

产业集聚对制造业资源错配的纠正效应： 线性抑或非线性？

肖兴志 李沙沙

(东北财经大学 产业组织与企业组织研究中心, 辽宁 大连 116025)

摘要:改善资源错配是提高全要素生产率水平、实现中国经济高质量发展的关键因素。基于中国制造业微观企业数据,具体探讨产业集聚对中国制造业资源错配的影响效应。研究表明:在政府干预和市场经济的共同作用下,中国制造业产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系,产业集聚水平只有高于临界值才能起到降低资源错配的作用;而且,产业集聚对资源错配的改善作用存在显著的滞后性;此外,产业集聚对资源错配的改善作用主要表现在技术密集型行业中,产业集聚对资源错配的影响具有显著的行业异质性。研究结论对改善中国制造业资源配置具有参考价值。

关键词:产业集聚;资源错配;全要素生产率;EG指数;中国制造业

中图分类号:F124.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2018)05-0001-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.05.001

一、引言

改革开放以来,中国经济发展迅速,但是中国经济的发展模式以资源消耗为主。为了推动中国经济转型升级,促进经济、社会可持续发展,矫正要素配置扭曲,实现资源最优配置变得越来越重要。关于资源配置问题的研究一直以来受到学者的广泛关注,Hsieh and Klenow^[1]研究发现,如果中国制造业的资源配置水平和美国相等,那么中国制造业TFP能够增加30%~50%。Aoki^[2]研究表明,资源再配置能够解释不同发达国家20%的生产率差异。Brandt *et al.*^[3]发现1985—2007年中国非农业经济资源错配导致20%的TFP损失。国内外大量研究表明,资源错配会降低全要素生产率,并阻碍经济增长和经济发展。因此,结合中国新时期经济发展现状,探索资源错配的影响因素,矫正资源配置扭曲,实现社会资源的最优配置,有助于提高中国制造业企业全要素生产率水平,促进经济、社会可持续发展,以及推进经济转型升级。

已有研究从政府干预^[4]、企业所有制差异^[5]、生产性服务业嵌入^[6]等不同视角分析了中国资源错配的现状、资源错配的来源和资源错配的改善,对资源错配问题的研究做出了重大贡献,但是多数研究忽视了中国经济发展过程中的一个重要现象对资源错配的影响,即经济活动在地理空间上的不断集中。中国制造业企业在发展过程中,通过集聚在某一地理范围内以分享集聚所带来的好处,不仅提高了企业和要素资源之间的匹配效率,还加剧了企业面临的市场竞争,市场竞争通过淘汰落后

收稿日期:2018-06-20;修回日期:2018-08-16

作者简介:肖兴志(1973—),男,四川邻水人,经济学博士,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心教授、博士生导师,研究方向为产业经济与政府规制;李沙沙(1989—),女,河北邯郸人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心博士研究生,研究方向为产业经济与政府规制。

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71873025);全国文化名家暨“四个一批”人才工程理论界入选项目(0016073)

企业或降低落后企业的市场份额,使高效率企业获得所需要的市场资源或提高高效率企业的市场份额,使生产资源得到更加合理的配置。然而,中国制造业产业集聚的形成和发展受到政府干预的影响^[7]。在政府不当干预的引导下,企业为了寻求“政策租”而形成虚假产业集聚,这种集聚实质上是低水平的企业“扎堆”,企业“扎堆”会造成严重的产业同构、重复建设、资源浪费等问题^[8],进而加剧资源错配,因此,中国制造业产业集聚不仅是企业在集聚外部性的引导下自发形成的,产业集聚的形成过程还受到政府不当干预的影响。

本文通过理论模型构建和影响机制分析探讨了在市场机制和政府干预的双重影响下,中国制造业的产业集聚对资源错配的影响效应,并对产业集聚和资源错配的关系进行了实证检验。本文对产业集聚和资源错配关系问题的研究不仅为提高产业集聚水平、发展集聚经济的重要性提供了证据支持,还表明提高产业集聚水平应该以市场机制下企业自发形成为主,政府应该积极调整其市场干预方式,使产业集聚能够最大限度地发挥其对资源配置的改善作用。本文为集聚经济的发展以及资源配置的改善提供了新的启示。

二、模型构建和机理分析

为了分析产业集聚对资源错配的影响效应,本文借鉴 Hsieh and Klenow^[1]的方法构建理论模型。假设最终产品市场是完全竞争的,最终产品市场的产出为 Y , 市场价格为 P , 最终产品由代表性企业以 N_s 个垄断竞争行业的产品作为中间投入品,并采用 Cobb-Douglas 生产技术进行生产,代表性企业的生产函数为:

$$Y = \prod_{s=1}^{N_s} Y_s^{\theta_s}, \quad \sum_{s=1}^{N_s} \theta_s = 1 \quad (1)$$

中间投入品市场假设为垄断竞争市场,第 s 个中间投入品行业的总产出 Y_s 为行业内 M_s 个企业产出 Y_{si} 的 CES 函数,即:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

假设异质性行业 s 内企业 i 采用资本、劳动和技术作为投入要素,企业生产函数为:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \quad (3)$$

其中, Y_{si} 表示企业产出水平, A_{si} 表示企业全要素生产率水平, K_{si} 为企业资本投入, L_{si} 为企业劳动力投入, α_s 为企业所属行业 s 的资本产出弹性。

假设 τ_Y 表示产品市场扭曲, τ_K 表示资本要素相对扭曲。借鉴邵宜航和李泽杨^[9]的方法,在利润函数中引入产业集聚因素,假设企业的利润函数为:

$$\pi_{si} = (1 - \tau_{Ysi}) P_{si} Y_{si} - \omega L_{si} - (1 + \tau_{Ksi}) R K_{si} + v(\phi)_{si} Y_{si} \quad (4)$$

其中, π_{si} 为企业利润, ω 为劳动工资, R 为资本报酬, P_{si} 为企业面临的产品价格, $v(\phi)_{si} Y_{si}$ 表示产业集聚对企业利润的净影响。当产业集聚有助于提高企业利润时, $v(\phi)_{si} > 0$; 当产业集聚导致企业利润下降时, $v(\phi)_{si} < 0$ 。 ϕ 表示企业所面临的产业集聚水平。

由利润最大化条件可得劳动要素和资本要素的市场均衡条件,如式(5)和式(6)所示:

$$MRPL_{si} = \frac{(\sigma - 1)(1 - \alpha_s) P_{si} Y_{si}}{\sigma L_{si}} = \frac{P\omega}{(1 - \tau_{Ysi}) P + v(\phi)_{si}} \quad (5)$$

$$MRPK_{si} = \frac{(\sigma - 1)\alpha_s P_{si} Y_{si}}{\sigma K_{si}} = \frac{PR(1 + \tau_{Ksi})}{(1 - \tau_{Ysi}) P + v(\phi)_{si}} \quad (6)$$

当要素的边际产品价值等于要素的市场价格时,资源配置达到最优,当要素的边际产品价值和要素的市场价格不等时,要素市场存在资源错配问题。产业集聚对要素市场均衡条件的影响可以通过产业集聚对要素的边际产品价值和要素价格之间偏离程度的影响来反映,要素边际产品价值和要

素价格的偏离程度如下式所示:

$$\Delta L_{si} = MRPL_{si} - \omega = \frac{[\tau_{Ysi}P - v(\phi)_{si}]\omega}{(1 - \tau_{Ysi})P + v(\phi)_{si}} \quad (7)$$

$$\Delta K_{si} = MRPK_{si} - R = \frac{[(\tau_{Ksi} + \tau_{Ysi})P - v(\phi)_{si}]R}{(1 - \tau_{Ysi})P + v(\phi)_{si}} \quad (8)$$

已有研究表明,中国要素市场普遍存在要素价格扭曲,而且资本和劳动要素均存在不同程度的负向扭曲,即要素边际产品价值大于要素价格,要素市场普遍存在要素价格被低估的问题,因此,假设 $\Delta L_{si} > 0$ 且 $\Delta K_{si} > 0$ 。进一步地,将(7)式和(8)式分别对产业集聚的净效应 $v(\phi)_{si}$ 求偏导,偏导数的符号反映了产业集聚的净效应对资源配置影响的作用方向,如(9)式和(10)式所示:

$$\frac{\partial \Delta L_{si}}{\partial v(\phi)_{si}} = \frac{-P\omega}{[(1 - \tau_{Ysi})P + v(\phi)_{si}]^2} < 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \Delta K_{si}}{\partial v(\phi)_{si}} = \frac{-PR(1 + \tau_{Ksi})}{[(1 - \tau_{Ysi})P + v(\phi)_{si}]^2} < 0 \quad (10)$$

由(9)式和(10)式可得到如下结论:当产业集聚的净效应越大时,即 $v(\phi)$ 越大,产业集聚带来的正效应越大或负效应越小,此时,要素的边际产品价值和要素价格之间的差距越小,即 ΔL 和 ΔK 越小,表明资源错配得到改善;当产业集聚的净效应越小时,即 $v(\phi)$ 越小,产业集聚的负效应越大或正效应越小,此时,要素的边际产品价值和要素价格之间的差距越大,即 ΔL 和 ΔK 越大,表明要素市场资源错配越严重。因此,产业集聚的正效应和资源错配负相关,产业集聚的负效应和资源错配正相关,产业集聚既有可能改善资源错配又有可能加剧资源错配。

一方面,产业集聚有助于改善资源错配。Marshall^[10]认为企业通过在某一地理范围内集聚能够获得专业化的劳动力、中间投入品共享以及知识和信息溢出等外部规模经济效应,Duranton and Puga^[11]进一步将集聚经济的微观机制总结为:共享、匹配和学习。陈旭等^[12]认为经济活动的空间集聚通过信息共享、技术溢出以及规模经济等外部经济效应能够提升资源配置效率。(1)产业集聚有助于降低市场的信息不对称,引导要素资源由劣质企业转向优质企业,进而提高资源配置效率,盛丹和王永进^[13]对信贷市场的研究证明了这一点。(2)集聚区内不同的市场主体之间通过沟通交流和相互学习能够掌握更多的知识,而知识的产生、扩散和累积会影响要素资源的流动,进而影响资源配置。(3)产业集聚带来的规模效应使资本和人才集聚,并使中心与外围腹地经济范围持续扩大,技术水平不断提高,从而改善资源配置^[14]。产业集聚还会扩大本地劳动力市场,提高劳动力和企业之间的匹配度,从而有助于促进区域内要素的流动和合理配置^[15]。(4)集聚所带来的市场竞争会降低低生产率企业的市场份额或迫使低生产率企业退出集聚区,使集聚地区的生产资源由低生产率企业流向高生产率企业,进而改善资源配置。王永进和张国峰^[16]对开发区的研究支持了这一点。综上所述,产业集聚所带来的信息共享、技术溢出、规模经济以及市场竞争对资源配置具有改善作用。

另一方面,产业集聚也会加剧资源错配。产业集聚在改善资源错配的同时还可能会导致资源配置恶化,加剧资源错配。产业集聚加剧资源错配的可能原因如下:(1)中国制造业产业集聚的形成和发展受到政府干预的影响,地方政府为了完成政绩考核目标、追求GDP增长,通过提供财政补贴、税收优惠、融资借款等方式进行招商引资,在政府不当干预的引导下,大量企业为了寻求“政策租”而形成虚假产业集聚,这种虚假产业集聚实质上是低水平的企业“扎堆”,并不是在集聚外部性的引导下自发形成的,这种低水平的企业“扎堆”会造成严重的产业同构、重复建设、资源浪费等问题。因此,在政府不当干预的引导下,集聚区内大量低生产率的“扎堆”企业得以生存,集聚区内生产资源被低生产率企业占有,导致高生产率企业被迫缩小市场份额或退出生产,进而导致资源错配,政府干预下的虚假产业集聚不仅不利于改善资源配置,还会加剧资源错配。(2)为了获得集聚经济正的外部性或者“政策租”所带来的

好处,企业更倾向于定位在集聚区或有政策优惠的地区。随着区域内企业数量的增加,产业集聚还会带来拥挤效应^[17-18]。拥挤效应会造成要素资源短缺、要素价格上涨,阻碍资源自由流动,进而导致资源错配,并且企业之间为了争夺生产要素而进行的恶性竞争会进一步加剧资源错配。

从产业集聚的形成和发展过程来看,中国地方政府对经济集聚的过度干预普遍存在^[19],地方政府通过提供各种优惠政策进行招商引资,在地方政府的不当干预下,企业为了追求“政策租”而“扎堆”形成虚假产业集聚,这种虚假产业集聚会造成严重的资源浪费和资源错配,并且随着低生产率的“扎堆”企业的进入,虚假产业集聚水平不断提高,资源错配越来越严重,而且政府主导下的虚假产业集聚发展速度很快,很容易产生拥挤效应^[19],因此在产业集聚发展初期,随着产业集聚水平的提高,资源错配越来越严重。与此同时,随着产业集聚水平的提高,集聚区内企业数量不断增加,企业之间会产生各种相互作用,进而集聚效应逐渐显现^[8],集聚效应可能会通过信息共享、技术溢出、规模经济或市场竞争改善资源错配。由于集聚效应具有空间根植性,随着产业集聚水平的提高,产业集聚对资源错配的改善作用会变大。此外,随着产业集聚水平的提高,企业将面临更加激烈的市场竞争,在“优胜劣汰”的市场环境中,低水平的“扎堆企业”或者进行研发创新或者被迫退出市场,进而缓解了虚假产业集聚带来的资源错配问题,当产业集聚改善资源错配的作用逐渐超过产业集聚加剧资源错配的作用时,提高产业集聚水平有助于改善资源错配。

结合公式(9)和公式(10), ϕ 表示企业所面临的产业集聚水平, $v(\phi)$ 为产业集聚带来的净效应,假设 ϕ_c 为产业集聚水平的临界值, F 为资本 K 和劳动 L 的统一表达式,则有(11)式成立:

$$\begin{cases} \frac{\partial \Delta F_{si}}{\partial v(\phi)_{si}} \cdot \frac{\partial v(\phi)_{si}}{\partial \phi} > 0 & \text{当 } \phi < \phi_c \\ \frac{\partial \Delta F_{si}}{\partial v(\phi)_{si}} \cdot \frac{\partial v(\phi)_{si}}{\partial \phi} < 0 & \text{当 } \phi > \phi_c \end{cases} \quad (11)$$

(11)式表明,当产业集聚水平较低时,提高产业集聚水平会加剧资源错配,当产业集聚水平较高时,提高产业集聚水平有助于改善资源错配,产业集聚和资源错配之间呈非线性关系。

三、模型设定、变量选择和数据说明

(一) 模型设定

产业集聚不仅有助于改善资源错配,还可能会加剧资源错配,产业集聚和资源错配之间存在非线性关系,因此,本文在计量模型中加入产业集聚的二次项,模型设定如下:

$$MA_{jt} = \beta_0 + \beta_1 EG_{jt} + \beta_2 EG_{jt}^2 + \beta_3 Z_{jt} + \lambda_t + \eta_j + \varepsilon_{jt} \quad (12)$$

$$Z_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 size_{jt} + \alpha_2 sunk_{jt} + \alpha_3 fix_{jt} + \alpha_4 state_{jt} + \alpha_5 foreign_{jt} + \mu_{jt} \quad (13)$$

其中,下标 j 代表行业,下标 t 代表时间, MA 代表资源错配,本文分别采用行业内企业生产率的标准差 MA^1 和四分位数差 MA^2 衡量, EG 代表产业集聚, Z 为控制变量, β_0 为截距项, λ 为时间固定效应, η 为行业固定效应, ε 为随机扰动项。控制变量包括企业规模 $size$ 、沉没成本 $sunk$ 、固定成本 fix 、国家所有 $state$ 、外资所有 $foreign$, α_0 为截距项, μ 为随机扰动项。

考虑到集聚具有“滚雪球”特性^[10]和滞后性^[18],即越来越多的企业愿意集聚在一起以分享集聚外部性所带来的好处,位于集聚区的企业面临的产业集聚水平会越来越高,因此,当期产业集聚水平和滞后期产业集聚水平可能存在显著差异,进而对资源错配产生不同的影响,本文将产业集聚的一期滞后项加入计量模型。此外,本文还将资源错配的一期滞后项加入计量模型,以控制前一期其他因素的影响,最终构建自回归分布滞后模型如下:

$$MA_{jt} = \beta_0 MA_{j,t-1} + \beta_1 EG_{jt} + \beta_2 EG_{j,t-1} + \beta_3 Z_{jt} + \eta_j + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

$$Z_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 size_{jt} + \alpha_2 sunk_{jt} + \alpha_3 fix_{jt} + \alpha_4 state_{jt} + \alpha_5 foreign_{jt} + \mu_{jt} \quad (15)$$

(二) 变量选择

1. 产业集聚

本文采用 Ellison and Glaeser 提出的 EG 指数^[20-21]测算中国制造业的产业集聚程度, EG 指数计算公式如下:

$$EG_j = \frac{\sum_s (\omega_s - x_s)^2 - (1 - \sum_s x_s^2) \sum_i (e_{ij} / \sum_i e_{ij})^2}{(1 - \sum_s x_s^2) (1 - \sum_i (e_{ij} / \sum_i e_{ij})^2)} \quad (16)$$

其中, i 、 j 、 s 分别代表企业、三位数行业、四位数地区。 e_{ij} 代表行业 j 内企业 i 的就业人数, x_s 代表某地区所有行业就业人数占全国所有行业就业人数的比重, ω_s 代表某行业在某地区的就业人数占该行业全国就业人数的比重。 EG_j 代表行业 j 的产业集聚水平, 该指数越大表示产业集聚水平越高。

2. 资源错配

在完全竞争的市场环境下, 企业具有相同的生产率水平, 资源配置达到最优。反之, 在不完全竞争的市场条件下, 或者经济受到外部冲击时, 如政府补贴或税收、行业进入与退出壁垒等, 资源不能自由地从低生产率企业流向高生产率企业, 高生产率企业因受要素资源的限制被迫缩减产出或退出市场, 低生产率企业在市场中生存下来, 进而企业生产率离散程度变大。因此, 本文采用企业全要素生产率离散程度衡量资源错配, 生产率离散程度越大表示资源错配越严重^[22]。

测算企业全要素生产率离散程度需要估算企业全要素生产率水平, 本文采用 Olley and Pakes^[23] 提出的 OP 半参数估计法估算企业全要素生产率水平, 因为 OP 法能够解决同时性偏误和样本选择偏误, 从而得到更加精确的估计结果。企业全要素生产率的估算模型为: $\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \omega_{it} + \mu_{it}$, 其中, Y 为工业增加值, 本文借鉴盖庆恩等^[24]的方法对 2001 年和 2004 年工业增加值的缺失值进行补充, 并用 1998 年为基期的工业生产者出厂价格指数进行平减得到实际工业增加值; K 为资本存量, 采用固定资产净值表示^[5]; I 为本年固定资产实际投资额, 采用相邻两年固定资产原值之差衡量, 固定资产原值和固定资产净值均采用 1998 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减; L 为从业人员数量; ω 为被企业决策者观察到而研究人员未观察到的生产率冲击; μ 为同时没有被企业决策者和研究人员观察到的生产率冲击。为排除时间趋势和行业属性对生产率离散程度的影响, 本文首先对全要素生产率去除时间趋势, 再进行标准化处理^[25], 最后采用全要素生产率离散程度衡量资源错配。行业的生产率离散程度通常采用行业内企业全要素生产率的标准差 (MA^1) 以及四分位差 (MA^2) 衡量, 即:

$$MA_{jt}^1 = sd(TFP_{it}) \quad , MA_{jt}^2 = TFP_{it}^{75} - TFP_{it}^{25} \quad (17)$$

3. 控制变量

本文参照已有的研究成果, 选取以下变量作为控制变量: (1) 企业规模。采用行业内平均工业销售产值实际值的对数值衡量行业平均企业规模。(2) 沉没成本。采用行业内资本存量和工业增加值之比衡量行业平均沉没成本^[26]。(3) 固定成本。采用行业内企业管理费用占工业增加值的比重表示行业平均固定成本^[27]。(4) 所有制分布。本文参考杨汝岱^[28]、李沙沙和尤文龙^[21]的方法, 将注册登记类型为 110、141、143、151 的企业定义为国有企业, 将注册登记类型为 300、310、320、330、340、200、210、220、230、240 的企业定义为外资企业, 对于注册登记类型为 130、159、160 的企业, 根据国家资本金、港澳台资本金和外商资本金将这些企业划分为国有企业、外资企业, 最后结合蒋为^[26]的方法, 采用行业内国有企业个数占行业内企业总数的比值衡量行业平均国家所有程度, 采用行业内外资企业个数占行业内企业总数的比值衡量行业平均外资所有程度。(5) 时间虚拟变量。加入时间虚拟变量用以控制不同时间的外部经济冲击、技术进步等因素的影响。(6) 行业虚拟变量。加入行业虚拟变量用以控制不同行业的技术创新能力、市场竞争程度等因素对资源配置的影响。

(三) 数据说明

本文使用的数据源于 1998—2007 年的中国工业企业数据库。该数据样本量大、信息齐全,但同时存在指标缺失、指标异常、匹配混乱等问题。因此,本文借鉴 Brandt *et al.* [29] 的方法对数据进行匹配,并借鉴聂辉华等 [30]、靳来群等 [5] 的方法进行样本筛选,还对样本期间的行业代码和地区代码进行转换和统一。

(1) 样本筛选: 剔除固定资产原值、固定资产净值、总资产、总固定资产、工业增加值、工业总产值、中间投入等为零、为负和缺失的样本; 剔除固定资产净值大于总资产、固定资产净值大于固定资产原值、流动资产大于总资产、总固定资产大于总资产、本年折旧大于累计折旧、工业增加值大于总产出、中间投入大于总产出、销售额小于 500 万元、从业人数少于 8 人、开工时间小于 1949 年或大于 2007 年以及企业年龄小于零的样本,以避免异常值的影响。(2) 统一行业代码,因为 1998—2002 年采用的是 1994 版《国民经济行业分类与代码》(GB/T4754-1994),而 2003—2007 年采用的是 2002 版《国民经济行业分类与代码》(GB/T 4754-2002),本文将 1994 版的行业代码转换为 2002 版的行业代码。由于本文主要研究对象为中国制造业,因此将非制造业样本剔除。(3) 统一地区代码,根据《中华人民共和国行政区划代码》,按照 GBT2260-1995 版、GBT2260-1999 版和 GBT2260-2002 版的行政区划代码表,统一样本期间的地区代码。

四、实证检验结果

(一) 基准回归

1. 非线性关系检验

为了检验产业集聚和资源错配之间的非线性关系,本文采用面板双固定效应回归模型进行估计,因为双固定效应回归模型能够同时控制个体固定效应和时间固定效应,可以解决由不随个体变化或不随时间变化因素带来的遗漏变量偏倚造成的内生性问题,表 2 为双固定效应回归模型的估计结果。

模型(1)和模型(4)的回归结果表明,不论是采用企业全要素生产率的标准差衡量资源错配还是采用全要素生产率的四分位差衡量资源错配,产业集聚和资源错配之间均不存在显著的线性关系。模型(2)和模型(5)为加入产业集聚二次项以后的回归结果,回归结果显示,产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系。模型(3)和模型(6)为进一步加入控制变量以后的回归结果,研究表明产业集聚和资源错配之间依然呈显著的倒“U”型关系。总之,随着产业集聚水平的提高,中国制造业资源错配呈先恶化后改善的趋势。模型(3)的回归结果显示,中国制造业产业集聚和资源错配之间所呈现的倒“U”型曲线在拐点处所对应的产业集聚水平为 0.032 1,因此,当产业集聚水平低于 0.032 1 时,提高产业集聚水平会造成资源错配,而当产业集聚水平高于 0.032 1 以后,继续提高产业集聚水平有助于降低资源错配。然而,1998 年中国制造业三位数行业分类下有 88.61% 的行业产业集聚水平小于拐点,2007 年有 83.54% 的行业产业集聚水平小于拐点。模型(6)的回归结果表明,中国制造业产业集聚和资源错配之间呈现的倒“U”型曲线在拐点处的产业集聚水平为 0.036 4,1998 年中国制造业三位数行业分类下有 90.51% 的行业产业集聚水平小于拐点,2007 年有 85.44% 的行业产业集聚水平小于拐点。因此,在 1998—2007 年间,中国制造业主要位于倒“U”型曲线的左端,即中国多数制造业位于提高产业集聚水平会造成资源错配的阶段。

表 1 核心变量的描述性统计

变量名	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
资源错配	MA ¹	1 579	0.977 0	0.107 0	0.311 0	1.399 0
资源错配	MA ²	1 580	1.233 0	0.1740	0.000 0	2.140 0
产业集聚	EG	1 579	0.016 4	0.017 7	-0.026 0	0.139 0
企业规模	size	1 580	11.020 0	0.782 0	9.356 0	15.330 0
沉没成本	sunk	1 580	2.230 0	3.346 0	0.462 0	66.140 0
固定成本	fix	1 580	0.201 0	0.083 6	0.048 9	0.748 0
国家所有	state	1 580	0.130 0	0.154 0	0.000 0	1.000 0
外商所有	foreign	1 580	0.236 0	0.144 0	0.000 0	0.707 0

表2 非线性关系检验结果

	MA ¹			MA ²		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EG	-0.279 3 (-0.505 5)	1.768 5** (2.175 3)	1.443 7** (2.042 2)	-0.178 8 (-0.180 9)	3.185 3** (2.029 9)	2.837 9** (2.030 4)
EG ²		-26.596 5*** (-4.144 3)	-22.453 2*** (-3.149 9)		-43.692 1*** (-3.389 5)	-39.033 7*** (-2.656 1)
控制变量			控制			控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.191 9	0.217 1	0.354 8	0.236 3	0.258 7	0.365 7
F	25.059 4	25.342 4	31.229 4	21.827 4	21.807 7	27.561 0
N	1 579	1 579	1 579	1 579	1 579	1 579

注: 双固定效应回归采用稳健标准误, 小括号中的数字为 t 值, ***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%。

2. 动态滞后性检验

本文分别采用面板最小二乘法(OLS)、固定效应模型(FE)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)对计量模型进行估计。由于 OLS 和 FE 估计法无法解决动态面板模型的内生性问题,而 SYS-GMM 法能够有效解决动态模型的内生性问题^[31],估计结果更加精确,因此,本文采用 SYS-GMM 法的估计结果。两步 SYS-GMM 估计结果比一步 SYS-GMM 估计结果更加有效,但是两步 SYS-GMM 估计量的标准误下偏,因此本文采用 Windmeijer^[32]提出的标准误对两步 SYS-GMM 估计量的标准误进行修正。SYS-GMM 法成立的前提是扰动项无自相关和不存在过度识别问题,表 3 中模型(3)和模型(6)的 AR(2) 检验接受原假设,表明扰动项无自相关假设成立,Sargan 检验结果表明模型不存在过度识别问题,因此模型设定正确。此外,由于 OLS 法估计的自回归系数偏高,FE 法估计的自回归系数偏低,若 SYS-GMM 法估计的自回归系数位于二者之间,说明 SYS-GMM 法得到的估计结果是可信的^[18]。本文采用两步 SYS-GMM 法估计的资源错配变量的一期滞后项($L \cdot MA$)的系数正好位于 OLS 法和 FE 法估计的系数之间,因此,本文采用两步 SYS-GMM 估计法得到的结果是可信的。

表3 动态滞后性检验结果

	MA ¹			MA ²		
	OLS (1)	FE (2)	SYS-GMM (3)	OLS (4)	FE (5)	SYS-GMM (6)
$L \cdot MA$	0.602 0*** (15.892 7)	0.180 7*** (2.820 2)	0.239 7*** (3.809 9)	0.557 3*** (11.223 1)	0.177 9*** (3.103 8)	0.253 2*** (3.375 5)
EG	0.596 (1.028 7)	0.744 9* (1.695 9)	3.999 8*** (3.552 2)	0.840 4 (1.006)	1.235 (1.393 2)	3.848 4*** (2.644 3)
$L \cdot EG$	-0.925 2 (-1.573 1)	-1.288 0*** (-2.923 1)	-2.827 2*** (-2.958 4)	-1.385 6* (-1.680 5)	-1.262 7 (-1.404 5)	-4.170 6*** (-2.833 8)
R ²	0.549 6	0.329 1		0.514 4	0.363 8	
F	116.768 3	44.596 8		131.683 8	42.040 4	
N	1 420	1 420	1 420	1 420	1 420	1 420
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1) 检验			-3.514 3 (0.000 4)			-3.571 1 (0.000 4)
AR(2) 检验			-0.013 0 (0.989 6)			0.799 8 (0.423 8)
Sargan 检验			152.058 3 (0.212 0)			153.842 9 (0.181 9)

注: 两步系统 GMM 估计采用稳健标准误, 小括号中的数字为 t 值, ***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%。

表3中模型(3)的自回归系数显著为正,表明若前一期资源错配提高1%,当期资源错配提高0.2397%。当期产业集聚和滞后期产业集聚对资源错配的影响存在明显差别,当期产业集聚水平提高1%,资源错配提高3.9998%,滞后期产业集聚水平提高1%,资源错配降低2.8272%。模型(6)的回归结果同样表明当期产业集聚和资源错配之间存在显著的正相关关系,而滞后期产业集聚和资源错配之间存在显著的负相关关系。因此,产业集聚对资源错配的改善作用存在显著的滞后性。由于中国制造业产业集聚水平偏低,以及政府对经济集聚干预的普遍存在,产业集聚会先加剧资源错配,在回归结果中表现为当期产业集聚和资源错配之间呈正相关关系。又因为产业集聚具有“滚雪球”特性,越来越多的企业选择集聚在一起以分享集聚带来的好处,随着产业集聚水平的提高,产业集聚对资源错配的改善作用越来越大,而且产业集聚的竞争效应会迫使低效率的“扎堆”企业退出市场,一定程度上缓解了虚假产业集聚带来的资源错配问题,因此,产业集聚在后期有助于改善资源错配,在回归结果中表现为滞后期产业集聚降低资源错配。总之,产业集聚会先加剧资源错配后降低资源错配,产业集聚改善资源错配的作用存在显著的滞后性。该结论和表2模型(3)得到的产业集聚与资源错配之间存在倒“U”型关系的结论本质上具有一致性,即当产业集聚水平较低时,提高产业集聚水平会加剧资源错配,而当产业集聚水平高于某一临界值时,提高产业集聚水平有助于改善资源错配。

(二) 进一步分析

1. 行业异质性分析

由于产业集聚对资源错配的影响与产业集聚水平有关,而不同要素密集型行业的产业集聚水平可能不同,有必要从行业异质性的角度分析产业集聚对资源配置的影响效应,本文依据沈能等^[33]的方法,按照要素密集度将中国三位数行业分类下的制造业分为劳动密集型行业、资本密集型行业、资源密集型行业和技术密集型行业。产业集聚对资源错配的行业异质性检验结果如表4和表5所示。

表4 行业异质性检验结果: 资本密集型和资源密集型行业

	资本密集型行业				资源密集型行业			
	MA ¹		MA ²		MA ¹		MA ²	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EG</i>	1.214 8 (0.986 4)	5.235 0*** (4.680 6)	1.582 9 (0.626 0)	6.096 3* (2.085 7)	1.546 8* (1.781 2)	0.705 5 (0.458 2)	1.821 2 (1.294 6)	-0.623 1 (-0.215 0)
<i>EG</i> ²		-78.663 2*** (-4.795 6)		-88.315 6*** (-3.261 9)		20.247 7 (0.597 7)		58.827 6 (1.048 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.572 9	0.623 6	0.460 3	0.478 7	0.594 1	0.595 4	0.546 4	0.549 7
<i>F</i>	810.504 1	220.859 8	85.308 2	484.242 2	106.209 9	105.594 0	53.976 7	67.042 5
<i>N</i>	180	180	180	180	320	320	320	320

注: 双固定效应回归采用稳健标准误,小括号中的数字为*t*值,***、**、* 分别代表显著性水平为1%、5%、10%。

表4模型(1)和模型(3)表明,资本密集型行业的产业集聚和资源错配之间不存在显著的线性关系。模型(2)的回归结果表明,资本密集型行业的产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系,拐点处所对应的产业集聚水平为0.0333,然而,资本密集型行业中1998年有83.33%的行业产业集聚水平小于拐点,2007年有94.44%的行业产业集聚水平小于拐点。模型(4)的回归结果表明,资本密集型行业的产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系,拐点处的产业集聚水平为0.0345,1998年有83.33%的行业产业集聚水平小于拐点,2007年所有行业的产业集聚水平均小于拐点。总之,资本密集型行业主要处于提高产业集聚水平会造成资源错配的阶段。模型(5)的回归结果表明,资源密集型行业的产业集聚和资源错配之间在10%的显著水平上呈正相关关系,资源密集型行业的产业集聚提高

1% 资源错配提高 1.546 8% 提高产业集聚水平会加剧资源密集型行业的资源错配。模型(7)的回归结果也表明产业集聚和资源错配之间呈正相关关系 但是在统计上是不显著的。模型(6)和模型(8)的回归结果表明 资源密集型行业的产业集聚和资源错配之间不存在显著的非线性关系。

表 5 的模型(1)和模型(3)表明劳动密集型行业的产业集聚水平和资源错配之间的正相关关系在统计上不显著 模型(2)表明劳动密集型行业的产业集聚和资源错配之间呈倒“U”型关系 但是在统计上也不显著 而模型(4)表明劳动密集型行业的产业集聚和资源错配之间在 10% 的水平上呈显著的倒“U”型关系 且拐点为 0.047 8 而 1998 年 95.92% 的行业产业集聚水平小于拐点 2007 年有 91.84% 的行业产业集聚水平小于拐点 因此 劳动密集型行业主要面临着提高产业集聚水平会造成资源错配的问题。模型(5)和模型(7)表明 技术密集型行业的产业集聚水平和资源错配之间呈显著的负相关关系 以模型(5)的回归结果为例 技术密集型行业的产业集聚水平每提高 1% 资源错配降低 1.411 5%。模型(6)和模型(8)的回归结果表明 产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系 但是由于产业集聚的一次项系数不显著 本文不讨论该模型的拐点 总之 提高技术密集型行业的产业集聚水平有助于降低资源错配。

表 5 行业异质性检验结果:劳动密集型和技术密集型行业

	劳动密集型行业				技术密集型行业			
	MA ¹		MA ²		MA ¹		MA ²	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EG</i>	0.408 7 (0.638 9)	1.122 2 (0.832 7)	2.220 9 (1.268 2)	7.517 3* (1.825 0)	-1.411 5*** (-2.708 8)	0.173 5 (0.213 3)	-2.155 6** (-2.649 1)	-0.066 8 (-0.072 6)
<i>EG</i> ²		-10.603 1 (-0.845 7)		-78.703 6* (-1.736 9)		-15.683 5** (-2.034 5)		-20.667 6* (-1.877 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.316 7	0.318 4	0.323 2	0.354 4	0.358 4	0.375 9	0.403 4	0.415 1
<i>F</i>	23.131 2	22.131 7	19.513 3	15.799 1	19.355 4	17.606 9	16.941 6	15.904 5
<i>N</i>	490	490	490	490	589	589	589	589

注:双固定效应回归采用稳健标准误,小括号中的数字为 *t* 值,***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%。

综上所述,产业集聚对中国制造业资源错配的影响在不同要素密集型行业内存在显著差异。资本密集型行业、资源密集型行业、劳动密集型行业主要位于提高产业集聚水平会加剧资源错配的阶段 而技术密集型行业主要位于提高产业集聚水平有助于改善资源错配的阶段。此外 技术密集型行业的产业集聚水平增速最快 在 2004 年以后产业集聚水平高于资本、资源和劳动密集型行业 再次表明 产业集聚水平较低时 提高产业集聚水平会造成资源错配 而当产业集聚水平较高时 提高产业集聚水平有助于降低资源错配。

2. 影响渠道分析

本文在上述研究结果的基础上进一步深入挖掘产业集聚影响资源错配的渠道。本文借鉴路江涌和陶志刚^[34]、何玉梅等^[35]的方法,采用行业新产品产值占行业总产值的比重表示技术溢出(*tes*) 采用行业平均从业人数衡量规模经济(*sca*) 采用赫芬达尔指数测算市场竞争程度(*mc*) 采用行业应交增值税占工业销售产值的比重衡量政府干预(*gov*)。考虑到数据可得性和指标适用性问题 本文在实证检验过程中没有考虑信息溢出 但这并不影响本文的主要结论。本文在实证模型中分别引入了技术溢出、规模经济、市场竞争以及政府干预与产业集聚的交互项 分别分析产业集聚所带来的技术溢出、规模经济、市场竞争以及政府干预下的虚假产业集聚对资源配置的影响效应。上述指标均为以 1998 年为基期采用工业生产者出厂价格指数进行平减后的实际值。产业集聚对资源错配影响渠道的实证检验结果如表 6 所示。

模型(1)的回归结果显示,技术溢出、规模经济、市场竞争与产业集聚交互项的系数估计值均为负,但是技术溢出、市场竞争与产业集聚的交互项系数估计值在统计上不显著,规模经济和产业集聚的交互项系数估计值在7.2%的水平上显著为负,因此,产业集聚带来的规模经济有助于改善中国制造业资源错配。考虑到产业集聚对资源错配的影响效应与产业集聚水平有关,本文将产业集聚水平低于均值的行业称为低水平产业集聚组,将产业集聚水平高于均值的行业称为高水平产业集聚组,分组检验产业集聚对资源错配的影响渠道。模型(2)和模型(3)分别为低、高水平产业集聚组的回归结果。模型(2)和模型(3)的回归结果表明,当产业集聚水平较低时,产业集聚主要通过知识溢出和规模经济改善资源错配,当产业集聚水平较高时,产业集聚主要通过规模经济和市场竞争改善资源错配。此外,模型(1)~(3)的回归结果均表明,政府干预和产业集聚的交互项系数估计值显著为正,表明政府干预下由企业“扎堆”形成的虚假产业集聚会导致资源配置恶化。

(三) 内生性检验

双固定效应模型虽然能够解决遗漏不随个体变化或不随时间变化因素带来的内生性问题,但是不能有效解决逆向因果关系造成的内生性问题,对于模型可能存在的逆向因果关系带来的内生性问题,本文分别采用三种不同的方法予以解决。首先,本文将产业集聚指数滞后一期,并采用双固定效应模型进行估计。其次,本文将产业集聚指数的一期滞后项作为工具变量,采用两阶段面板固定效应进行估计。这是因为,一方面滞后一期的产业集聚与当期产业集聚相关,另一方面滞后一期的解释变量属于前定变量,从当期的角度看,其取值已经固定,不受当期冲击的影响,外生于当期扰动项,可以在一定程度上克服内生性问题^[12]。最后,本文采用系统广义矩估计法进行估计。检验结果如表7所示。

模型(1)和模型(2)为双固定效应模型的估计结果,回归结果显示,产业集聚的二次项系数估计值显著为负,表明产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系。模型(3)和模型(4)为两阶段面板固定效应的估计结果,其中,识别不足检验的Kleibergen-Paap rk LM统计量的P值为0.0000,因此不存在识别不足问题,弱工具变量检验的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量大于10%水平下的偏误值7.03,因此拒绝存在弱工具变量的原假设,又由于工具变量的个数等于内生解释变量的个数,因此不存在过度识别问题。本文所关注的产业集聚二次项的系数估计值显著为负,因此,产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系。模型(5)和模型(6)为系统广义矩估计法的估计结果,其中,AR(2)检验的P值大于0.1,AR(2)检验接受原假设,扰动项无自相关假设成立,同时Sargan检验的P值大于0.1,因此接受所有工具变量均有效的原假设,模型不存在过度识别问题,系统广义矩估计法的回归结果同样表明,产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系。综上所述,三种不同方法的回归结果均表明,产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系,并且估计结果具有稳健性,由于上述三种方法得到的结论与基准模型得到的结论是一致的,因此,基准模型不存在严重的内生性问题。

表6 影响渠道检验结果

	全样本 (1)	低水平集聚 (2)	高水平集聚 (3)
<i>tcs_eg</i>	-1.700 7 (-0.988 5)	-30.738 2** (-2.067 0)	1.144 9 (0.994 8)
<i>sca_eg</i>	-0.001 3* (-1.811 4)	-0.006 3** (-2.317 4)	-0.002 4*** (-3.452 7)
<i>mc_eg</i>	-7.830 9 (-0.604 0)	17.790 1 (0.604 6)	-67.913 0*** (-3.346 4)
<i>gov_eg</i>	74.297 4*** (3.166 5)	99.684 6* (1.846 3)	92.067 3*** (5.227 5)
单独项	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
R^2	0.399 2	0.405 1	0.435 8
F	32.237 4	46.776 6	25.504 7
N	1 579	1 048	531

注:双固定效应回归采用稳健标准误,小括号中的数字为t值,***、**、*分别代表显著性水平为1%、5%、10%。

表7 内生性检验结果

	双固定效应模型		两阶段面板固定效应		系统广义矩估计法	
	MA ¹	MA ²	MA ¹	MA ²	MA ¹	MA ²
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L</i> MA					0.258 0*** (2.960 2)	0.193 0** (2.217 5)
<i>EG</i>	0.451 9 (0.694 4)	0.938 9 (0.658 9)	0.471 6 (0.510 4)	1.624 5 (0.893 1)	1.625 7 (1.392 8)	3.487 6* (1.804 7)
<i>EG</i> ²	-18.030 3** (-2.505 0)	-22.849 7* (-1.830 4)	-23.404 8*** (-2.853 9)	-32.289 8** (-2.514 9)	-26.022 9** (-2.284 2)	-56.926 4** (-2.450 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.411 3	0.388 8	0.398 7	0.410 0		
<i>F</i>	31.417 2	31.925 0	48.258 4	50.968 9		
<i>N</i>	1 420	1 421	1 420	1 420	1 420	1 421
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			86.922 0	86.922 0		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量			77.399 0	77.399 0		
AR(1) 检验					-3.805 1 (0.000 1)	-3.064 1 (0.002 2)
AR(2) 检验					-0.872 7 (0.382 8)	0.866 1 (0.386 4)
Sargan 检验					65.481 2 (0.180 9)	60.692 8 (0.310 6)

注: 双固定效应回归和两步系统 GMM 估计均采用稳健标准误, 小括号中的数字为 *t* 值, ***, **, * 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%。

五、结论和启示

本文从产业集聚的视角入手,探讨了产业集聚对中国制造业资源错配的影响效应。首先,本文通过模型构建和机制分析,探讨了产业集聚对资源配置的影响机理;其次,从企业层面微观数据构建产业集聚指数和资源错配指数;最后,实证检验了产业集聚对中国制造业资源错配的影响效应。研究发现:(1)产业集聚和资源错配之间呈显著的倒“U”型关系。当产业集聚水平小于拐点时,提高产业集聚水平会加剧资源错配;当产业集聚水平大于拐点以后,提高产业集聚水平有助于改善资源错配,而样本期间中国制造业主要位于提高产业集聚水平会加剧资源错配的阶段。(2)产业集聚对资源错配的改善作用存在显著的滞后性。本文采用动态系统广义矩估计法对不同时期产业集聚对资源错配的影响进行实证检验发现,当期产业集聚会加剧资源错配,而滞后期产业集聚有助于改善资源错配。(3)产业集聚对资源错配的影响效应存在显著的行业异质性。本文将中国三位数行业分类下的制造业按照要素密集度进行分组,发现资本、资源和劳动密集型行业提高产业集聚水平会加剧资源错配,而技术密集型行业提高产业集聚水平有助于改善资源错配。(4)关于产业集聚对资源错配的影响渠道的检验结果表明,产业集聚所带来的规模经济、技术溢出和市场竞争在一定的产业集聚水平上有助于改善资源错配,而政府干预下的虚假产业集聚会加剧资源错配。(5)对于模型可能存在的内生性问题,本文采用三种不同的方法予以解决,并且内生性检验结果均与基准模型得到的结论是一致的,表明基准模型不存在严重的内生性问题。

基于上述研究结果,本文得到以下启示:(1)鼓励企业在市场机制的引导下自发形成产业集聚,提高中国制造业的产业集聚水平。中国制造业的产业集聚水平偏低,产业集聚对资源配置的改善作用较小,并且中国制造业的产业集聚具有很强的政府主导性,进一步导致资源配置恶化,研究发现,当产业集聚水平高于临界值以后才有助于改善资源错配,因此,要着力提高中国制造业的产业集聚

水平,且提高产业集聚水平应该以市场机制为基础,鼓励企业在集聚外部性引导下自发形成产业集聚。政府应该为产业集聚提供良好的外部环境,同时避免对企业区位选择进行不当干预。(2) 着眼于产业集聚的长期效应,克服短期内产业集聚带来的弊端。由于中国制造业的产业集聚水平偏低以及政府的不当干预,提高产业集聚水平会首先加剧资源错配,但不可“一叶障目,不见泰山”,因为产业集聚对资源配置的改善作用具有滞后性,产业集聚具有“滚雪球”特性,越来越多的企业选择集聚在一起以共享集聚带来的好处,伴随着产业集聚水平的不断提高,产业集聚对资源配置的改善作用会越来越大,因此提高产业集聚水平在后期有助于改善资源错配。(3) 要有的放矢地制定产业集聚政策。不同行业的产业集聚水平、要素投入结构和研发创新能力等存在很大的差异,资源密集型行业、资本密集型行业和劳动密集型行业的产业集聚会造成资源配置恶化,但技术密集型行业的产业集聚有助于改善资源配置,因此,应该针对不同行业实施不同的产业集聚政策。

参考文献:

- [1] HSIEH C T, KIENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [2] AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity [J]. Journal of the Japanese and international economies, 2012, 26(4): 473-494.
- [3] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X D. Factor market distortions across time, space and sectors in China [J]. Review of economic dynamics, 2013, 16(1): 39-58.
- [4] 韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解 [J]. 中国工业经济, 2014(11): 69-81.
- [5] 靳来群, 林金忠, 丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响 [J]. 中国工业经济, 2015(4): 31-43.
- [6] 唐荣, 顾乃华. 上游生产性服务业价值链嵌入与制造业资源错配改善 [J]. 产业经济研究, 2018(3): 13-26.
- [7] 万道侠, 胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性” [J]. 产业经济研究, 2018(1): 28-38.
- [8] 郑江淮, 高彦彦, 胡小文. 企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析 [J]. 经济研究, 2008(5): 33-46.
- [9] 邵宜航, 李泽杨. 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.
- [10] MARSHALL A. Principles of economics: an introductory volume [M]. London: Macmillan, 1890.
- [11] DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies [M]// HENDERSON J V, NIJKAMP P, MILLS E S. Handbook of regional and urban economics (vol. 4). Amsterdam: Elsevier, c2004: 2063-2117.
- [12] 陈旭, 邱斌, 刘修岩. 空间集聚与企业出口: 基于中国工业企业数据的经验研究 [J]. 世界经济, 2016(8): 94-117.
- [13] 盛丹, 王永进. 产业集聚、信贷资源配置效率与企业的融资成本——来自世界银行调查数据和工业企业数据的证据 [J]. 管理世界, 2013(6): 85-98.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [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] 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.
- [18] 孙浦阳, 韩帅, 许启钦. 产业集聚对劳动生产率的动态影响 [J]. 世界经济, 2013(3): 33-53.
- [19] 李晓萍, 李平, 吕大国, 等. 经济集聚、选择效应与企业生产率 [J]. 管理世界, 2015(4): 25-37 + 51.
- [20] ELLISON G, GLAESER E L. Geographic concentration in U. S. manufacturing industries: a dashboard approach [J]. Journal of political economy, 1997, 105(5): 889-927.
- [21] 李沙沙, 尤文龙. 产业集聚能否促进制造业企业创新? [J]. 财经问题研究, 2018(4): 30-38.
- [22] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源错置 [J]. 世界经济, 2011(7): 27-42.
- [23] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J].

- Econometrica ,1996 ,64(6) : 1263-1297.
- [24]盖庆恩 朱喜 程名望 等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率 [J]. 经济研究 2015(5) : 61-75.
- [25]蒋为 张龙鹏. 补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角 [J]. 中国工业经济 2015(2) : 31-43.
- [26]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.
- [27]孙浦阳 蒋为 张龔. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证 [J]. 经济研究 2013(4) : 30-42.
- [28]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究 2015(2) : 61-74.
- [29]BRANDT L , VAN BIESEBROECK J , ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics ,2012 ,97(2) : 339-351.
- [30]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.
- [31]李沙沙 牛莉. 技术进步对二氧化碳排放的影响分析——基于静态和动态面板数据模型 [J]. 经济与管理研究 , 2014(10) : 19-26.
- [32]WINDMEIJER F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators [J]. Journal of econometrics ,2005 ,126(1) : 25-51.
- [33]沈能 赵增耀 周晶晶. 生产要素拥挤与最优集聚度识别——行业异质性的视角 [J]. 中国工业经济 2014(5) : 83-95.
- [34]路江涌 陶志刚. 我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.
- [35]何玉梅 刘修岩 李锐. 基于连续距离的制造业空间集聚演变及其驱动因素研究 [J]. 财经研究 2012(10) : 36-46.
- (责任编辑: 李 敏)

Corrective effect of industrial agglomeration on manufacturing resource misallocation: linear or nonlinear?

XIAO Xingzhi , LI Shasha

(Center for Industrial and Business Organization , Dongbei University of Finance and Economics , Dalian 116025 , China)

Abstract: Reducing resource misallocation is a key factor in improving the level of total factor productivity and achieving high quality development of Chinese economy. Based on the micro-enterprise data of Chinese manufacturing industry , this paper specifically discusses the impact of industrial agglomeration on resource misallocation of manufacturing industry in China. The results show that there is a significant inverted “U”-type relationship between manufacturing industry agglomeration and resource misallocation in China under the joint effects of government intervention and market economy. Only when the industrial agglomeration level is above the critical value can it play a role in reducing resource misallocation. Moreover , there is a significant lag in the improvement effect of industrial agglomeration on resource misallocation. In addition , the improvement effect of industrial agglomeration on resource misallocation is mainly in technology-intensive industries , and the impact of industrial agglomeration on resource misallocation has significant industry heterogeneity. The conclusions of this paper have reference value for improving manufacturing resource allocation in China.

Key words: industrial agglomeration; resource misallocation; total factor productivity; EG index; Chinese manufacturing industry