

产业集聚与企业全要素生产率： 基于中国制造业的证据

吴明琴 童碧如

【摘要】基于1998-2007年中国工业企业数据库数据，对产业集聚和制造业企业全要素生产率之间的关系进行研究，并运用OP半参数估计方法对企业层面的全要素生产率进行测算。结果显示，产业集聚对企业全要素生产率有显著正向影响。同时，运用工具变量对潜在的内生性问题进行控制，研究得出的结论表明，产业集聚与企业全要素生产率之间存在正相关关系，这种关系在非国有企业中表现得尤为显著。此外，在稳健性检验中，将产业集聚效应进行分解，得出邻近企业数量是影响企业全要素生产率的主要因素的观点，也进一步佐证产业集聚通过知识溢出、人才流动和适度的同行业竞争来促进企业技术革新和组织制度完善，从而提升企业生产率。

【关键词】产业集聚；全要素生产率；OP半参数估计

【中图分类号】F062.9 【文献标识码】A 【文章编号】1674-8298(2016)04-0030-15

一 引言

传统的经济增长理论认为，实现经济增长最重要的因素在于资本、劳动和技术的提升。在过去30多年里，中国企业依靠高投资和廉价劳动力迅速发展，中国也因此被称为“世界制造工厂”。然而，随着老龄化社会的到来，人口红利逐渐消失，劳动力成本上升，依靠廉价劳动力和高投资拉动的发展模式面临着巨大的挑战。同时，中国制造业企业的国际竞争力也遭受质疑，如果劳动力和自然资源优势不再，中国企业还能在国际市场激烈的竞争中赢得一席之地吗？基于上述讨论，考虑资源约束、经济发展新常态等因素，中国经济和中国企业必须向依托技术进步的内生增长模式转型。在这种情况下，探讨企业全要素生产率（TFP）显得尤为必要。学者们对TFP并没有一个统一的定义，但大都认同TFP就是产出的增长减去各要素投入增长之后的“余值”（Jorgenson, 1967）^[1]。有些学者认为TFP就是代表技术进步，其实不然，TFP除了包含技术进步有关的内容外，还包含了物质生产的管理技能、知识水平和制度因素等有形要素投入不能解释的部分。

自上世纪90年代以来，市场力量在企业成长过程中的作用日渐增强，我国沿海地区凭借其地理优势和良好的工业基础，吸引了大量劳动力和资本进入，成为我国众多产业的主要集聚地（冼国明等，2006）^[2]。产业集聚影响地区经济发展，也对微观企业行为产生重要影响。本文要探讨的问题是：产业集聚是否会对企业的全要素生产率产生影响？如果有影响的话，这种影响是正向还是负向，

【收稿日期】2016-04-09

【基金项目】广东省公益能力研究与能力建设专项资金项目“环境规制对广东省产业转型升级和吸引外资的理论与实证研究：基于企业异质性的视角”（项目编号：2015A070704047，项目主持人：吴明琴）；广州市科技计划项目“广州市产业集聚对企业社会保障支出的影响机制”（项目编号：2014Y4300024，项目主持人：吴明琴）；广东省教育厅“产业集聚对企业养老、医疗保险支出的影响机制分析”（项目编号：2013WYM0013，项目主持人：吴明琴）。

【作者简介】吴明琴，华南师范大学经济与管理学院副教授，研究方向为发展经济学；童碧如，中山大学管理学院硕士研究生，研究方向为产业经济学。

在不同所有制的企业之间是否存在差异?

以往研究中,产业集聚被认为可以产生正的外部效应,具有知识溢出、要素投入共享和劳动力蓄水池等集聚效应,可以促进地区经济的发展 (Marshall, 1920^[3]; Ciccone, 2002^[4])。Ciccone (2002)^[4] 研究认为,大量同行业企业在某地区聚集,可以共享有效率的劳动力。此外,同行业企业聚集可以产生知识溢出效应,从而降低企业获取信息的成本和沟通成本。不同行业的企业向某地区聚集,则会产生跨行业的知识外溢,有效促进产品创新。此外,企业也可以在同一地区共享公路、铁路等公共基础设施。这些集聚效应均对企业的行为和绩效产生影响,如对企业创新能力和企业规模等的影响 (Carlino et al., 2006^[5]; Li et al., 2012^[6])。已有研究说明,产业集聚带来的知识溢出效应、劳动力的流动以及同行业企业之间的竞争会促进企业技术的革新和组织制度的完善,从而对企业全要素生产率产生积极作用。

然而,有学者发现产业集聚也会产生拥塞效应,对地区经济发展产生不利影响 (Henderson, 2003^[7]; 李君华, 2009^[8])。如果在产业集聚过程中,大量企业聚集在同一地区,超出当地的经济承载能力,企业则会开始争夺有限的公共基础设施和自然资源,甚至会产生过度竞争现象,最终对企业的盈利能力产生负向影响。

后来其他学者对该问题作进一步研究,但得出不同的结论。Batisse (2002)^[9] 运用中国的数据,研究表明多样化的集聚会对地区经济增长产生积极的影响,但专业化的集聚对地区经济增长有不利影响。而 Fan 和 Scott (2003)^[10] 则研究发现产业集聚对省级生产率有正向促进作用。Lin et al. (2011)^[11] 对中国纺织业集聚程度和生产率之间的关系进行研究,发现集聚与生产率之间呈 U 型关系,集聚程度过高时会出现拥挤效应。

因此,产业集聚对企业生产效率的影响并不总是正向积极的,集聚程度过高,也会发生过度竞争和“搭便车”现象,从而不利于企业的研发创新。集聚效应与拥塞效应会同时作用于企业,关键在于是集聚效应更加显著还是拥塞效应更加显著。基于 1998 - 2007 年中国工业企业数据库的数据,运用面板固定效应估计方法,探析产业集聚与制造业企业生产率之间的关系,并采用工具变量回归进一步对结果进行验证。结果显示,产业集聚对企业全要素生产率有显著的正向影响,集聚效应占据主导地位。

下面的结构安排为: 第二部分对研究企业全要素生产率影响因素的相关文献进行综述; 第三部分是描述全要素生产率测算方法和相关变量; 第四部分是分析计量结果; 第五部分则进行相应的稳健性检验; 最后是全文总结。

二 文献综述

国内外众多学者对全要素生产率进行了深入探讨,但大多数是对宏观的全要素生产率研究,而对企业层面的全要素生产率的研究相对较少。本部分将对研究企业全要素生产率影响因素的相关文献作简要梳理。

首先是制度因素。Olley 和 Pakes (1992)^[12] 对美国通讯产业进行实证分析发现,放松政府管制对企业生产率的提高有正向促进作用; 张杰等 (2011)^[13] 通过对 1999 - 2007 年期间中国企业的考察发现,市场化进程能促进企业生产率的提升,而市场分割会抑制企业生产率的提升。其次是出口和贸易自由化。张杰等 (2008)^[14] 基于江苏省制造业企业的微观数据,对出口与本土企业全要素生产率之间的关系进行研究,结论表明,出口并不是促进企业全要素生产率提升的因素,而 TFP 却是促进中国企业出口的因素。张杰等 (2009)^[15] 基于 1999 - 2003 年中国工业企业数据库的数据,运用 PSM 模型对企业是否具有“出口中学习”效应进行研究,研究结果表明出口企业通过“出口中学习”效应促进了企业全要素生产率的提高。此外,余淼杰 (2010)^[16] 也发现贸易自由化可以显著提高企业的生产效

率。而简泽等 (2014)^[17] 基于中国加入 WTO 的自然实验, 考察了进口自由化带来的进口竞争是否会影 响企业全要素生产率, 结果表明进口竞争可以促进高效率企业全要素生产率的提高。同时, 国内外 不少学者对资源配置效率与企业全要素生产率之间的关系进行了研究。Hsieh 和 Klenow (2007)^[18] 运用美国、印度和中国的数 据对企业全要素生产率与资源错配之间的关系进行比较研究, 结果表明不同 国家的企业资源错配是造成企业生产率差异的重要因素。其后, 简泽 (2011)^[19]、聂辉华和贾瑞雪 (2011)^[20]、龚关和胡关亮 (2013)^[21] 都对资源配置效率与企业生产率之间的关系进行了实证研究, 其结果均表明资源配置效率的改善会带来企业全要素生产率的提高。此外, 创新也是影响企业生产率 的重要因素。吴延兵 (2006)^[22] 发现企业 R&D 与企业生产率之间存在正向关系。吴延兵和米增渝 (2011)^[23] 运用制造业非国有企业数据进行研究, 发现合作创新企业效率高于模仿创新企业效率, 模 仿创新企业效率高于独立创新企业效率。也有学者对企业规模与企业生产率之间的关系进行研究, 但 得出的结论有所不同。Biesebroeck (2005)^[24] 采用 9 个非洲国家制造业的数据进行研究, 结论表明在 发展中国家, 企业规模越大, 其生产效率越高。而 Fernandes (2008)^[25] 运用孟加拉制造业企业的数 据进行研究, 结论表明企业规模与企业全要素生产率呈负相关关系, 相对于规模极大的企业, 小企业的 生产率更高。

最后, 也有学者对产业集聚和企业生产率之间的关系进行实证研究, 但大多是针对特定行业的研 究。比如, Yang et al. (2013)^[26] 对中国电子产业的研究发现, 生产集聚会带来生产率的提高, 这种 效应在小规模企业中尤为明显, 但 R&D 集聚与生产率呈负相关关系。范剑勇等 (2014)^[27] 采用中国 通讯设备行业数据, 对产业集聚进行分解, 表明专业化经济能显著促进企业全要素生产率增长。此 外, Hu et al. (2015)^[28] 运用中国制造业数据和 2004 年普查数据研究得到了与前人不一致的结论, 其 结论表明集聚带来的拥挤效应和过度竞争会抵消掉集聚带来的积极效应。本文采用 1998 - 2007 年 中国工业企业数据库的数据, 摆脱特定行业的局限, 同时运用工具变量回归控制潜在的内生性问题, 结 论的可信度更高。

三 计量方法与数据说明

(一) 数据来源及变量说明

本文的数据来源于 1998 - 2007 年的中国工业企业数据库。该数据库涵盖了国家统计局系统收集 整理的规模以上 (主营业务收入高于 500 万元) 的大中型制造业企业的相关数据, 不仅包括企业名 称、法人代表、企业所在地、企业登记注册类型等企业基本信息, 还有企业各项经营指标信息, 如主 营业务收入、成本、利润、职工人数、职工工资、工业总产值、工业增加值、固定资产净值等。为进 行有效的数据分析, 根据谢千里等 (2008)^[29] 的方法筛选出样本。首先, 删除关键指标为缺失值的样 本; 其次, 删除样本中职工人数少于 8 人的企业以及工业增加值和固定资产净值年平均余额小于等于 0 的企业。去掉无效数据后, 样本量从 1998 年 147755 个企业到 2007 年 328238 个企业。此外, 在 1998 - 2007 年期间, 中国的县、市、地区行政代码和行业代码有一些变动, 因此, 对有过变动的县、 市代码和行业代码作相应的调整, 使得 1998 年之后的行业代码和地区行政代码的统计口径与 1998 年 保持一致 (Li et al., 2012)^[6]。本文涉及到的变量有产业集聚指标、企业投入产出相关指标。

关于产业集聚的度量, 国内外学者提出了不同测度方法, 如 Krugman (1991)^[30] 提出的空间基尼 系数、Hoover (1936)^[31] 采用的地方化系数、Holmes 和 Stevens (2002)^[32] 使用的区位熵指数。但也 有一些学者指出这些方法忽略了企业规模差异的影响, 会导致测量结果有偏差。基于上述不足, 越来 越多的学者选择采用 Ellison 和 Glaeser (1997)^[33] 提出的 EG 产业集聚指数来度量产业集聚程度, 如 Lu 和 Tao (2009)^[34]、文东伟和冼国明 (2014)^[35]、关爱萍和张宇 (2015)^[36] 等。EG 指数考虑了企 业规模差异和区域差异对产业集聚带来的影响, 弥补了传统测度方法的缺陷。

本文采用工业企业微观数据库，对企业所在地的产业集聚进行测量。我们沿用 Li et al. (2012)^[6] 以及 Chen 和 Wu (2014)^[37] 等的做法，用企业 f 周围企业的规模来度量产业集聚程度^①。具体有：

$$agglomeration_{ri} = e_{ri} - e_f \quad (1)$$

e_{ri} 是每个地区 r (城市) 行业 i (四分位行业) 所有企业的职工人数， e_f 是企业 f 的职工人数。表 1 报告了主要变量 (产业集聚和相关投入产出指标) 的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计

年份	样本量	产业集聚	工业总产值	工业增加值	职工人数	固定资产净值	中间投入
1998	147755	6150.11	44153.69	13179.01	388.29	27482.76	32802.26
1999	146401	6063.60	48102.52	14556.96	375.21	30399.82	35595.28
2000	149127	6300.65	55988.56	17037.94	356.51	33081.18	41392.85
2001	159891	7012.02	58210.15	17466.56	326.58	32791.52	43184.18
2002	169591	7723.33	63780.72	19322.60	312.55	33156.02	47022.23
2003	187160	9172.55	74871.88	22262.89	300.00	34306.87	55495.88
2004	251953	11826.40	97228.12	32047.99	244.81	28239.63	54382.13
2005	256946	12429.70	94408.08	27552.73	258.49	33065.58	70047.19
2006	292864	14791.37	106145.90	30991.28	246.93	35132.64	78751.33
2007	328238	15915.64	121670.20	35323.44	238.12	36810.12	90451.71

注：表 1 中的数值为各变量的平均值。

(二) 全要素生产率的测算方法

企业全要素生产率反映的是扣除要素贡献后的“剩余”生产率水平，通常被认为是技术进步或制度变化等非生产性投入要素的贡献。利用传统的柯布-道格拉斯生产函数和 OLS 估计方法来估算企业层面的全要素生产率可能会出现同时性偏差 (Simultaneity Bias) 和样本选择性偏差 (Selection Bias)。Olley 和 Pakes (1992)^[12] 提出了 OP 半参数估计方法，来解决上述出现的同时性偏差和样本选择性偏差这两个问题。具体方法如下：在估计全要素生产率之前，对生产函数形式进行设定。通常采用 Cobb-Douglas 生产函数形式，即：

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \quad (2)$$

Y_{it} 表示产出， L 表示劳动投入， K 为资本投入； A_{it} 即为全要素生产率，能够提高各要素投入的边际产出水平。

对式 (2) 取对数可得：

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + u_{it} \quad (3)$$

转化成线性函数形式有：

$$y_{it} = \alpha l_{it} + \beta k_{it} + u_{it} \quad (4)$$

式 (3)、(4) 中的误差项则包括了全要素生产率的对数形式信息。通常可以通过对式 (4) 进行估计，获得残差值，即为对全要素生产率的估计。

但这种估计方式，会产生两个问题。其一为同时性偏差 (Simultaneity Bias) 问题。在实际生产过

① 采用 EG 指数对产业集聚进行衡量，回归结果与正文一致。

程中，有一部分生产效率可以被企业决策者观测到，决策者会根据这一部分信息安排要素投入，因此误差项中的一部分是与要素投入组合（即 L 和 K ）相关的，这种内生性问题会使得对全要素生产率的估计产生偏误。为更深入地研究这一问题，将误差项分解为：

$$u_{it} = \Omega_{it} + \eta_{it} \quad (5)$$

Ω_{it} 是可以被企业决策者观测到的影响企业要素投入组合的那部分生产率冲击； η_{it} 表示不被企业决策者观测到的生产率冲击，因此不会对企业决策产生影响。为了解决同时性偏差问题，Olley 和 Pakes (1992) [12] 提出，假定企业会根据生产率作出投资决策，可用企业投资来作为可观测的那部分生产率冲击的代理变量。首先运用永续盘存法构建资本存量与企业投资之间的关系：

$$K_{it+1} = (1 - \delta) K_{it} + I_{it} \quad (6)$$

其中 K 为企业资本存量， I 为投资。该过程假定，企业的预期越高，则企业会倾向提高当期的投资，此外，Olley 和 Pakes (1992) [12] 假定企业年龄 age 也会对企业投资产生影响。基于以上假定，构建企业最优投资函数为：

$$I_{it} = I(\Omega_{it}, K_{it}, a_{it}) \quad (7)$$

求得该投资函数的反函数为：

$$\Omega_{it} = I^{-1}(I_{it}, K_{it}, a_{it}) = h(I_{it}, K_{it}, a_{it}) \quad (8)$$

将式 (8)、(5) 代入式 (4) 可得：

$$y_{it} = \alpha l_{it} + \Phi(I_{it}, K_{it}, a_{it}) + \eta_{it} \quad (9)$$

其中：

$$\Phi(I_{it}, K_{it}, a_{it}) = \beta k_{it} + h(I_{it}, K_{it}, a_{it}) \quad (10)$$

通过对式 (9) 进行估计，可以得到劳动投入的无偏估计系数，因为 $\Phi(\cdot)$ 控制了会对要素投入产生影响的生产率冲击，因此误差项与投入无关。得到劳动投入系数后，进一步求取资本投入系数，即估计以下方程：

$$y_{it} - \alpha l_{it} = \beta k_{it} + g(\Phi_{i,t-1} - \beta k_{i,t-1}) + \xi_{it} + \eta_{it} \quad (11)$$

其中 $g(\cdot)$ 是一个包含 Φ 和资本存量滞后期的函数。

运用普通最小二乘法 (OLS) 估计会带来的第二个问题就是样本选择性偏差。具有较大资本存量的企业，在面对低生产率冲击时，在市场生存的概率会高于那些低资本存量的企业。因此，在面对低生产率冲击时，企业生存的概率与企业资本存量 K 具有正向的相关关系。而模型中的误差项与资本投入会有负向的相关关系，因此资本投入的系数估计会产生向下偏误。基于此，Olley 和 Pakes (1992) [12] 在构造包含投资和资本多项式来获得劳动投入一致无偏估计之后，运用一个生存概率 (Survival Probability) 来估计企业的进入和退出，从而控制样本选择性偏误问题。企业的最优化决策可以用 Bellman 方程来刻画：

$$V_{it}(\Omega_{it}, K_{it}, a_{it}) = \text{Max}[\Phi \text{Sup}_{I_{it} \geq 0} \Pi_{it}(\Omega_{it}, K_{it}, a_{it}) - C(I_{it}) + \rho E\{V_{i,t+1}(K_{i,t+1}, a_{i,t+1}, \Omega_{i,t+1}) | J_{it}\}] \quad (12)$$

其中 $\Pi_{it}(\cdot)$ 为利润函数， $C(\cdot)$ 为当期投资成本， ρ 为贴现因子， $E\{\cdot | J_{it}\}$ 为在获得信息 J 时企业的预期经营条件。Bellman 方程表明，如果企业的清算价值 Φ 大于预期贴现回报，那么企业会选择退出市场，因此，我们构建以下退出函数：

$$\chi_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Omega_{it} \geq \underline{\Omega}_{it}(K_{it}, a_{it}) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (13)$$

当 $\chi = 1$ 时，企业会留在市场，而当 $\chi = 0$ 时，企业会退出市场。企业的退出决策依赖于一个临界值，当企业决策者观测到的生产率大于这个临界值，企业会继续留在市场，否则退出。Olley 和 Pakes (1992) [12] 用以下 Probit 模型来描述以上机制：

$$\text{Pr}(\chi_{it} = 1 | J_{i,t-1}) = \text{Pr}(\chi_{i,t} = 1 | \Omega_{i,t-1}, \underline{\Omega}_{i,t}(k_{i,t+1})) = \varphi(i_{i,t-1}, k_{i,t-1}) \quad (14)$$

最后，将上述得到的 Probit 拟合值代入式 (11) 得：

$$y_{it} - \alpha_{it} = \beta k_{it} + g(\Phi_{t-1} - \beta k_{t-1} \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + \eta_{it} \quad (15)$$

在式 (15) 中， $g(\cdot)$ 可以由一个包含 Φ_{t-1} 、 k_{t-1} 、 \hat{P}_{it} 的高阶多项式表示。在这种情况下，运用非线性最小二乘估计可以获得无样本选择性偏差的资本投入一致无偏估计量。

利用上述 OP 半参数三步估计方法对我国工业企业 1998 - 2007 年的全要素生产率进行估计。依照 Olley 和 Pakes (1992)^[12] 的思路，并借鉴鲁晓东等 (2012)^[38] 的做法将企业出口行为决策引入到模型之中，估计以下模型：

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_k \ln K + \beta_l \ln L + \beta_a \text{age} + \beta_e \text{export} + \sum_m \delta_m \text{year}_m + \sum_n \gamma_n \text{reg}_n + \sum_k \varphi_k \text{ind}_k + \varepsilon \quad (16)$$

其中产出 Y 为工业增加值， K 为资本投入（这里与谢千里等 (2008)^[29] 的做法相同，选用固定资产净值作为衡量资本投入的指标）， L 为企业职工人数， export 为企业是否有出口行为的虚拟变量。由于中国工业企业数据库并没有企业投资这一指标，计算企业投资是估计生产率必需的一个步骤。对此，参照宏观资本存量的核算方式，运用永续盘存法来计算投资（鲁晓东，2012)^[38]： $I_t = K_t - K_{t-1} + D_t$ ，其中 K 表示固定资产原值， D 为当年折旧。考虑通货膨胀的影响，运用价格指数对相关变量进行平减。其中工业增加值采用的是各地区工业品出厂价格指数进行平减，固定资产净值和固定资产原值采用的是各地区固定资产投资价格指数平减。根据上述方法，对企业层面的全要素生产率估计结果如表 2 所示，由此可见，非国有企业的全要素生产率总体要高于同时期的国有企业。

表 2 运用 OP 半参数估计法得到的 TFP 描述性统计

样本		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
全样本	均值	3.93	4.04	4.13	4.26	4.40	4.53	4.71	4.73	4.85	5.00
	标准差	1.20	1.20	1.18	1.13	1.11	1.08	1.14	1.03	1.03	1.02
国有企业	均值	3.26	3.33	3.38	3.48	3.60	3.75	3.86	4.02	4.19	4.73
	标准差	1.36	1.38	1.39	1.39	1.41	1.44	1.52	1.48	1.44	1.30
非国有企业	均值	4.24	4.32	4.37	4.44	4.54	4.63	4.79	4.77	4.88	5.01
	标准差	0.97	0.98	1.00	0.98	0.99	0.99	1.07	0.98	1.00	1.01

注：TFP 为取对数之后的值。

(三) 计量模型

为考察产业集聚对企业全要素生产率的影响，构建实证模型如下：

$$\ln TFP_{fict} = \alpha_i + \beta \cdot agglomeration_{fict} + \theta X_{fict} + \gamma_t + \varepsilon_{fict} \quad (17)$$

TFP_{fict} 是城市 c 行业 i 的企业 f 在 t 年的全要素生产率水平； $agglomeration_{fict}$ 表示产业集聚水平，用企业 f 周围企业（同四分位行业 i 和同一城市 c ）的规模表示； α_i 表示企业虚拟变量，可以控制不随时间变化的企业特征； γ_t 表示时间虚拟变量，可以控制同一年中影响企业的因素； ε_{fict} 是误差项； X_{fict} 是控制变量，本文采用工业中间投入和企业规模作为回归的控制变量。工业中间投入是企业生产或提供货物与服务过程中，消耗的所有非固定资产货物和服务的价值，消耗一定的固定资产，如果中间投入更多，那么企业的产出会更高，相应的生产率会更高。已有研究表明工业中间投入对中国工业行业的生产率有积极促进作用（李国璋等，2011)^[39]，因此工业中间投入越多，表示企业的生产率越大，工业中间投入系数的符号应该为正。此外，企业规模对企业全要素生产率也会产生影响。Jovanovic (1982)^[40] 研究认为企业规模越大，其生产效率会越高，但也有学者发现企业规模与企业生产率具有负向关系，Fernandes (2008)^[25] 认为规模越小的企业会更有效率。因此，企业规模与企业全要

素生产率的关系是不确定的。

四 实证结果

(一) 面板固定效应模型

对式 (17) 进行估计, 表 3 的列 (1)、列 (2) 是针对全样本的面板固定效应回归结果, 通过对回归结果进行分析, 发现产业集聚对企业全要素生产率具有显著的正向影响。加入工业中间投入和企业规模控制变量后结果没有发生显著变化, 系数为 0.009, 比没有加入控制变量时的 0.013 略小。与预期估计一致, 工业中间投入对全要素生产率具有显著的正向作用; 而企业规模对企业生产率的影响是负向的, 这与 Fernandes (2008)^[25] 的结论一致。相比于非国有企业, 国有企业会得到更多的政府支持和政策上的倾斜, 表 2 描述性统计也表示国有企业的全要素生产率普遍低于同期非国有企业的全要素生产率, 为了考察不同所有制企业中, 产业集聚对企业生产率影响是否有差别, 分别对国有企业样本和非国有企业样本进行回归, 结果如表 3 的列 (3) - 列 (6)。可以发现, 无论是国有企业还是非国有企业, 产业集聚对企业全要素生产率的影响依旧是正向显著的。

表 3 面板固定效应模型回归结果

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产业集聚	0.013*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.028*** (0.005)	0.019*** (0.004)	0.011*** (0.001)	0.007*** (0.001)
工业中间投入		0.437*** (0.003)		0.390*** (0.008)		0.444*** (0.003)
企业规模		-0.269*** (0.003)		-0.300*** (0.009)		-0.269*** (0.003)
常数项	4.121*** (0.01)	1.407*** (0.025)	3.341*** (0.035)	1.652*** (0.072)	4.208*** (0.010)	1.372*** (0.027)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有	有	有	有
样本量	1533916	1531182	169290	167701	1364626	1363481
R ²	0.083	0.501	0.079	0.515	0.052	0.439
F-test 的 P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: 括号内为企业层面聚类的稳健性标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(二) 内生性问题

基于上述实证结果, 可以认为产业集聚与企业全要素生产率存在正向关系。但是, 有几个问题需作进一步考虑: 产业集聚与企业生产率是否互为因果的关系, 生产率越高的企业本身是否会倾向于落户在产业集聚程度高的地区? 此外, 企业生产率的影响因素众多, 式 (17) 无法将其全部囊括, 因此可能会遗漏一些与产业集聚相关的变量。这些潜在的内生性问题都会对估计结果产生一定的影响。基于此, 本文运用工具变量回归方法来控制这些潜在的内生性问题。选择 1978 年各地区产业集聚程

度作为产业集聚的工具变量 (Chen 和 Wu, 2014)^[37]。具体原因如下: (1) 根据 Krugman (1991)^[30] 的研究, 地区的历史状况会对当代经济发展产生影响, 地理位置好、资源丰富和经济条件优越的地区更容易吸引企业进入。因此, 1978 年各地区的产业集聚程度与当代的产业集聚程度是存在相关关系的; (2) 由于我国在 1978 年实行改革开放, 1978 年的经济格局与如今有较大差距, 没有证据表明 1978 年各地区产业集聚程度会对当代企业全要素生产率有直接影响。因此, 1978 年地区产业集聚程度只会通过影响当代的产业集聚, 进而影响企业的全要素生产率。基于上述分析, 本文选取的工具变量具有合理性, 后文的弱工具变量检验和有效性检验结果会进一步佐证我们的论述。具体来说, 主要采用 1978 年各省份企业数量来度量 1978 年各地区产业集聚程度, 即对工业企业数据库中 1978 年及以前成立的企业进行加总。表 4 是对工具变量统计结果的描述。

但作为工具变量的 1978 年各地区产业集聚程度本身是不随时间变化的, 因此, 将其与时间虚拟变量作交乘项, 得到随时间变化的工具变量。因此, 面板工具变量回归的第一阶段分析可用如下等式表示:

$$agglomeration_{fict} = \gamma_i + \gamma FirmNumber_{1978} * \gamma_t + \gamma_t + \sigma_{fict} \quad (18)$$

$FirmNumber_{1978}$ 代表了 1978 年各地区产业集聚程度, 与年份虚拟变量作交乘项得到会随时间变化的工具变量。

表 4 工具变量——1978 年产业集聚程度

省份	产业集聚程度	省份	产业集聚程度	省份	产业集聚程度
北京	658	安徽	1059	四川	1523
天津	799	福建	866	贵州	679
河北	1826	江西	1377	云南	973
山西	1230	山东	2987	西藏	27
内蒙古	511	河南	2194	陕西	753
辽宁	1358	湖北	1846	甘肃	634
吉林	817	湖南	855	青海	193
黑龙江	989	广东	2147	宁夏	169
上海	1142	广西	1042	新疆	120
江苏	3942	海南	161		
浙江	1931	重庆	603		

采用面板工具变量回归对产业集聚和企业全要素生产率的关系作进一步分析。表 5 为面板工具变量回归的结果。其中 B 部分为第一阶段的回归结果, 被解释变量为产业集聚。A 部分为第二阶段的回归结果, 被解释变量为企业全要素生产率。表 5 的列 (1)、列 (2) 为所有样本的工具变量回归结果, 其中列 (2) 中的模型加入了控制变量。从 B 部分结果可得出, 随着时间变化的工具变量与产业集聚具有显著的正向关系, 同时, 不可识别检验和弱工具变量检验结果显示, 我们选取的工具变量是有效的。A 部分的结果显示, 加入了工具变量后, 产业集聚对企业全要素生产率依然具有显著正向的影响, 且系数相较于面板固定效应回归的结果变大, 产业集聚程度每提高 1%, 企业全要素生产率会提高 0.84%。此外, 控制变量工业中间投入和企业规模对企业全要素生产率的影响与前面的结果一致, 在此不作赘述。

此外, 为了考察产业集聚与企业全要素生产率之间的关系在不同所有制企业之间是否存在差异,

我们分别对国有企业和非国有企业做了上述的面板工具变量回归。国有企业回归结果如表 5 的列 (3)、列 (4) 所示, 可以发现, 第一阶段的工具变量有效性检验 (F 统计量 < 10) 没有通过, 而第二阶段结果显示产业集聚对企业全要素生产率具有显著的负向作用。这一结果的出现, 可能是由于国有企业一般会有更多的政府支持和政策优惠, 因此产业集聚的作用并不明显。而对于非国有企业来说, 第一阶段结果表明工具变量是显著有效的, 第二阶段结果显示, 企业会从产业集聚中得到好处, 产业集聚程度每提高 1%, 企业全要素生产率提高 8.0%。

通过对面板固定效应回归结果和面板工具变量回归结果进行比较分析, 发现后者解释变量的系数更大。此外, Hausman 检验结果表明两者回归结果是显著不同的。因此可以认为工具变量结果是可信的, 也进一步验证了前文的结论: 产业集聚程度高的地区, 知识溢出效应更加明显, 人才的流动更加频繁, 从而推动企业技术加速革新, 提高企业的全要素生产率。

表 5 面板工具变量回归结果

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 第二阶段回归结果 (被解释变量: 企业全要素生产率)						
产业集聚	0.956*** (0.074)	0.837*** (0.069)	-0.307 (0.285)	-1.075** (0.355)	0.960*** (0.106)	0.796*** (0.093)
工业中间投入		0.425*** (0.003)		0.404*** (0.010)		0.431*** (0.004)
企业规模		-0.349*** (0.007)		-0.248*** (0.021)		-0.340*** (0.009)
样本量	1430087	1427420	156463	154899	1267427	1266345
B: 第一阶段回归结果 (被解释变量: 产业集聚)						
企业数量* 1999 年	0.021*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.015*** (0.006)	0.014** (0.006)	0.017*** (0.005)	0.016*** (0.005)
企业数量* 2000 年	0.024*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.0003 (0.007)	0.0002 (0.007)	0.013** (0.007)	0.013* (0.007)
企业数量* 2001 年	0.025*** (0.006)	0.021*** (0.006)	-0.018 (0.011)	-0.018 (0.011)	0.007 (0.008)	0.006 (0.008)
企业数量* 2002 年	0.076*** (0.007)	0.070*** (0.007)	0.005 (0.013)	0.003 (0.013)	0.055*** (0.008)	0.054*** (0.008)
企业数量* 2003 年	0.101*** (0.007)	0.093*** (0.007)	-0.005 (0.014)	-0.006 (0.014)	0.077*** (0.009)	0.073*** (0.009)
企业数量* 2004 年	0.110*** (0.008)	0.103*** (0.008)	-0.0002 (0.018)	0.0008 (0.018)	0.072*** (0.010)	0.070*** (0.010)

(续上表)

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
B: 第一阶段回归结果 (被解释变量: 产业集聚)						
企业数量* 2005 年	0.127*** (0.008)	0.117*** (0.008)	0.009 (0.019)	0.006 (0.019)	0.091*** (0.010)	0.086*** (0.010)
企业数量* 2006 年	0.123*** (0.009)	0.112*** (0.009)	-0.009 (0.021)	-0.013 (0.021)	0.087*** (0.011)	0.082*** (0.011)
企业数量* 2007 年	0.131*** (0.009)	0.121*** (0.009)	0.022 (0.025)	0.018 (0.025)	0.093*** (0.011)	0.088*** (0.011)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有	有	有	有
不可识别检验	405.44***	357.93***	29.88***	27.46**	235.60***	216.93***
F 统计量	45.99***	40.54***	3.32***	3.05**	26.51***	24.39***
样本量	1430087	1427420	156463	154899	1267427	1266345

注: 括号内为在企业层面聚类的稳健性标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

五 稳健性检验

(一) 平衡面板

上文面板固定效应模型和面板工具变量回归中的样本均为非平衡面板数据。在这些样本中,有的企业中途破产而退出市场,也有新的企业进入。为进一步验证前面的结果,本部分构建一个 1998 - 2007 年的平衡面板数据,重新按照上述思路对模型进行分析。表 6 为平衡面板固定效应回归的结果。与前面得出的结论一致,无论是全体样本还是非国有企业样本,产业集聚与企业全要素生产率具有显著的正相关关系。而在国有企业样本中,产业集聚对企业全要素生产率的正向影响并不显著。

对平衡样本作面板工具变量回归分析,结果如表 7 所示。B 部分为第一阶段回归结果,A 部分为第二阶段回归结果。对全样本回归的结果显示,产业集聚与企业全要素生产率有显著正相关关系,与之前得出的结论一致。而国有企业样本的这种正相关关系并不显著;对于非国有企业来说,产业集聚与企业全要素生产率具有显著正相关关系,但弱工具变量检验的结果没有通过。

表 6 平衡面板固定效应回归

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产业集聚	0.006** (0.003)	0.007** (0.002)	0.013 (0.009)	0.012 (0.008)	0.006** (0.003)	0.005** (0.002)
工业中间投入		0.409*** (0.008)		0.278*** (0.024)		0.428*** (0.008)

(续上表)

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业规模		-0.245*** (0.007)		-0.272*** (0.023)		-0.248*** (0.007)
常数项	4.313*** (0.021)	1.623*** (0.065)	3.847*** (0.063)	2.857*** (0.216)	4.392*** (0.022)	1.485*** (0.067)
时间虚拟变量	有	有	有	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有	有	有	有
样本量	211130	211045	31946	31914	179184	179131
R ²	0.062	0.500	0.044	0.333	0.060	0.488
F-test 的 P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: 括号内为在企业层面聚类的稳健性标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 7 平衡面板工具效应回归

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 第二阶段回归结果 (被解释变量: 企业全要素生产率)						
产业集聚	1.029*** (0.151)	0.916*** (0.142)	0.263 (0.385)	0.066 (0.347)	1.655*** (0.328)	1.263*** (0.266)
工业中间投入		0.411*** (0.010)		0.278*** (0.024)		0.422*** (0.012)
企业规模		-0.400*** (0.026)		-0.274*** (0.027)		-0.450*** (0.045)
样本量	210951	210866	31566	31534	178865	178812
B: 第一阶段回归结果 (被解释变量: 产业集聚)						
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有	有	有	有
不可识别检验	113.05***	99.88***	9.39	9.00	69.49***	64.82***
F 统计量	12.86***	11.32***	1.04	1.00	7.90***	7.36***
样本量	210951	210866	31566	31534	178865	178812

注: 括号内为在企业层面聚类的稳健性标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(二) 产业集聚效应分解

将产业集聚的影响进行分解, 以探析集聚效应对企业全要素生产率的影响机制。按照 Li et al. (2012)^[6] 的做法, 集聚效应可被分解为: 地区的企业数量和企业的平均规模。其中, 前者为同地区企业 f 周围的企业数量, 后者为同地区企业 f 周围企业的平均规模。具体而言, 两者的计算公式如下:

$$\text{产业集聚 - 邻近企业数量 } Number_{fic} = \sum_{\substack{j \neq i \\ j \in \Omega_{ic}}} 1 \quad (19)$$

$$\text{产业集聚 - 邻近企业平均规模 } AverageSize_{fic} = \sum_{\substack{j \neq i \\ j \in \Omega_{ic}}} x_j / Number_{fic} \quad (20)$$

其中 x_j 为位于城市 c 的产业 i 中企业 j 的职工人数; Ω_{ic} 表示产业 i 城市 c 的企业集合。

表 8 为产业集聚效应分解的面板固定效应回归结果。从表 8 列 (1) 结果可以看出, 企业数量对全要素生产率的影响显著为正, 系数为 0.016, 而邻近企业平均规模对全要素生产率的影响显著为负, 系数为 -0.005。同样的结果, 对非国有企业也适用。而在国有企业中, 邻近企业平均规模的影响是负向的, 但不显著。这表明, 产业集聚对企业全要素生产率的影响力更体现在企业数量上。某一地区行业内企业数量越多, 企业的全要素生产率会更高。

表 8 产业集聚的分解效应

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	非国有企业
产业集聚 - 企业数量	0.016*** (0.001)	0.038*** (0.006)	0.011*** (0.001)
产业集聚 - 企业平均规模	-0.005** (0.002)	-0.004 (0.005)	-0.003* (0.002)
工业中间投入	0.437*** (0.003)	0.389*** (0.008)	0.445*** (0.003)
企业规模	-0.268*** (0.003)	-0.296*** (0.010)	-0.269*** (0.003)
常数项	1.463*** (0.026)	1.737*** (0.073)	1.410*** (0.028)
时间虚拟变量	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有
样本量	1506270	162834	1343436
R ²	0.499	0.513	0.438
F - test 的 P 值	0.000	0.000	0.000

注: 括号内为在企业层面聚类的稳健性标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(三) 全要素生产率测算

为了更进一步地验证产业集聚与企业全要素生产率之间的关系, 分别采用普通最小二乘法 (OLS) 和 LP 半参数方法对企业全要素生产率进行估计。LP 半参数估计方法是由 Levinsohn 和 Petrin (2003)^[41] 提出的, 在 OP 半参数估计方法的基础上, 对生产率冲击的代理变量进行调整。Levinsohn 和 Petrin (2003)^[41] 认为不是每一个企业每年都会产生正的投资, OP 半参数估计方法下那些投资为 0 的企业样本会被舍弃掉。基于此, Levinsohn 和 Petrin (2003)^[41] 提出以中间投入作为生产率冲击的代理变量, 对生产率进行估计, LP 方法不能对样本选择性偏差问题进行有效控制, 因此, 资本投入系数的估计量可能会出现向下偏误。但总体上, 以这两种方式作为稳健性检验并无太大干扰。

运用 OLS 和 LP 方法估计的全要素生产率作为因变量，重复上述面板固定效应模型的分析过程，结果如表 9 所示。将表 9 的结果与表 3 进行对比发现：选用 OLS 和 LP 方法估计的全要素生产率作为因变量的面板固定效应回归结果与前面结果一致，表明产业集聚与企业全要素生产率之间的正相关关系是稳健的，且三者的系数也高度重合。与前面结果唯一不同的地方在于，运用 LP 方法估计全要素生产率作为因变量时，企业规模对全要素生产率的影响显著为正。这其中的因果关系尚需进一步探究，本文因篇幅所限，暂不深究。

表 9 OLS 和 LP 估计的 TFP 作为因变量

变量	TFP_OLS			TFP_LP		
	全样本	国有企业	非国有企业	全样本	国有企业	非国有企业
产业集聚	0.008*** (0.001)	0.018*** (0.004)	0.006*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.019*** (0.004)	0.007*** (0.001)
工业中间投入	0.423*** (0.003)	0.381*** (0.008)	0.429*** (0.003)	0.446*** (0.003)	0.395*** (0.008)	0.453*** (0.003)
企业规模	-0.334*** (0.003)	-0.362*** (0.01)	-0.334*** (0.003)	0.100*** (0.003)	0.068*** (0.009)	0.099*** (0.003)
常数项	1.006*** (0.025)	1.138*** (0.073)	0.984*** (0.027)	1.655*** (0.025)	1.970*** (0.072)	1.611*** (0.027)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
企业虚拟变量	有	有	有	有	有	有
样本量	1531182	167701	1363481	1531182	167701	1363481
R ²	0.463	0.453	0.396	0.608	0.688	0.563
F - test 的 P - value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号内为在企业层面聚类的稳健性标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

六 结论与启示

本文基于 1998 - 2007 年中国工业企业数据库的数据，对产业集聚与企业全要素生产率之间的关系进行研究。结果发现，产业集聚对企业全要素生产率具有显著的正向影响，产业集聚程度高的地区，企业会有更高的全要素生产率。同时，运用工具变量控制产业集聚的内生性，发现产业集聚对企业全要素生产率依然具有正向影响，且这种影响在非国有企业中尤为显著，而在国有企业样本中并不显著。此外，将产业集聚效应进行分解之后，发现周围同行业企业的数量越多，企业全要素生产率越高。综合而言，地区产业集聚程度越高，同行业企业数量越多，一方面知识溢出效应明显，人才流动频繁，促进企业技术革新和制度创新；另一方面，同行业企业数量越多，竞争压力越大，企业会更有动力进行研发创新和组织制度改进。本文研究结论在一定程度上对探究产业集聚和企业发展有参考意义。新企业成立时，宜多考虑在产业集聚程度较高的地方注册落户，产业集聚效应有助于企业生产效率提高、企业成长和竞争力提升。

【参考文献】

- [1] Jorgenson, D., Griliches, Z.. The Explanation of Productivity Change [J]. *The Review of Economic Studies*, 1967, 34(3): 249 - 283.
- [2] 冼国明, 文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚 [J]. *管理世界*, 2006, (12): 18 - 31.
- [3] Marshall, A. F.. Principles of Economics London: Macmillan [J]. *Political Science Quarterly*, 1920, 31(4): 430 - 444.
- [4] Ciccone, A.. Agglomeration Effects in Europe [J]. *European Economic Review*, 2002, 46(2): 213 - 227.
- [5] Carlino, G. A., Chatterjee, S., Hunt, R. M.. Urban Density and the Rate of Invention [J]. *Working Papers*, 2006, 61(3): 389 - 419.
- [6] Li, D., Lu, Y., Wu, M.. Industrial Agglomeration and Firm Size: Evidence from China [J]. *Regional Science & Urban Economics*, 2012, 42(1): 135 - 143.
- [7] Henderson, J.. Marshall's Scale Economies [J]. *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(1): 1 - 28.
- [8] 李君华. 学习效应、拥挤性、地区的分工和集聚 [J]. *经济学(季刊)*, 2009, (3): 787 - 812.
- [9] Batisse, C.. Dynamic Externalities and Local Growth: A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces [J]. *China Economic Review*, 2002, 13(s2-3): 231 - 251.
- [10] Fan, C. C., Scott, A. J.. Industrial Agglomeration and Development: A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions [J]. *Economic Geography*, 2003, 79(79): 295 - 319.
- [11] Lin, H. L., Li, H. Y., Yang, C. H.. Agglomeration and Productivity: Firm-level Evidence from China's Textile Industry [J]. *China Economic Review*, 2011, 22(3): 313 - 329.
- [12] Olley, G., Pakes, A.. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *NBER Working Paper*, No. 3977, 1992.
- [13] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2011, (2): 571 - 602.
- [14] 张杰, 李勇, 刘志彪. 出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析 [J]. *管理世界*, 2008, (11): 50 - 64.
- [15] 张杰, 李勇, 刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据: 1999 ~ 2003 [J]. *管理世界*, 2009, (12): 11 - 26.
- [16] 余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率 [J]. *经济研究*, 2010, (12): 97 - 110.
- [17] 简泽, 张涛, 伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验 [J]. *经济研究*, 2014, (8): 120 - 132.
- [18] Hsieh, C., Klenow, P.. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 124(4): 1403 - 1448.
- [19] 简泽. 企业间的生产率差异、资源再配置与制造业部门的生产率 [J]. *管理世界*, 2011, (5): 11 - 23.
- [20] 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.
- [21] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率 [J]. *经济研究*, 2013, (4): 4 - 15.
- [22] 吴延兵. R&D 与生产率——基于中国制造业的实证研究 [J]. *经济研究*, 2006, (11): 60 - 71.
- [23] 吴延兵, 米增渝. 创新、模仿与企业效率——来自制造业非国有企业的经验证据 [J]. *中国社会科学*, 2011, (4): 77 - 94.
- [24] Biesebroeck, J. V.. Firm Size Matters: Growth and Productivity Growth in African Manufacturing [J]. *Economic Development & Cultural Change*, 2005, 53(3): 545 - 83.
- [25] Fernandes, A. M.. Firm Productivity in Bangladesh Manufacturing Industries [J]. *World Development*, 2008, 36(10): 1725 - 1744.
- [26] Yang, C. H., Lin, H. L., Li, H. Y.. Influences of Production and R&D Agglomeration on Productivity: Evidence from Chinese Electronics Firms [J]. *China Economic Review*, 2013, 27: 162 - 178.
- [27] 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.
- [28] Hu, C., Xu, Z., Yashiro, N.. Agglomeration and Productivity in China: Firm Level Evidence [J]. *China Economic Review*, 2015, 33: 50 - 66.

- [29] 谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. *经济学(季刊)*, 2008, 7(3): 809 – 826.
- [30] Krugman, P.. Increasing Returns and Economic Geography [J]. *Journal of Political Geography*, 1991, 99(3): 483 – 499.
- [31] Edgar M. Hoover. The Measurement of Industrial Localization [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1936, 18(4): 162 – 171.
- [32] Holmes, T. J., Stevens, J. J.. Geographic Concentration and Established Scale [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2002, 84(4): 682 – 690.
- [33] Ellison, G., Glaeser, E. L.. Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(5): 889 – 927.
- [34] Lu, J., Tao, Z.. Trends and Determinants of China's Industrial Agglomeration [J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(2): 167 – 180.
- [35] 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.
- [36] 关爱萍, 张宇. 中国制造业产业集聚度的演进态势: 1993 – 2012——基于修正的 E – G 指数 [J]. *产经评论*, 2015, 6(4): 15 – 27.
- [37] Chen, B. R., Wu, M.. Industrial Agglomeration and Employee Compliance with Social Security Contribution: Evidence From China [J]. *Journal of Regional Science*, 2014, 54(4): 586 – 605.
- [38] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999 – 2007 [J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2): 541 – 558.
- [39] 李国璋, 戚磊. 离岸和本土中间投入对中国工业行业生产率的影响 [J]. *中国工业经济*, 2011, (5): 80 – 89.
- [40] Jovanovic, B.. Selection and the Evolution of Industry [J]. *Econometrica*, 1982, 50(3): 649 – 70.
- [41] Levinsohn, J., Petrin, A.. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317 – 341.

Industrial Agglomeration and Total Factor Productivity of Enterprise: Evidence from Chinese Manufacturing

WU Ming-qin TONG Bi-ru

Abstract: The paper aims to make an investigation on the relationship between the industrial agglomeration and firm – level TFP by using the China's National Bureau of Statistics from year 1998 to 2007. We use the OP semiparametric estimation method to estimate the firm – level TFP, and conclude that the industrial agglomeration has a significant positive effect on the firm – level TFP. At the same time, We employ instrumental variables to control the potential endogeneity issues, and the result confirms the positive relationship between industrial agglomeration and TFP, which is especially significant in non – SOE firms. In addition, we decompose the industrial agglomeration effect in robustness checks, and find that the number of neighboring firms is the main factor influencing the TFP, which embodies that industrial agglomeration improves firm – level TFP by technology innovations and improving organization system deriving from knowledge spillover, labor flow and moderate industrial competition.

Key words: industrial agglomeration; TFP; OP semiparametric estimation

[责任编辑: 戴天仕]

[DOI] 10.14007/j.cnki.cjpl.2016.04.003

[引用方式] 吴明琴, 童碧如. 产业集聚与企业全要素生产率: 基于中国制造业的证据 [J]. *产经评论*, 2016, 7(4): 30 – 44.