, j 表示企业所属于的行业, y_{jt} 表示 j 行业所有企业第 t 年的生产率离散程度, do_{jt} 表示空间集聚指数, 是制造业地理集中度的代理变量, β_1 衡量的是制造业地理集中度对生产率的影响效应, x_{jit} 表示 j 行业中 i 企业 t 年的一组控制变量, μ_j 表示行业的个体效应, ε_{jt} 为随机扰动项。

进一步地, 构建交互项模型, 研究所有制结构即外资企业所占比重对制造业地理集中的生产率效应的影响。已有研究发现, 外资企业的产业集聚度和地区集聚度均高于国内企业, 并且外资企业集聚的出口效应大于国有企业集聚的出口效应 [27]。所以, 考虑到外资企业可能会影响制造业空间集聚与生产率离散程度之间的作用机制, 本文将集聚指数和外资比重的交乘项引入式(17)中, 建立交互项模型。

$$y_{jt} = \beta_1 do_{jt} + \beta_2 do_{jt} \times fp_{jt} + \sum_i \gamma_i x_{jit} + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

为了进一步探讨制造业地理集中度对生产率离散程度的非线性门槛效应, 我们将借鉴 Hansen [28] 提出的阈值回归模型理论来实现本文的研究目的。在该模型中, 我们将空间集聚指数 (do_{jt}) 作为阈值变量, 具体描述如式(19)所示:

$$y_{jt} = \beta_1 do_{jt} I(do_{jt} \leq \gamma_1) + \beta_2 do_{jt} I(\gamma_1 < do_{jt} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_{n+1} do_{jt} I(do_{jt} > \gamma_n) + \sum_i \gamma_i x_{jit} + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (19)$$

式(19)中 ε_{jt} 为随机干扰项, 且 $\varepsilon_{jt} \sim iidN(0, \sigma^2)$, β 为回归系数, do_{jt} 代表阈值变量, $I(\cdot)$ 为示性函数, 如果 $do_{jt} \leq 0$, 那么 $I=1$, 否则 $I=0$ 。

在模型(17)至模型(19)的基础上, 从资源误置角度构建生产率分解模型, 以考察制造业地理集中的微观影响机制。产品市场和要素市场的不完全性会导致资源误置问题, 而资源误置是全要素生产率和总产出发生损失的最主要原因。金晓雨 [29] 的研究结论表明, 政府补贴之所以会不利于制造业生产率的提升, 是因为其会导致企业之间的资源误置效应; 同样, 蒋为 [17] 在研究增值税扭曲与生产率分布之间关系时发现, 增值税扭曲造成的生产率损失主要是通过对在位企业资源再配置的扭曲。因此, 本文认为制造业地理集中很有可能是通过对资源误置效应的影响来发挥对生产率的作

用,进一步借鉴 Griliches and Regev^[30]的做法,将 TFP 的增长率分解为水平效应、规模效应、进入效应和退出效应。以 TFP 增长率为例,可以构建式(20)的微观计量模型。

$$TFPCH_{jt} = \beta_1 do_{jt} + \sum_j \gamma_j x_{jtt} + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (20)$$

式(20)中, $TFPCH_{jt}$ 为制造业企业 TFP 增长率,其他变量的含义同前。通过将被解释变量分别替换为在位企业的水平效应、规模效应、进入企业贡献和退出企业贡献,即可得到分解后的各部分模型,此处略。

(二) 数据来源

本文研究年份为 2008—2013 年,研究对象制造业企业的数据来源于中国工业企业数据库,且 2008 年为 2009 年的对照期,实际上样本期为 2009—2013 年,数据包括了全部国有企业及年销售额 500 万元以上的非国有工业企业^②。

对于样本数据,本文进行了如下处理:首先,剔除异常观测值,如缺失企业编码和重要财务指标值,成立时间明显有误或行业属性不明确,企业雇员人数小于 10,不符合一般会计准则,包括利润率大于 1 的、流动资产或固定资产多于总资产的^[31]。其次,分析时去掉企业数小于 20 的行业,每年度保留四位码行业若干个。最后,将数据库中每个企业的地址信息导入在线地图 API 中,通过 API 返回经纬度信息,从而计算企业间的距离。另外,如果存在企业地址信息模糊的情况,那么 API 将给出该地址的乡镇政府所在地的经纬度信息,根据乡镇政府所在地的经纬度信息计算距离数据。

(三) 变量处理

1. 关键变量处理

本文首先采用 Olley and Pakes^[32]的方法计算企业全要素生产率(TFP),即 $A_t = \sum_{i \in Z} s_i w_i$ 。其中 i 代表制造业企业, s 为企业的就业人数占行业比重得到的企业份额, Z 表示 t 期所有的企业, w 为 OP 方法估算的 TFP 值。最后,采用制造业行业全要素生产率测算的生产率离散程度(y_{it})、TFP 增长率($TFPCH_{jt}$)及其分解出的各部分作为被解释变量。

(1) 生产率离散程度(y_{it})。本文参考 Syverson^[33]、Balasubramanian and Sivadasan^[34]的测算方式,构建测算公式为: $Dispersion_{jt}^1 = \ln tfp_{jt}^{p75} - \ln tfp_{jt}^{p25}$ 。其中,生产率波动序列($\ln tfp$)可通过对去除趋势成分的生产率水平序列进行标准化处理得到。(2) TFP 增长率($TFPCH_{jt}$)及其分解得到的各部分。本文借鉴 Griliches and Regev^[30]的研究方法,将制造业 TFP 增长率分解为水平效应、在位企业的贡献(即规模效应)、进入企业和退出企业的效应(即进入效应和退出效应)。进一步地,分解式可以表示为: $TFPCH_{jt} = \frac{1}{A_{t-1}} [\sum_{i \in N_t} \bar{s}_{it} \Delta \omega_{it} + \sum_{i \in N_t} (\bar{\omega}_{it} - \bar{A}_t) \Delta s_{it} + \sum_{i \in E_t} (\omega_{it} - \bar{A}_t) + \sum_{i \in X_t} s_{it-1} (\bar{A}_t - \omega_{it-1})]$ 。式中,上标表示期初和期末的平均值, N 表示在位企业数, E 表示进入企业数, X 表示退出企业数, A 是行业加总得到的制造业 TFP, s 表示企业在行业中的规模, ω 为计算出的企业 TFP。

本文的关键解释变量是地理集中度,使用空间集聚指数(do_{it})^③作为地理集中度的代理变量。DO 指数的构建分为三步:第一步,计算同行业内每两个企业之间距离的核密度。假设行业 A 有 n 家企业,利用企业位置的经纬度信息,得到 $n(n-1)/2$ 个两两企业之间地理距离的核密度 $\hat{K}(d)$,公式为 $\hat{K}(d) = \{ 1/[n(n-1)h] \} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (e_i + e_j) f((d - d_{ij})/h)$ 。其中 d 代表企业间的距离, d_{ij} 表示 i 和 j 企业间距离, f 是高斯核密度函数, h 表示窗宽。接下来将企业从业人数作为企业规模的权重,纳入核密度函数,得到的测算公式为 $\hat{K}^{EMP}(d) = [1/h \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (e_i + e_j)] \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (e_i + e_j) f((d - d_{ij})/h)$,其中 e_i 和 e_j 分别是 i 企业和 j 企业的从业人数。第二步,假定企业在随机分布的条件下,利用反事实估计得

出核密度函数。具体操作方法如下:将所有企业的位置信息集中在一个集合 S 中,从集合 S 中随机抽取行业 A 企业空间分布的模拟 n 个位置数据,并随机分配行业 A 的原有就业信息,最终根据反事实估计得出核密度函数。此步骤重复进行 300 次。第三步,对行业的集聚模式进行统计检验和识别。借助反事实检验构建全局置信区间,将获得的行业 A 的 300 次反事实核密度进行升序排序。对于距离 d ,若 $d \in [0, 200]$, 有 $\hat{K}(d) > \tilde{K}_A(d)$, 则称行业 A 具有全局集聚的特征(95% 的置信水平),用 $\Gamma_A(d)$ 表示全局集聚指数,其公式为 $\Gamma_A(d) = \max(\hat{K}(d) - \tilde{K}_A(d), 0)$ 。其中 $\tilde{K}_A(d)$ 表示置信区间的上限。

2. 其他控制变量

控制变量包括:(1) 资本密集度(ci_{it})由固定资产原价与累计折旧之差除以从业人数得到。(2) 沉没成本(sc_{jt})由每个行业的资本存量与增加值的比值来度量。(3) 出口比重(ep_{jt})利用行业内企业出口总额占销售总额的比重进行测算。(4) 国资比重(sp_{jt})即国有企业数量在行业中所占比重,用该行业中国有企业数量占行业中所有企业数量的比重来衡量。(5) 外资比重(fp_{jt})用该行业中外资企业数量占行业中所有企业数量的比重来衡量。(6) 本国市场竞争(赫芬达尔指数 HHI_{it})赫芬达尔指数以企业的销售额为计算基础,具体测算方法为 $HHI = \sum_{i=1}^n (X_i/X)^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2$,其中 X 表示市场总销售额, X_i 表示第 i 个企业的市场销售额, S_i 表示第 i 个企业的市场占有率, n 表示该产业内的企业数。

四、实证结果与稳健性讨论

(一) 基本特征分析

本节主要研究制造业地理集中和生产率分布间的关系。以 2009 年与 2013 年为例,通过分别计算当年制造业 4 位码行业的空间集聚指数和生产率离散程度,得到如图 1 与图 2 所示的 2009 年、2013 年制造业空间集聚与生产率分布间关系。其中,纵坐标为生产率离散程度,横坐标为制造业空间集聚指数,拟合线表示生产率离散度对制造业空间集聚指数的回归线。

由散点图可知,制造业空间集聚指数与生产率离散程度的拟合曲线斜率为正,说明制造业的空间集聚会加剧生产率的离散程度。此外,2013 年的拟合曲线斜率较 2009 年平缓,可见制造业空间集聚对于生产率分布的影响有一定的动态变化。产业集聚会产生规模效应和拥挤效应,当集聚程度不断扩大时,一方面使得生产要素过度集中,导致生产率下降。另一方面,由于生产要素的相对稀缺性,要素价格上升,要素比例失衡,此时集聚产生的拥挤效应远远大于规模效应,表现为生产率离散程度加大,从而加剧了资源误置^[7]。

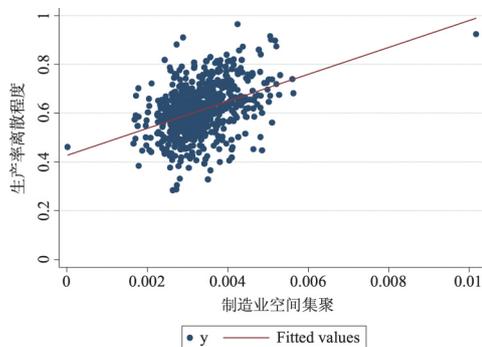


图 1 2009 年制造业空间集聚与生产率分布

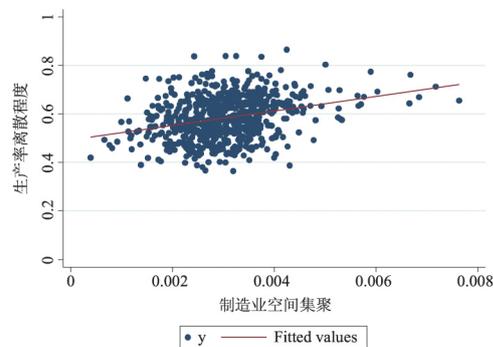


图 2 2013 年制造业空间集聚与生产率分布

(二) 制造业地理集中与生产率分布

1. 基准回归结果

为考察制造业地理集中对生产率离散程度的影响,本文采取逐步加入控制变量的方式对生产率离散程度进行回归分析。具体结果见表 1。

表 1 制造业空间集聚对生产率分布影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>do</i>	0.021 (1.40)	0.043 (1.41)	0.082 *** (2.82)	0.049 ** (1.99)	0.050 ** (2.02)	0.060 ** (2.22)	0.061 ** (2.39)
<i>ci</i>		-0.031 *** (-9.75)	-0.039 *** (-2.69)	-0.004 (-0.31)	-0.007 (-0.48)	-0.012 *** (-2.88)	-0.033 ** (-2.04)
<i>sc</i>			0.234 (0.15)	0.723 *** (10.31)	0.702 *** (9.75)	0.751 *** (4.21)	0.755 *** (9.83)
<i>ep</i>				-0.083 (-0.05)	-0.047 (-0.16)	-0.042 (-0.09)	-0.071 (-0.23)
<i>sp</i>					0.060 *** (3.16)	0.061 *** (3.02)	0.047 *** (4.92)
<i>fp</i>						0.009 (0.52)	0.012 (1.02)
<i>HHI</i>							0.041 *** (3.55)
行业/地区/年份固定	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	0.087 *** (15.67)	0.270 *** (13.92)	0.387 *** (4.76)	0.019 (0.24)	-0.045 (-0.45)	0.132 (0.13)	0.330 ** (2.30)
adj_R ²	0.011	0.014	0.016	0.140	0.142	0.145	0.152
N	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605

注: (1) 括号内数值表示纠正了异方差后的 *t* 统计量; (2) ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 1 报告了各模型中空间集聚度对生产率离散程度的影响。观察可发现,空间集聚指数 *do* 的系数均为正,这就说明了在控制其他因素的情况下,制造业地理集聚会导致行业生产率离散程度的加大,从而加剧了行业内企业间的资源误置问题。原因可能在于,制造业空间集聚导致要素相对稀缺,偏离了生产要素投入的最佳比例,使得要素价格上升,产生非经济性效应,从而加剧企业间的资源误置。表 1 中第(7)列为加入全部控制变量后的估计结果,观察可发现,制造业空间集聚的估计系数为 0.061 且通过 5% 水平下的显著性检验,即表示制造业空间集聚每上升 1 个百分点,将导致行业生产率离散程度上升 0.061 个单位。在不同模型中,各控制变量的回归结果没有实质性的改变,因此在一定程度上可以说明本文计量方程设定的合理性。

2. 考虑所有制结构

鉴于外资比重的大小会影响行业集聚度水平,本节采用引入空间集聚指数与外资比重的交乘项的方法进行回归分析,考察外资比重的影响效应。具体结果见表 2。

分析表 2 可发现,交乘项 $do \times fp$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正,说明外资比重的提高对空间集聚扩大生产率离散程度具有正向作用。原因可能在于,相对于国内企业,外资企业和港澳台企业具有较高的集聚度,制造业空间集聚度的提升导致要素相对稀缺,如土地、劳动力缺乏,进一步使各企业生产要素投入偏离了最佳比例,最终要素价格上升产生的非经济性加剧了企业间的资源误置,即扩大了生产率离散程度。控制变量的回归结果与表 1 基本一致:资本密集度的回归结果显著为负,说明资本密集度的提高对生产率离散程度具有显著的抑制作用;出口比重的系数为负,说明出口比重的增加会降低生产率离散程度;沉没成本、国资比重、外资比重、本国市场竞争的系数基本显著为正,说明以上变量的增加会提高生产率离散程度,加剧资源误置。

(三) 稳健性检验

首先,由于工业企业数据库中关于 2010 年的相关数据可能存在问题,因此将 2010 年企业数据剔除,再进行 OLS 回归以检验研究结果的稳健性。其次,考虑到制造业地理集中和生产率之间可能存在双向因果关系从而导致潜在的内生性问题,使得上述估计结果产生偏差,而工具变量法能够较

表2 所有制结构对空间集聚影响生产率分布的边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>do</i>	0.032*** (2.19)	0.178*** (3.29)	0.109** (2.56)	0.247** (2.23)	0.127** (2.30)	0.004** (2.20)	0.007** (2.37)
<i>fp</i>	0.144*** (13.21)	0.150*** (10.03)	0.152*** (11.89)	0.154*** (14.38)	0.149*** (14.23)	0.161*** (14.39)	0.158*** (14.03)
<i>do × fp</i>	0.039*** (3.09)	0.019*** (3.06)	0.077*** (2.55)	0.028*** (2.96)	0.075*** (2.06)	0.019*** (3.14)	0.018*** (3.00)
<i>ci</i>		-0.072** (-9.42)	-0.029** (-2.01)	-0.016 (-0.49)	-0.005 (-0.62)	-0.015 (-1.15)	-0.037** (-2.48)
<i>sc</i>			0.249 (0.09)	0.688*** (9.55)	0.707*** (9.48)	0.612*** (8.22)	0.617*** (8.31)
<i>ep</i>				-0.029 (-0.02)	-0.072 (-0.07)	-0.072 (-0.41)	-0.090 (-0.78)
<i>sp</i>					0.049*** (3.05)	0.121** (2.48)	0.110** (2.25)
<i>HHI</i>							0.034*** (3.14)
行业/地区/年份固定	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	0.074*** (15.48)	0.255*** (13.72)	0.339*** (4.12)	-0.024 (-0.39)	-0.09 (-0.44)	-0.526*** (-5.44)	-0.208 (-1.50)
adj_R ²	0.032	0.019	0.076	0.159	0.179	0.261	0.268
N	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605	2 605

注: (1) 括号内数值表示纠正了异方差后的 *t* 统计量; (2) ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

好地缓解内生性问题,因此,为了检验上述回归模型中各变量回归结果的稳健性,本节采用空间集聚的滞后项作为工具变量进行 2SLS 估计。检验结果如表 3 所示。

当不控制外资份额时,核心解释变量的系数显著为正,表明制造业空间集聚提高了产业生产率的离散程度,这与上述估计结果一致。当进一步控制外资份额后, *do × fp* 的系数在 1% 的水平上显著为正,表明外资份额的增加对空间集聚扩大产业生产率的离散程度有正向影响,同样与上述结论一致。最后,相关系数和其他控制变量的符号及显著性基本没有变化,再次说明结论的稳健性。

从工具变量的结果来看,制造业的空间集聚度与生产率分散度之间存在显著的正相关关系,且均通过了 5% 水平下的显著性检验。此外,弱工具变量检验均拒绝了原假设,表 3 中的第一阶段回归结果也满足工具变量相关假说。这说明上述估计结果是稳健的,不存在内生性问题,可见空间集聚与生产率分布存在因果关系,且受外资比重的影响呈正向缓和的趋势。

(四) 门槛效应分析

接下来,本文将根据企业所有制属性的分类,从产业集聚发展阶段的角度进一步深入探讨产业集聚与资源错配之间可能存在的非线性关系,具体见表 4 和表 5。

表 4 中,制造业空间集聚效应在不同所有制条件下对资源错位的影响具有非线性阈值特征。具体而言,国有企业、混合所有制企业和外资企业存在显著的单阈值和双阈值特征,即随着集聚程度的上升,制造业地理集中对资源错位呈现不同程度的区间效应。进一步地,分别对比不同所有制企业中的单一门槛、双重门槛和三重门槛,可见外资企业的门槛值最小,混合所有制企业次之,也印证了上文提出的外资比重将影响空间集聚的资源错位效应。

表 5 显示了不同门槛区间内,制造业空间集聚对资源错位影响的具体程度。从整体上看,无论外资比重如何,国有企业、混合所有制企业、外资企业在各自的第一阈值区间内都显著抑制了生产率分布的分散程度。以国有企业为例,当国有企业的集聚程度小于 0.007 时,集聚度的提升可以降低生产力的分散程度,也可以缓解资源错位;但当集聚度进一步加强时,空间集聚对资源错位的缓解作

用减弱;当集聚程度较大时,集聚度的提升反而扩大了生产率的分散程度,加剧了资源错位效应。这可能是由于产业集聚造成了“拥挤效应”,进而导致环境污染、资本外溢、成本上升等问题。同样,这种情况在混合所有制企业和外资企业中也存在。综上可以得出制造业的地理集中度与资源错位之间存在着“U”型关系。这也验证了本文的理论分析假说。此外,通过对国有企业、混合所有制企业和外资企业的比较,发现外资比例的上升对制造业空间集聚的资源错位缓解效应有显著的抑制作用,即当产业集聚的资源配置效应显著促进集聚区内资源的合理配置、改善资源错位时,外资比例的增加则有相反的作用。

五、微观影响机制考察

(一) 制造业地理集中与生产率增长分解

为了进一步研究行业地理集中的资源误置效应的微观机制,深入探寻制造业企业之间的资源误置效应引致生产率损失的具体路径,本节将制造业生产率增长率拆解为水平效应、规模效应、进入效应以及退出效应,将其分别作为被解释变量对制造业空间集聚度 do 进行回归,回归结果如表 6 所示。

结果显示,空间集聚度 do 的系数显著为负,从而验证了制造业地理集中由于拥挤效应的存在不利于 TFP 增长。进一步的分解结果表明,空间集聚产生的水平效应为正,而规模效应、企业进入效应与企业退出效应为负。这说明产业地理集聚虽然能够在一定程度上促进企业本身 TFP 的增长,但同时又带来负向外部作用,导致了资源在不同企业之间的误置,这种资源误置效应的负向效果消解了水平效应的正向作用,最终出

表 3 制造业空间集聚对生产率分布影响的稳健性及内生性检验

变量	OLS		IV			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
do	0.042 ** (2.01)	0.015 ** (2.17)		0.040 *** (2.83)		0.033 ** (2.21)
IV			0.076 *** (5.21)		0.046 *** (6.32)	
$do \times fp$		0.014 *** (3.23)				0.007 *** (3.23)
ci	-0.023 ** (-2.11)	-0.031 ** (-2.28)	0.121 * (1.98)	-0.053 ** (-2.49)	0.130 (0.45)	-0.047 ** (-2.34)
sc	0.695 *** (5.83)	0.612 *** (9.31)	-0.011 (-0.13)	0.165 ** (2.08)	-0.010 (0.08)	0.503 ** (2.42)
ep	-0.069 (-0.33)	-0.051 (-0.91)	0.008 (0.22)	-0.101 (-0.74)	0.046 ** (2.13)	-0.092 (-0.52)
sp	0.043 *** (4.51)	0.130 ** (2.21)	-0.006 (-0.87)	0.273 (0.83)	-0.002 (-0.03)	0.090 ** (2.31)
fp	0.014 (1.01)	0.154 *** (15.25)	0.003 (0.01)	0.009 (0.72)		0.008 *** (3.03)
HHI	0.044 *** (4.35)	0.051 *** (4.14)	0.136 ** (2.11)	0.022 *** (3.01)	0.034 ** (2.16)	0.046 *** (4.87)
行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是	是
$_cons$	0.225 ** (2.22)	-0.203 (-1.51)	0.793 ** (2.33)	0.318 (0.21)	0.404 (0.63)	-1.804 *** (-3.28)
adj_R^2	0.168	0.241	0.523	0.297	0.501	0.428
第一阶段 F 值			56.07		62.81	
Wald F				1 432.118 **		1 450.012 **
N	2 247	2 247	2 247	2 605	2 605	2 605

注:(1)采用工具变量估计,表中列(3)和列(5)为第一阶段估计结果,列(4)和列(6)为第二阶段估计结果;(2)Wald F 为弱工具变量检验;(3)括号内数值表示纠正了异方差后的 t 统计量;(4)***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平。

表 4 门槛检验

	门槛个数	门槛检验	门槛值	95% 置信区间	Bootstrap 次数
国有企业	单一门槛	4.172 *** (4.13)	0.007	[0.007 0.008]	300
	双重门槛	5.264 *** (3.94)	0.009	[0.008 0.009]	300
	三重门槛	5.491 (1.75)	0.103	[0.008 0.104]	300
外资企业	单一门槛	8.534 9 ** (2.11)	0.003	[0.002 0.004]	300
	双重门槛	6.691 *** (3.21)	0.005	[0.005 0.006]	300
	三重门槛	7.528 (0.96)	0.006	[0.006 0.007]	300
混合所有制 企业	单一门槛	8.537 *** (4.68)	0.004	[0.004 0.005]	300
	双重门槛	11.064 *** (4.22)	0.007	[0.007 0.008]	300
	三重门槛	10.719 (0.89)	0.008	[0.008 0.011]	300

注:(1)括号内数值表示纠正了异方差后的 t 统计量;(2)***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平。

现总体效应为负的结果。此外,我们发现,制造业地理集中对 TFP 增长率的抑制作用源自对企业市场退出的阻碍,即低效率企业诸如僵尸企业等无法正常退出市场,又耗费了一部分资源,拉低了行业整体的生产率水平。具体来说,原因可以归纳为两个方面的因素:一方面,企业空间集聚产生的信息共享等溢出效应会提高低 TFP 企业的生存率;另一方面,低 TFP 企业获得政府补贴的可能性更大,这种政策性优惠间接保护了应该被淘汰的落后企业并造就了套取政策红利的投机企业,从而抑制了低 TFP 企业的退出,拉低了行业总体 TFP,以致资源误置进一步恶化^[27]。

(二) 异质性讨论

1. 行业异质性

不同行业具有不同的生产特征,所以不同行业的地理集中度与生产率增长状况也有很大差异,本节将样本分为资本和技术密集型、劳动密集型行业^④进行回归。回归结果见表 7。

第一,当 TFP 增长率为被解释变量时,分样本下劳动密集型行业 *do* 的系数绝对值更大,原因可能是劳动密集型行业的资源配置效率较低,空间集聚对生产率的抑制作用较为明显。第二,资本和技术密集型行业的水平效应和规模效应系数值为正,但没有通过显著性检验,而企业进入和企业退出的系数值为负,其中企业退出通过了 10% 水平下的显著性检验。劳动密集型行业的水平效应呈现出显著的正效应,企业退出呈现出显著的负效应,而规模效应和企业进入均没有通过显著性检验。不同于劳动密集型行业,资本和技术密集型行业的规模效应系数值为正,说明资本和技术密集

型行业的规模扩大有助于 TFP 增长率的提高,原因是资本和技术密集型行业的资源配置更为合理,高生产率的企业扩大生产规模能够带来更多的产出,从而提高 TFP 增长率。第三,空间集聚对 TFP 增长率的抑制作用主要来源于企业退出的障碍,且在劳动密集型行业中更加明显,说明劳动密集型

表 5 门槛回归结果

变量	外资企业		国有企业		混合所有制企业	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)	随机效应 (5)	固定效应 (6)
<i>do_1</i>	-0.039*** (3.12)	-0.041*** (3.38)	-0.065*** (4.01)	-0.066*** (4.14)	-0.053*** (3.72)	-0.058*** (3.19)
<i>do_2</i>	-0.026*** (3.04)	-0.027*** (3.18)	-0.042*** (3.62)	-0.041*** (3.64)	-0.038*** (4.12)	-0.033*** (4.00)
<i>do_3</i>	0.045*** (4.17)	0.059*** (3.52)	0.007*** (3.56)	0.010*** (4.16)	0.013*** (5.12)	0.016*** (4.35)
<i>ci</i>	-0.042 (-0.63)	-0.041* (-1.95)	-0.062** (-2.16)	-0.073*** (-3.37)	-0.063 (-1.01)	-0.062* (-2.05)
<i>sc</i>	0.057*** (4.30)	0.055*** (3.10)	0.043*** (4.25)	0.068*** (4.32)	0.054*** (3.69)	0.066*** (3.61)
<i>ep</i>	-0.032 (-0.95)	-0.045 (-0.51)	-0.027 (-1.52)	-0.031 (-0.75)	-0.034 (-0.43)	-0.038 (-0.55)
<i>HHH</i>	0.0448*** (3.75)	0.0459*** (3.87)	0.0430*** (4.04)	0.0457*** (4.65)	0.0426*** (3.87)	0.0511*** (3.57)
<i>_cons</i>	1.012** (2.01)	1.341*** (3.54)	0.872*** (4.01)	1.0012*** (3.33)	1.1872*** (3.90)	2.2032*** (3.71)
N	583	583	877	877	1145	1145
R ²	0.234	0.443	0.301	0.451	0.201	0.419

注:(1)括号内数值表示纠正了异方差后的 *t* 统计量;(2)***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 6 资源误置视角下制造业空间集聚对生产率影响的回归结果

变量	TFP 增长率	水平效应	规模效应	企业进入	企业退出
<i>do</i>	-0.021** (-2.16)	0.028 (1.14)	-0.016 (-1.55)	-0.017 (-0.83)	-0.016*** (-2.79)
<i>ci</i>	0.173*** (6.24)	0.026** (2.10)	-0.004 (-0.39)	0.003 (0.09)	-0.008 (-1.28)
<i>sc</i>	-0.012 (-1.39)	-0.027 (-0.32)	-0.002** (-2.36)	-0.032 (-0.28)	-0.012 (-0.55)
<i>ep</i>	0.230** (2.53)	0.027 (0.56)	0.154*** (3.49)	0.233*** (5.45)	-0.097*** (-4.04)
<i>sp</i>	-0.039 (-0.55)	-0.088** (-2.28)	-0.086** (-2.56)	-0.092** (-2.55)	-0.041** (-2.35)
<i>fp</i>	0.049** (2.52)	-0.017** (-2.02)	-0.061*** (-7.07)	0.252*** (15.65)	0.049*** (11.54)
<i>HHH</i>	0.234*** (12.99)	0.018** (2.15)	0.009 (1.15)	-0.010 (-1.10)	0.006 (0.05)
行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	3.749*** (16.73)	-0.415*** (-3.49)	-0.060 (-0.56)	-0.109 (-0.94)	1.123*** (20.29)
adj_R ²	0.192	0.034	0.071	0.530	0.127
N	2605	2605	2605	2605	2605

注:(1)括号内数值表示纠正了异方差后的 *t* 统计量;(2)***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

行业的资源误置更加严重。原因可能是劳动密集型企业的利润主要来源于人力、物力的投入,退出的企业不一定是资源使用效率低、生产率低的企业,进而导致该行业的生产率下降,而资本和技术密集型行业的资源配置较为合理,退出的企业大多是生产效率低的企业,对于该行业生产率的影响不大^[29]。

2. 区域异质性

中国经济发展区域不平衡的特征明显,而城市群可以优化区域发展格局。因此,城市群的发展在我国已被提升到前所未有的战略高度。鉴于此,本文尝试以城市群为载体,重点以长三角、珠三角以及中西部城市群企业为研究对象,分析地理集中对生产率产生的影响差异,结果见表8。

第一,当TFP增长率为被解释变量时,长三角地区 do 的系数为负,珠三角、中西部地区 do 的系数为正,说明长三角地区企业空间集聚对TFP增长率有抑制作用。这可能是因为长三角地区发展趋于饱和,没有更多的资源支撑企业集聚。第二,三大区域的水平效应系数均为正,但只有珠三角区域通过了显著性检验,说明珠三角的企业之间资源配置对TFP增长率的促进作用更为显著。三大区域的规模效应系数均为正,说明企业规模的扩大有助于提高TFP增长率。三大区域的企业进入系数仅有珠三角地区显著为正,原因可能是珠三角地区具备优越的生产条件,加之与我国的香港、澳门等地联系不断增强,为该地区的发展带来了更多可能,相较于其他地区缺少资源,珠三角地区能为进入企业提供更多的生产载体以及生产资源,对生产率的提升作用较为明显。三大区域的企业退出系数均为负数,说明企业退出均不利于TFP增长率的提高,资源配置效率有待提高。第三,长三角地区

表7 基于行业差异的空间集聚对生产率影响的回归结果

行业差异	变量	TFP 增长率	水平效应	规模效应	企业进入	企业退出
技术和资本密集型	do	-0.014* (-1.75)	0.003 (0.12)	0.009 (0.82)	-0.007 (-0.30)	-0.019* (-1.82)
	控制变量	是	是	是	是	是
	行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
	$_{cons}$	3.951*** (17.30)	-0.362*** (-3.10)	-0.090 (-0.85)	-0.071 (-0.67)	1.115*** (19.54)
	adj_R ²	0.187	0.034	0.082	0.487	0.133
	N	820	820	820	820	820
劳动密集型	do	-0.072** (-2.11)	0.117*** (3.98)	-0.012 (-0.31)	-0.031 (-1.42)	-0.146*** (-2.74)
	控制变量	是	是	是	是	是
	行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
	$_{cons}$	2.563*** (4.45)	-1.078*** (-4.18)	-0.341 (-1.26)	-0.781** (-2.48)	0.980*** (9.00)
	adj_R ²	0.248	0.125	0.030	0.637	0.109
	N	1785	1785	1785	1785	1785

注:(1)括号内数值表示纠正了异方差后的 t 统计量;(2)***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表8 基于地区差异的空间集聚对生产率影响的回归结果

行业差异	变量	TFP 增长率	水平效应	规模效应	企业进入	企业退出
长三角	do	-0.059 (-0.74)	0.019 (0.62)	0.005 (0.09)	-0.048 (-1.02)	-0.031 (-1.63)
	控制变量	是	是	是	是	是
	行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
	$_{cons}$	3.422*** (10.33)	-0.401** (-2.12)	-0.616*** (-4.56)	-1.042*** (-7.22)	0.977*** (11.95)
	adj_R ²	0.186	0.058	0.109	0.733	0.246
	N	857	857	857	857	857
珠三角	do	0.058 (1.30)	0.049*** (3.48)	0.027 (0.44)	0.058** (2.89)	-0.055* (-1.36)
	控制变量	是	是	是	是	是
	行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
	$_{cons}$	4.055*** (8.49)	-0.670*** (-2.44)	0.361** (2.90)	-0.291** (-2.62)	1.073*** (20.17)
	adj_R ²	0.189	0.053	0.238	0.050	0.059
	N	683	683	683	683	683
中西部	do	0.007 (0.68)	0.020 (0.33)	0.013 (0.30)	-0.015 (-0.11)	-0.017 (-0.91)
	控制变量	是	是	是	是	是
	行业/地区/ 年份固定	是	是	是	是	是
	$_{cons}$	4.109*** (7.66)	-0.116 (-0.52)	0.209 (0.79)	-0.112 (-0.71)	0.866*** (4.69)
	adj_R ²	0.263	0.038	0.12	0.114	0.039
	N	942	942	942	942	942

注:(1)括号内数值表示纠正了异方差后的 t 统计量;(2)***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

空间集聚对 TFP 增长率的抑制作用主要来源于企业退出的障碍,而珠三角和中西部地区空间集聚对 TFP 增长率的正向作用主要来源于水平效应。

六、结论与启示

本文首先构建了一个包含空间集聚因素的资源误置模型,从理论层面阐述制造业地理集中行为对资源误置的影响机理。其次,本文基于 2008—2013 年中国工业企业数据库数据,借鉴 Miller and Upadhyay^[25] 的研究思路实证考察制造业地理集中度对生产率离散程度的直接影响,并从资源误置角度构建生产率分解模型,考察制造业地理集中的微观影响机制,得出以下主要结论与启示:

第一,制造业地理集中会导致行业生产率离散程度的上升,从而加剧行业内企业间的资源误置问题。基于所有制差异分析,结果表明外资比重的提高对制造业地理集中扩大生产率离散程度具有正向作用。在此基础上,本文从产业集聚发展阶段的角度进一步探讨产业集聚对资源错配的非线性效应,发现制造业空间集聚效应在不同所有制条件下对资源错位的影响具有非线性阈值特征。这是因为在制造业地理集中的初期,产业集聚带来了成本的锐减,促进了集聚区内部的资源合理配置,改善了资源错配;而到地理集中后期,生产要素相对稀缺的现象出现,资源配置逐渐偏离其均衡条件,使得要素价格上升,产生非经济性效应,从而加剧企业资源误置。进一步地,考虑到企业所有制结构后发现,若企业中外资比重越高,则地理集中度越高,行业内企业生产率离散程度就越大,从而恶化了资源误置效应。这也在一定程度上说明制造业地理集中存在资源误置的负效应。因此,各级政府在制定招商引资、促进经济集聚的“引进来”政策过程中,应慎重考虑相关政策实施后可能造成的过度集聚、拥挤效应以及资源误置等不良后果^[35-37]。

第二,由于“市场拥挤”等经济集聚的负向效应,制造业地理集中并不一定有利于企业生产率增长。具体来说,将制造业生产率增长率分解为水平效应、规模效应、进入效应及退出效应后发现,制造业地理集中所产生的水平效应为正,但规模效应、企业进入效应以及企业退出效应为负。这说明制造业地理集中带来的资源误置负效应超过水平效应,从而导致地理集中对企业生产率增长产生了抑制作用,且这种抑制作用主要来源于对企业退出的阻碍。因此,各级政府在制定各种产业政策时应继续发挥市场在资源配置中的决定性作用,进而实现资源配置的动态均衡与企业正常的进入退出。

第三,异质性分析发现:制造业地理集中对劳动密集型企业生产率增长的抑制作用更显著;不同于珠三角和中西部地区,长三角地区制造业地理集中对 TFP 增长率有抑制作用。事实上,长三角区域内的集聚规模趋于饱和,没有更多的资源可以支撑企业进一步集聚,于是制造业地理集中开始抑制 TFP 增长率的提高。而同样较为发达的珠三角却由于加强了与我国港澳地区的联系,扩大了资源输入。因此,各级政府在制定区域经济发展政策时应充分考虑地区发展的趋势和差异,实施因地制宜、因时制宜的区域经济政策与措施。

注释:

- ①该净影响效应的符号未可知,当空间集聚有利于提高企业利润时 $\varphi(\theta)_j > 0$,此时存在正向净效应;当空间集聚导致企业利润降低时 $\varphi(\theta)_j < 0$,此时存在负向净效应。
- ②采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业与制造业在补贴力度和行业特征方面差异较大,故将研究对象限定在制造业,剔除非制造业工业企业。
- ③相较于其他空间集聚的测算方式,DO 指数的优点体现在两个方面。第一,DO 指数使用非参数方法直接估计企业间距离的核密度函数,从而排除人为空间尺度选取的干扰。第二,DO 指数通过反事实检验对企业所在位置进行随机化处理,构造置信区间,从而对产业集聚状态进行统计检验。
- ④劳动密集型行业包括黑色金属矿采业、煤炭开采和洗选业、非金属矿采选业、石油和天然气开采业、食品制造业、有色金属矿采选业、饮料制造业、农副食品加工业、烟草加工业、纺织服装、鞋帽制造业、纺织业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业、家具制造业、制纸及纸制品业、木材加工及木竹藤棕草制品业、文教体育用品制造业、印刷业和记录媒介的复制、橡胶制品和塑料制品业。

参考文献:

- [1]刘奕辰 栾维新 万述林. 制造业服务化是否匹配制造业生产效率——基于联立方程的多重中介效应实证[J]. 山西财经大学学报 2020(1): 56-71.
- [2]BRACKMAN S ,GARRETSEN H ,ZHAO Z. Spatial concentration of manufacturing firms in China [J]. Papers in regional science 2017 96(S1) : 179-205.
- [3]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.
- [4]孙畅 黄梓轩. 产业匹配视域下中国经济高质量发展的动力来源——基于门槛效应的实证研究[J]. 统计与信息论坛 2020(4): 52-60.
- [5]DOLLAR D ,WEI S J. Das(wasted) kapital: firm ownership and investment efficiency in China. [J]. IMF working papers , No. 13103 2007.
- [6]潘越 杜小敏. 劳动力流动、工业化进程与区域经济增长——基于非参数可加模型的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究 2010(5): 34-48.
- [7]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 2013(3): 12-22.
- [8]赵素萍 葛明. 进口国制度质量影响出口贸易效率的异质性研究——理论机制与中国经验[J]. 西部论坛 2020(3): 93-105.
- [9]孙元元 张建清. 中国制造业省际间资源配置效率演化: 二元边际的视角[J]. 经济研究 2015(10): 89-103.
- [10]季书涵 朱英明. 产业集聚的资源错配效应研究[J]. 数量经济技术经济研究 2017(4): 57-73.
- [11]COMBES P P ,DURANTON G ,GOBILLON L ,et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection [J]. Econometrica 2012 80(6): 2543-2594.
- [12]BEHRENS K ,ROBERT-NICOUD F. Survival of the fittest in cities: urbanisation and inequality [J]. The economic journal 2014 124(581) : 1371-1400.
- [13]FORSLID R ,OKUBO T. Spatial sorting with heterogeneous firms and heterogeneous sectors [J]. Regional science and urban economics 2014 46: 42-56.
- [14]许家云 毛其淋 杨慧. 出口退税率差异化的资源误置效应: 基于中国制造业生产率动态分解的视角[J]. 统计研究 2017(6): 27-37.
- [15]钱学锋 张洁 毛海涛. 垂直结构、资源误置与产业政策[J]. 经济研究 2019(2): 54-67.
- [16]HSIEH C T ,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. The quarterly journal of economics 2009 124(4): 1403-1448.
- [17]蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济 2016(5): 54-77.
- [18]刘竹青 佟家栋. 要素市场扭曲、异质性因素与中国企业的出口-生产率关系[J]. 世界经济 2017(12): 76-97.
- [19]邵宜航 李泽扬. 空间集聚、企业动态与经济增长: 基于中国制造业的分析[J]. 中国工业经济 2017(2): 5-23.
- [20]肖兴志 李沙沙. 产业集聚对制造业资源错配的纠正效应: 线性抑或非线性[J]. 产业经济研究 2018(5): 1-13.
- [21]DURANTON G ,PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies [J]. Handbook of regional and urban economics 2004 4: 2063-2117.
- [22]聂辉华 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济 2011(7): 27-42.
- [23]陈阳 唐晓华. 制造业集聚对城市绿色全要素生产率的溢出效应研究——基于城市等级视角[J]. 财贸研究 , 2018(1): 1-15.
- [24]BRÜLHART M ,MATHYS N A. Sectoral agglomeration economies in a panel of European regions [J]. Regional science and urban economics 2008 38(4): 348-362.
- [25]MILLER S M ,UPADHYAY M P. The effects of openness ,trade orientation ,and human capital on total factor productivity [J]. Journal of development economics 2000 63(2): 399-423.
- [26]HULTEN C R ,BENNATHAN E ,SRINIVASAN S. Infrastructure ,externalities ,and economic development: a study of the Indian manufacturing industry [J]. The World Bank economic review 2006 20(2): 291-308.
- [27]杨汝岱 朱诗娥. 集聚、生产率与企业出口决策的关联[J]. 改革 2018(7): 86-97.
- [28]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation ,testing ,and inference [J]. Journal of econometrics , 1999 93(2): 345-368.

- [29] 金晓雨. 政府补贴、资源误置与制造业生产率[J]. 财贸经济 2018(6): 45-59.
- [30] GRILICHES Z, REGEV H. Firm productivity in Israeli industry 1979—1988[J]. Journal of econometrics, 1995, 65(1): 175-203.
- [31] 周康. 政府补贴、贸易边际与出口企业的核心能力——基于倾向值匹配估计的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2015(10): 48-58.
- [32] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[R]. NBER working paper, No. 3977, 1992.
- [33] SYVERSON C. Product substitutability and productivity dispersion[J]. Review of economics and statistics, 2004, 86(2): 534-550.
- [34] BALASUBRAMANIAN N, SIVADASAN J. Capital resalability, productivity dispersion, and market structure[J]. Review of economics and statistics, 2009, 91(3): 547-557.
- [35] 何理, 冯科. 非正式制度、市场化进程与政府补贴——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 北京工商大学学报(社会科学版) 2020(2): 116-126.
- [36] 刘震, 庞雨蒙, 潘雨晨. OFDI 如何影响装备制造企业结构性分解的全要素生产率? ——基于差异性路径的分析[J]. 浙江工商大学学报 2020(2): 85-100.
- [37] 黄蕊, 张肃. 梯度转移理论下我国区域创新极化效应与扩散效应的非对称性影响研究[J]. 商业经济与管理, 2019(12): 88-97.

(责任编辑: 枫 远)

The geographical concentration of Chinese manufacturing and enterprise dynamic resource misallocation under ownership difference: a micro examination based on productivity distribution

WANG Yang

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100026, China)

Abstract: Based on a resource misallocation model with spatial agglomeration factor, using the data of China Industrial Enterprise Database from 2008 to 2013, this paper constructs a productivity decomposition model from the perspective of resource misallocation to empirically examine the microscopic impact mechanism of manufacturing geographical concentration. The study finds that: first, the geographical concentration of manufacturing increases productivity dispersion. Under ownership difference, the increase of the proportion of foreign investment is not conducive to mitigating productivity dispersion, thus exacerbating the misallocation of resources. Second, there is a threshold effect on the influence of the geographical concentration of manufacturing industry on the degree of industry productivity dispersion, showing an “U”-shaped non-linear characteristic, and there is a significant ownership difference. Third, tests of micro-mechanisms find that the dampening effect of geographical concentration in manufacturing on enterprise productivity growth arises mainly from the impediments to firm exit. Fourth, from an industry perspective, the inhibitory effect of manufacturing geographical concentration on the productivity growth of labor-intensive enterprises is more pronounced. From a regional perspective, the geographic concentration of manufacturing industries in the Yangtze River Delta has a dampening effect on TFP growth rates, while it has a boosting impact in the Pearl River Delta and the central and western regions. These findings provide a corresponding micro explanation for understanding how industrial geographical concentration affects productivity distribution and how to improve resource misallocation. They have important implications for China’s factor marketization reform and the formulation of coordinated regional development policies.

Key words: geographical concentration; resource misallocation; productivity dispersion; TFP growth rate; heterogeneity