

生产性服务业与制造业协同集聚 对制造业效率的影响*

——基于中国城市群面板数据的实证研究

刘叶*, 刘伯凡

(上海财经大学财经研究所, 上海 200433)

内容提要:经济进入新常态后,我国制造业依旧呈现疲软状态。在“供给侧”改革的背景下,如何提高制造业生产效率,破除制造业的发展困境,成为当前中国制造业转型升级亟须解决的问题。本文以“城市群”为空间研究范畴,构建了产业协同集聚与制造业生产效率间的动态面板回归模型,并利用我国22个城市群2003—2011年的相关数据,检验了城市群范围内生产性服务业与制造业协同集聚对制造业生产效率的影响及作用机制。主要研究结论显示:(1)面向城市群的生产性服务业和制造业协同集聚,对制造业全要素生产率变化产生了正向影响;(2)技术进步而非技术效率的改进,是面向城市群的生产性服务业与制造业协同集聚提升制造业全要素生产率的主要途径;(3)制造业与生产性服务业协同集聚对不同城市群的影响是不同的。因此,本文认为,加强城市群(特别是中西部地区城市群)的基础设施建设、空间结构调整以及地方政府间的协调与合作,推动城市群生产性服务业与制造业的协同发展;提高科技创新水平,促进生产性服务业的发展;改善制造业企业组织管理效率,提高企业自身的技术效率等,是提升当前中国制造业效率的有效途径。此外,鉴于不同城市群内产业协同集聚所带来的影响是不同的,拥有较多技术先进企业的城市群,应注重制造业与生产性服务业的协同发展;而拥有较多技术落后企业的城市群,应更加注重产业的专业化发展。

关键词:制造业效率;生产性服务业与制造业;协同集聚;城市群

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)06—0016—13

一、引言

近年来,中国逐渐步入后工业化时期,潜在经济增速和制造业企业回报率下滑。根据国家统计局数据显示,中国2015年全年GDP增速为6.9%,是1990年来的最低增速。进入经济新常态后,中国制造业成本优势也面临更加严峻的挑战,企业利润跌幅扩大,盈利能力下降,亟待转型升级。尤其在

当前“供给侧改革”的背景下,中国制造业迫切需要提升生产效率,缓解制造业企业疲软现状。随着经济全球化的逐步加深和产业分工的进一步深化,生产性服务业与制造业的关系愈发紧密,两者之间相互作用、融合发展的互动关系也得到国内外学者的广泛认同(Venable, 1996; Andersson, 2004; 柯善咨、赵曜, 2014)。既有研究显示,生产性服务业集聚可以通过技术溢出效应、企业竞争效应以及产业关联

收稿日期:2016-03-21

* 基金项目:上海财经大学研究生教育创新基金项目“生产性服务业与制造业协同集聚的空间演化及效应研究——基于中国地级及以上城市数据”(2015110664)。

作者简介:刘叶*(1988-),女,山东菏泽人,博士研究生,研究方向是区域经济,E-mail:liuyemay@163.com;刘伯凡(1987-),男,江苏徐州人,博士研究生,研究方向是城市经济与管理,E-mail:pzlb@126.com。*为通讯作者。

效应等途径,降低制造业的商务成本、提升制造业专业化水平,进而提高制造业的效率(宣烨,2012);而制造业与生产性服务业在空间上的协同集聚则可以在推动两个产业有效互动与融合的过程中,进一步提升产业各自的技术水平与生产效率(陈晓峰、陈昭锋,2014;胡艳、朱文霞,2015)。但是,受城市规模等因素的限制,当产业集聚水平超过城市可承受限度时,便会引发拥挤效应、环境污染等其他负外部效应,导致制造业乃至整个城市的效率损失。因此,突破封闭的城市概念,将产业协同集聚拓展到更加开放的城市群空间范畴内,是否可以解决这些问题?进一步来讲,城市群范围内制造业与生产性服务业的协同集聚是否仍会促进制造业的技术进步及效率提升?如果会,其提升方式又是怎样的?为了回答这些问题,本文将以城市群为研究视角,分析中国城市群的生产性服务业与制造业协同集聚对制造业生产效率的影响,这对于通过城市间产业的分工与互动促进制造业效率提升、缓解中国经济下行压力具有重要意义。

二、文献评述与研究假设

1. 产业集聚与生产效率的相关文献评述

集聚与生产效率的关系是经济学的热点论题。Marshall(1890,1920)指出,相似产业内企业的集聚源自劳动力、中间投入品以及专业技术和知识三种要素的共同作用。集聚经济效应(外部性)既是集聚的原因,又是集聚的结果,它可以促进人口更为密集、就业规模更大的区域中企业生产效率的提升,大量经验研究也支持了这一论点(Ciccone & Hall, 1996; Ciccone, 2002; Brühlhart & Mathys, 2008; 刘修岩, 2010; 王良举、陈甬军, 2013)。在Marshall的基础上,Ohlin(1933)和Hoover(1936)将集聚经济效应划分为地方化或专业化经济和城市化或多样化经济。前者强调单一产业的集聚可以促进产业内企业间的信息、知识的扩散和技术的创新,进而推动产业生产效率的提高;后者强调具有

较高差异的、多产业的集聚可以促进产业间的知识和技术的溢出,从而获得较高的生产率(徐盈之、朱依曦,2010)。由于Marshall强调的集聚效应产生于相似产业内,之后有关产业集聚与制造业效率的研究多由制造业内部展开(Nakamura, 1985; 陈丰龙、徐康宁, 2012; 王良举、陈甬军, 2013),研究结论也大都支持制造业集聚可以促进产业效率提升的论点。对于何种集聚效应是促进制造业效率提升的主要原因,虽然学者们也进行了一番讨论(Mukkala, 2004; 范剑勇等, 2014; 胡翠、谢世清, 2014),目前仍存在较大争议。

不过,自20世纪60年代以来,服务业特别是生产性服务业得到快速发展,越来越多的学者开始关注服务业及其与制造业的互动对制造业生产效率的影响。Riddle(1986)认为,服务业是一个便于一切经济交易、可以促进其他产业部门增长的产业,而生产性服务业的发展则可以通过深化制造业分工、降低制造业交易成本以及提升制造业专业化水平等途径提升制造业效率(宣烨, 2012);Markusen(1989)认为,生产性服务业从制造业中的逐渐分离,一方面,促进了自身产业的不断发展;另一方面,可以为制造业提供更为专业化的服务,降低制造业成本,从而提高制造业的生产效率;Francois(1990)则基于服务业部门外部专业化的视角,分析了生产性服务业在调控专业化生产过程中起到了重要作用,并在与制造业的互动过程中促进了制造业效率的提升;顾乃华等(2006)在研究中国经济转型期生产性服务业发展与制造业竞争关系时指出,推动制造业企业的生产性服务外包、促进生产性服务业与制造业的良性互动,有利于制造业效率的提升;江静等(2007)利用中国地区和行业的面板数据进行的经验分析也认为,生产性服务业可以通过降低制造业单位产品的生产成本,进而促进制造业效率的提升;高峰、刘志彪(2008)认为,制造业和服务业的协同集聚可以通过关联产业间,在劳动分工、制度、资本以及创新上的协同互动,不断强化集聚

产业的“集体效率”和“外部经济”,为制造业的发展提供良好的环境,实现制造业的良性集聚与产业升级;高觉民、李晓慧(2011)在产业视角下通过分解资本要素和劳动要素,构建了生产性服务业与制造业的互动机理模型,并利用联立方程模型验证了二产业之间相互影响、相互促进的互动发展关系;顾乃华(2011)利用城市样本数据和多层线性模型,分析了中国城市生产性服务业集聚对工业的外溢效应与区域边界,结果显示,城市生产性服务业集聚可以显著提高本地工业的TFP,但省域层面两者间的关系并不显著;宣烨(2012)引入空间因素分析了生产性服务业集聚对制造业效率的空间外溢效应,研究表明,中国城市生产性服务业空间集聚不仅可以提高本地制造业效率,还可以通过外溢效应提升周边地区制造业的效率;陈晓峰、陈昭锋(2014)以中国东部沿海城市 and 地区为研究样本,指出生产性服务业与制造业协同集聚有利于两个产业各自专业化水平的提高,可以促进两者间的有效融合与互动,从而提升地区产业的效率与竞争力。

2. 研究假设的提出

从上述文献回顾来看,既有文献大多关注单一产业集聚对制造业效率的提升的影响及内在机制,少数有关产业协同集聚效应的研究也都基于城市范畴,以城市群为空间单位,研究协同集聚与制造业效率关系的探讨相对缺乏。但是,考虑到一个城市人口、资源和环境等的承受规模是有限的,当城市内部产业集聚超过其可承受限度时,便会引发交通拥堵、房价偏高、环境污染等集聚负外部性,进而给城市产业及经济效率带来不利影响(周圣强、朱卫平,2013;王俊、李佐军,2014)。李强(2013)在研究城市产业双重集聚时也发现,双重集聚效应对城市劳动生产率的影响,随着城市规模的扩大呈现出先上升后下降的倒“U”型趋势,并指出“城市集聚区”的都市圈模式可以实现更大范围内制造业与服务业的协调发展,变挤出效应为互补效应。鉴于此,本文认为,随着科技尤其交通通信技术的发展,

突破城市空间范围,当生产性服务业与制造业协同集聚拓展到城市群模式时,对制造业生产率仍会产生正向影响。因此,本文提出如下假设:

H₁:生产性服务业与制造业协同集聚可以促进城市群制造业TFP的提高。

既有研究认为,TFP的变化主要包括技术效率和技术进步两方面因素。那么,如果生产性服务业和制造业的协同集聚对城市群制造业全要素生产率变化的影响是显著的,其实现途径是怎样的?李小平、朱钟棣(2006),周燕、蔡洪波(2011)等的研究表明,产业集聚对技术效率和技术进步的变化均有影响;金飞、陈晓峰(2015)则认为,产业集聚主要通过促进技术进步(并非技术效率的改进)进而对TFP产生影响。考虑到生产性服务业的高技术和知识人才含量特点对制造业的影响,本文认为,城市群范围内两个产业间的协同集聚主要通过推动整体制造业的技术进步,进而提升了制造业的生产效率。因此,本文提出如下假设:

H₂:产业协同集聚主要通过影响制造业的技术进步进而对城市群制造业TFP产生正向影响。

三、研究设计

1. 计量模型设计

在同一城市内部,生产性服务业的集聚会对制造业产生知识外溢等正的外部性影响,这种外部性可以提升制造业的生产效率。随着信息与通信技术(ICTs)的发展,本文认为,可以打破单个城市的空间范围,将这一理论推广到城市群之中,即假设H₁所述。故构建如下静态面板模型:

$$gtfp_{it} = \theta_0 + \theta_1 co_{it} + \theta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,gtfp表示制造业全要素生产率的变化;co为生产性服务业和制造业的协同集聚度;X为其他影响TFP的控制变量组成的向量集;i表示各个城市群,t表示年份; $\theta_0 \sim \theta_2$ 为待估参数; ε 为随机扰动项。

Färe等(1994)通过数据包络分析方法将Malmquist生产率指数分解为技术效率变化(tech)

和技术进步(*tech*),即 $tfpch = effch \times tech$ 。借鉴这一思想,将全要素生产率变化分解为技术效率变化(*effch*)和技术进步(*tech*),那么,生产性服务业和制造业的协同集聚对制造业全要素生产率的影响机制可能是:1)通过技术效率的变化;2)通过技术进步的变化;3)以上两者同时存在。为对假设 H_2 进行验证,本文分别用规模效率变化 *effch* 和纯技术效率变化 *tech* 代替 *gtfp* 作为被解释变量,构建如下静态面板模型:

$$effch_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 co_{it} + \alpha_2 X_{it} + \zeta_{it} \quad (2)$$

$$tech_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 co_{it} + \varphi_2 X_{it} + \delta_{it} \quad (3)$$

其中,*effch* 为技术效率变化;*tech* 为技术进步; $\alpha_0 \sim \alpha_2, \varphi_0 \sim \varphi_2$ 为待估参数; ζ, δ 为随机扰动项。

但是,考虑到静态模型存在以下两点不足:一是假定了各个因素对 *gtfp* 的影响是瞬时发生,很显然这不符合现实;二是模型以外变量将导致内生性问题。通过局部调整模型,本文可以得到解释变量中含有滞后一期被解释变量的动态面板回归模型,同时,滞后一期的被解释变量可以作为部分遗漏变量的代理变量来解决内生性问题。动态面板模型具体形式如下:

$$gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 gtfp_{it-1} + \beta_2 co_{it} + \beta_3 X_{it} + \sigma_{it} \quad (4)$$

$$effch_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 effch_{it-1} + \varphi_2 co_{it} + \varphi_3 X_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$tech_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 tech_{it-1} + \lambda_2 co_{it} + \lambda_3 X_{it} + \tau_{it} \quad (6)$$

其中, $gtfp_{it-1}, effch_{it-1}$ 和 $tech_{it-1}$ 分别为 $gtfp_{it}, effch_{it}$ 和 $tech_{it}$ 的滞后一期; $\beta_0 \sim \beta_3, \varphi_0 \sim \varphi_3, \lambda_0 \sim \lambda_3$ 为待估参数; δ, μ, τ 为随机扰动项。

2. 变量说明和数据来源

(1)相关变量说明。主要包括以下变量:

① 制造业全要素生产率的变化(*gtfp*)。本文采用两种方法对该变量进行度量:第一种,本文将中国工业企业数据库中的制造业企业数据进行整理加总,得到城市群的投入和产出数据,并用 DEA-Malmquist 指数法对我国城市群的制造业各个年份

的全要素生产率变化进行测算,这样可以得到城市群整体制造业的 TFP 变化,记作:*gtfp_MA*。使用该方法的优点在于,可将 TFP 变化分解为技术效率变化(*effch*)和技术进步(*tech*),为下文分析产业协同集聚对制造业效率的影响机制做准备。此外,本文用于计算投入和产出的数据来源于中国工业企业数据库,将企业级微观数据直接累加计算得到各个城市群制造业的投入值和产出值数据,无疑更加精确^①。第二种,本文选取研究时段范围内一直存在的企业,使用 LP 方法测算每个企业的 TFP 值,并借鉴 Hsieh 等(2009)、Brandt 等(2012)做法,利用职工人数作为权重,计算制造业整体 TFP。杨汝岱(2015)认为,这种算法计算出来的结果并没有经济学含义,但可以用于年度之间的比较。因此,本文利用该数据得到全要素生产率的变化,记作:*gtfp_LP*。这一测度方法是对第一种方法的补充,将该指标作为被解释变量,可视为对第一种测度方法的稳健性检验,该方法的缺点在于无法将 TFP 变化进一步分解。

② 技术效率变化(*effch*)和技术进步(*tech*)。本文采用 Färe 等(1994)的方法,将制造业全要素生产率变化(*gtfp_MA*)分解为技术效率变化(*effch*)和技术进步(*tech*),并分别代替 *gtfp* 作为被解释变量进行回归,以分析协同集聚对 *gtfp* 的影响路径。

③ 协同集聚指数(*co*)。Ellison & Gleser(1997)在 EG 指数的基础上,构建了用于考察多个产业间协同集聚状况的 EG 修正指数;Devereux 等(2004)将其进行了简化(陈国亮、陈建军,2012)。本文将采用该修正指数对城市群内部生产性服务业和制造业的协同度进行测算,具体计算形式如下:

$$co = \frac{G_r - \sum_{j=1}^r (G_j \times w_j^2)}{1 - \sum_{j=1}^r w_j^2} \quad (7)$$

^①相对于城市群的整体数据而言,中国工业企业数据库可能遗漏的企业几乎可以忽略不计。

其中, $w_j = T_j / \sum_{j=1}^r T_j$ 表示权重指标(本文用产业就业人数表示), T_j 为产业 j 的就业人数; $G = \sum_{N=1}^2 s_N^2 - 1/N$ 表示地理集中度(本文用赫芬达尔指数表示), G_r 和 G_j 分别为两个产业和单个产业的赫芬达尔指数, S_N 为两个或单个产业在第 N 个地区的就业人数占该地区所在城市群的两个或单个产业总就业人数的份额。对于制造业的界定比较简单, 本文以国家的行业标准中 29 个制造业行业加总作为制造业, 而生产性服务业的界定则相对较难, 本文借鉴李子叶等(2015)的做法, 将“交通运输、仓储和邮政业”“信息传输、计算机服务和软件业”“科学研究、技术服务和地址勘察业”“金融业”和“租赁和商务服务业”五个行业加总作为生产性服务业。

④ 控制变量。基于以往相关研究, 本文控制了以下变量: 人力资本 (huc), 采用每万人在校大学生人数衡量; 技术创新投入 (tii), 用科技从业人员占总从业人员数的比重度量, 由于无法得到科技从业人员数据, 本文使用科技服务和地质勘探业从业人员数替代; 外商直接投资比 ($fdir$), 使用实际利用外商投资占 GDP 的比重表示, 其中, 外商直接投资按照当年平均汇率计算得到; 市场化程度 (mak), 采用城镇私营和个体从业人数占总从业人数比重表示; 政府规模 (gov), 采用政府收入占 GDP 的比重表示; 基础设施水平 (ifs), 使用的是城市人均铺装道路面积衡量; 企业平均规模 (ets), 使用所有企业平均产值并以 2002 年不变价格表示。

(2) 数据样本、来源及相关说明。① 数据样本。对于中国城市群的划分, 本文参考了《2010 中国城市群发展报告》(科学出版社, 2011)、《2013 中国区域经济发展报告—中国城市群的崛起与协调

发展》(人民出版社, 2013) 以及万庆等(2015)的划分方案, 并考虑到数据的可得性, 本文划分了 22 个城市群作为研究样本。需要指出的是, 考虑到以城市群作为统计单位的相关数据非常少, 而本文将城市群作为一个整体来研究, 故除特别说明之外, 文中城市群的相关统计指标均为城市群内所有城市的相应统计指标加总所得。又由于 2002 年以后, 我国对服务业行业的统计口径和名称进行重新规定以及数据的可得性问题, 本文选取 2003—2011 年为研究时段。② 数据来源。本文在计算 $gftp_MA$ 和 $gftp_LP$ 时, 各个地级市制造业数据来源于中国工业企业数据库。具体如下: 计算 $gftp_MA$ 投入指标时, 取城市群中所有制造业企业的职工人数之和作为该城市群的劳动投入; 取城市群中所有制造业企业的资本存量之和作为资本投入; 关于制造业企业的资本存量, 本文借鉴 Brandt 等(2012)和盖庆恩等(2015)的做法, 采用永续盘存法进行估计, 企业真实资本如下: $K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + (NK_t - NK_{t-1}) / (P_t^K)$ 。其中, K_t 表示真实资本(以 2002 年为基准年), NK 为名义资本, δ 取 0.09, P_t^K 表示投资价格指数。与 Brandt 等(2012)的做法不同, 本文借鉴了杨汝岱(2015)的估算方法, 计算 $gftp_MA$ 产出指标和企业平均规模时, 首先将各个企业的产值使用出厂价格指数平减, 然后把城市群内部所有产值加总得到该城市群总产出(以 2002 年为基准年), 用总产出除以企业总数得到城市群的企业平均规模; 在计算 $gftp_LP$ 时, 资本通过上述算法取得, 工业增加值使用出厂价格指数平减(以 2002 年为基准年), 投资由 $K_t - K_{t-1}$ 得到, 其中, 企业增加值数据缺失的年份, 使用计算公式: 增加值 = 当年工业总产值 - 中间品 + 增值税, 自行计算得到。以上投资价格指数、出厂价格指数来源于《中国城市(镇)生活与价格年鉴》; 其他数据来源于《中国城市统计年鉴》。各个变量的描述性统计结果如表 1 所示:

表 1 各个变量的描述性统计

| 变量名称 | 指标名称 | 样本数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------------|-----------|-----|---------|--------|---------|---------|
| <i>gtfp_MA</i> | TFP 变化率 1 | 198 | 1.2528 | 0.7188 | 0.316 | 4.387 |
| <i>gtfp_LP</i> | TFP 变化率 2 | 198 | 0.2200 | 0.8248 | -0.7152 | 3.5508 |
| <i>tech</i> | 技术进步 | 198 | 1.1752 | 0.4321 | 0.481 | 2.8890 |
| <i>effch</i> | 技术效率变化 | 198 | 1.0214 | 0.2475 | 0.443 | 2.2800 |
| <i>co</i> | 产业协同集聚度 | 198 | 0.1109 | 0.0875 | -0.2223 | 0.2751 |
| <i>gov</i> | 政府规模 | 198 | 0.0678 | 0.0181 | 0.0343 | 0.1183 |
| <i>huc</i> | 人力资本 | 198 | 5.3030 | 0.6566 | 2.1071 | 6.3087 |
| <i>fdir</i> | 外商直接投资比 | 198 | 0.0291 | 0.0208 | 0.0004 | 0.1010 |
| <i>tii</i> | 技术创新投入 | 198 | 0.0238 | 0.0085 | 0.0086 | 0.0473 |
| <i>mak</i> | 市场化程度 | 198 | 0.7819 | 0.2906 | 0.2536 | 1.8302 |
| <i>ifs</i> | 基础设施水平 | 198 | 1.6996 | 0.5210 | 0.3131 | 2.8760 |
| <i>ets</i> | 企业平均规模 | 198 | 11.5468 | 1.1687 | 8.7330 | 14.7208 |

注:TFP 变化率 1(*gtfp_MA*)是基于 DEA-Malmquist 指数法的 TFP 变化率,TFP 变化率 2(*gtfp_LP*)是基于 LP 方法的 TFP 变化率

资料来源:表中数据主要根据《中国工业企业数据库》《中国城市统计年鉴》和《中国城市(镇)生活与价格年鉴》计算整理所得

四、实证结果与分析

在动态模型中,由于被解释变量滞后项与随机扰动项理论上可能存在相关性,从而产生内生性问题。目前,解决这一问题最有效的方法是广义矩估计(GMM)法。在广义矩估计方法中,Blundell 等(1998)认为,系统 GMM 可以解决差分 GMM 存在的弱工具变量问题;Roodman(2009)则认为,系统 GMM 比差分 GMM 更为有效。此外,系统 GMM 适用于截面样本多而时间跨度短(大 N 小 t)的面板数据类型。本文 22 个城市群九年的面板数据恰好符

合这一要求。因此,本文将选用系统 GMM 两步法对模型进行参数估计。为验证城市群范围内生产性服务业和制造业的协同集聚是否会对制造业生产效率的变化产生影响(即假设 H_1),本文将首先对方程(4)进行回归;如果证明这种影响确实存在,本文将对方程(5)、方程(6)进行回归,来分析这种影响产生的机制(即假设 H_2)。

1. 方程(4)的回归结果及其分析

本文以 *gtfp_MA* 作为被解释变量,利用系统 GMM 通过依次增加控制变量的方法对方程(4)进行实证分析,模型估计结果如表 2 所示。

表 2 方程(4)分步回归结果及显著性水平

| 变量 | 模型 1(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 2(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 3(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 4(<i>gtfp_MA</i>) |
|-----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>L1. gtfp</i> | -0.227 *** (0.031) | -0.241 *** (0.030) | -0.241 *** (0.038) | -0.305 *** (0.044) |
| <i>co</i> | 1.930 ** (0.767) | 2.605 ** (1.416) | 8.390 ** (3.463) | 5.857 ** (2.600) |
| <i>gov</i> | | -11.466 ** (4.249) | -38.613 *** (13.092) | -69.057 *** (13.814) |

| 变量 | 模型 1(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 2(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 3(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 4(<i>gtfp_MA</i>) |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>ets</i> | | | 0.231 ** (0.094) | 0.411 *** (0.112) |
| <i>fdir</i> | | | | 20.970 * (11.703) |
| <i>huc</i> | | | | |
| <i>tii</i> | | | | |
| <i>ifs</i> | | | | |
| <i>mak</i> | | | | |
| 常数项 | 1.359 *** (0.096) | 2.074 *** (0.275) | 0.602 (0.921) | 0.372 (0.372) |
| F 检验(<i>P</i> 值) | 27.93 (0.000) | 21.97 (0.000) | 10.00 (0.000) | 14.26 (0.000) |
| AR(1) 检验(<i>P</i> 值) | -3.63 (0.000) | -3.65 (0.000) | -3.48 (0.001) | -3.07 (0.002) |
| AR(2) 检验(<i>P</i> 值) | -0.17 (0.866) | -0.20 (0.844) | -0.15 (0.881) | -0.99 (0.320) |
| Hansen 检验(<i>P</i> 值) | 20.28 (0.997) | 21.98 (0.928) | 21.69 (0.479) | 21.41 (0.556) |
| 变量 | 模型 5(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 6(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 7(<i>gtfp_MA</i>) | 模型 8(<i>gtfp_MA</i>) |
| <i>L1.gtfp</i> | -0.326 *** (0.079) | -0.337 *** (0.077) | -0.331 *** (0.075) | -0.318 *** (0.069) |
| <i>co</i> | 16.676 ** (6.291) | 19.727 *** (6.923) | 20.115 *** (6.617) | 21.700 ** (8.032) |
| <i>gov</i> | -76.851 *** (16.106) | -96.211 *** (18.733) | -95.606 *** (17.364) | -98.072 *** (20.440) |
| <i>ets</i> | 0.728 *** (0.182) | 0.878 *** (0.255) | 0.826 *** (0.248) | 0.798 *** (0.228) |
| <i>fdir</i> | 39.620 ** (15.577) | 29.370 * (15.908) | 23.683 (15.515) | 20.094 (18.828) |
| <i>huc</i> | -0.882 (0.625) | -0.713 (0.471) | -0.602 (0.436) | -0.561 (0.482) |
| <i>tii</i> | | -108.219 (68.245) | -159.706 (106.128) | -181.872 (145.906) |
| <i>ifs</i> | | | 0.594 (1.022) | 0.679 (1.158) |
| <i>mak</i> | | | | 0.248 (1.060) |
| 常数项 | 0.188 (2.089) | 1.408 (1.951) | 1.638 (1.886) | 2.023 (2.534) |
| F 检验(<i>P</i> 值) | 7.57 (0.000) | 8.08 (0.000) | 8.19 (0.000) | 12.8 (0.000) |
| AR(1) 检验(<i>P</i> 值) | -2.63 (0.009) | -2.07 (0.039) | -1.98 (0.047) | -2.01 (0.044) |
| AR(2) 检验(<i>P</i> 值) | 0.02 (0.987) | 0.31 (0.753) | 0.45 (0.651) | 0.60 (0.552) |
| Hansen 检验(<i>P</i> 值) | 20.36 (0.620) | 19.10 (0.639) | 17.99 (0.650) | 17.42 (0.686) |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝原假设;括号内为调整后的稳健标准误差

资料来源:本文整理

整体而言,利用分步法得到的各个模型均符合 GMM 的检验要求:即各个模型的残差均存在一阶自相关而不存在二阶自相关(符合 AB 检验要求);

Hansen 统计量不显著,即不存在工具变量的过度识别问题,这表明,各个模型所采用的工具变量合理有效。此外,各个模型的参数联合检验结果都非常

显著,意味着本文的模型设定合理有效。从参数估计结果来看,随着控制变量的逐步引入,各个变量的回归系数符号并未发生改变,而且显著水平变化较小,没有异常变动,这意味着估计结果较为稳健。本文的核心解释变量协同集聚度的系数均在5%的水平上显著,而且均为正,符合本文的预期(假设 H_1 成立)。此外,对于其他控制变量, $L1.gtfp$ 系数显著为负,这意味着城市群制造业全要素生产率的增长率是收敛的,即城市群制造业 TFP 的增长速度将趋于一个常数;政府规模 (gov) 同样会对 TFP 的增长率产生负向影响,即抑制了全要素生产率的增长速度,这表明,政府规模的扩大不利于城市群制造业效率的提高;企业规模 (ets) 对 TFP 的增长率具有积极影响,这意味着城市群中制造业企业的平均规模越大,城市群整体的制造业 TFP 增长率的增速就越高;市场化程度 (mak)、基础设施水平 (ifs)、人力资本 (huc) 和科研投入 (tii) 对于城市群制造业 TFP 的

增长率的影响均不显著,这可能是因为目前我国城市群整体的发展还不成熟,从城市群的空间范围考虑,这些因素还难以发挥作用。

为检验回归结果的稳健性,用 $gtfp_LP$ 作为被解释变量和以 $gtfp_MA$ 作为被解释变量的估计结果进行了对比(如表3所示)。研究结果显示,以 $gtfp_LP$ 作为被解释变量时,模型的 AB 检验和 Hansen 检验同样符合要求,且各个变量的回归系数及显著程度都非常接近。其中,关键变量生产性服务业和制造业协同集聚 (co) 的回归系数符号相同、数值接近,且都在5%的水平上显著,再次验证了假设 H_1 。

2. 方程(5)、方程(6)的回归结果及其分析

方程(4)的回归结果表明,假设 H_1 是成立的,即城市群范围内生产性服务业和制造业的协同集聚会对制造业生产效率的变化产生正向影响的。接下来,本文将对方程(5)、方程(6)进行回归,来验证假设 H_2 ,即分析这种影响产生的机制。回归结果如表4所示。

表3 方程(4)的稳健性检验

| 变 量 | 模型 8($gtfp_MA$) | 模型 9($gtfp_LP$) |
|----------------|---------------------|----------------------|
| $L1.gtfp_MA$ | -0.318*** (0.069) | |
| $L1.gtfp_LP$ | | -0.462*** (0.935) |
| co | 21.700** (8.032) | 19.898** (9.389) |
| gov | -98.072*** (20.440) | -123.150*** (39.643) |
| ets | 0.798*** (0.228) | 0.901** (0.332) |
| $fdir$ | 20.094 (18.828) | 19.149 (40.586) |
| huc | -0.561 (0.482) | 0.081 (1.275) |
| tii | -181.872 (145.906) | -131.447 (149.518) |
| ifs | 0.679 (1.158) | -1.041 (2.374) |
| mak | 0.248 (1.060) | -0.32 (1.669) |
| 常数项 | 2.023 (2.534) | 0.371 (3.927) |
| F 检验(P 值) | 12.8 (0.000) | 7.96 (0.000) |
| AR(1) 检验(P 值) | -2.01 (0.044) | -1.99 (0.046) |
| AR(2) 检验(P 值) | 0.60 (0.552) | 0.05 (0.957) |
| Hansen 检验(P 值) | 17.42 (0.686) | 20.41 (0.370) |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝原假设;括号内为调整后的稳健标准误

资料来源:本文整理

表4 方程(5)、方程(6)的回归结果

| 变量 | 模型 10(方程 5) | 模型 11(方程 6) |
|------------------|---------------------|-------------------|
| <i>L1. tech</i> | -0.297*** (0.080) | |
| <i>L1. effch</i> | | -0.283** (0.110) |
| <i>co</i> | 13.391** (6.403) | 3.735(2.321) |
| <i>gov</i> | -64.558*** (14.091) | -21.275** (8.529) |
| <i>ets</i> | 0.549** (0.220) | 0.259** (0.121) |
| <i>fdir</i> | 11.941(23.444) | -1.171(7.422) |
| <i>huc</i> | -0.004(0.673) | 0.041(0.202) |
| <i>tii</i> | -91.507(94.515) | -36.483(22.703) |
| <i>ifs</i> | 0.052(0.675) | -0.012(0.263) |
| <i>mak</i> | 0.064(0.737) | -1.041(0.734) |
| 常数项 | -0.222(2.060) | 0.866(1.087) |
| F 检验(P 值) | 8.80(0.000) | 4.91(0.001) |
| AR(1) 检验(P 值) | -2.09(0.037) | -2.41(0.0016) |
| AR(2) 检验(P 值) | 0.44(0.662) | -1.53(0.126) |
| Hansen 检验(P 值) | 18.58(0.549) | 19.06(0.457) |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝原假设；括号内为调整后的稳健标准误差

资料来源：本文整理

从回归结果(如表4所示)可以看出,模型10和模型11同样满足AB检验和Hansen检验的要求,可以使用GMM方法进行参数估计。从参数的回归结果来看,生产性服务业和制造业间的协同集聚(*co*)对制造业技术进步(*tech*)具有显著的正向影响,而对制造业技术效率变化(*effch*)的影响则不显著。这意味着,目前我国城市群的生产性服务业和制造业协同集聚可以提高制造业的技术进步,却无法对制造业的技术效率的提升产生显著影响。因此,本文认为,城市群的生产性服务业和制造业协同集聚对制造业TFP变化的影响机制是:通过促进制造业技术进步(一般表现为技术创新)来影响制造业的全要素生产率,即假设 H_2 成立。就DEA方法而言,技术进步(*tech*)意味着生产边界移动,而技术效率变化(*effch*)则表示朝着边界移动(王兵、颜

鹏飞,2007)。那么,生产性服务业集聚会对制造业产生知识外溢效应,这可以使制造业技术进步的路径得以改善,很显然,这种影响应该是推动最前沿技术水平的。对于生产率落后的制造业企业,由于其本身无法达到最优的生产技术水平,它们便没有能力消化生产性服务业带来的知识外溢。也就是说,这种外溢无法提高其追赶前沿技术的速度。因此,生产率落后的企业难以从这种外溢中获得好处(钱学锋、梁琦,2007)。

五、结论与政策建议

1. 主要研究结论

现有研究指出,同一城市内部制造业与生产性服务业协同集聚发展模式,可以通过两个产业间的有效互动与融合,提升制造业的水平与生产效率。

但是,当城市内的产业集聚水平超过其可承载能力时,便会引致一系列的负外部效应,从而不利于城市产业效率的提升和经济可持续发展。因此,打破单个城市的空间范畴,将制造业与生产性服务业协同集聚发展模式拓展到范围更大且更为开放的城市群空间内,或许能解决这些问题。鉴于此,本文以“城市群”为空间研究单位,构建了产业协同集聚与制造业效率间的动态面板回归模型,并利用我国22个城市群2003—2011年的相关数据,检验了城市群空间范围内的生产性服务业与制造业协同集聚对制造业生产效率的影响及作用机制。实证结果显示:(1)面向城市群的生产性服务业和制造业协同集聚,对制造业全要素生产率变化产生了正向影响。这表明,突破城市空间概念,城市群内部的城市之间产业的分工、互动与协同发展仍有利于制造业生产效率的提升。(2)技术进步(一般表现为技术的创新)是城市群内部生产性服务业与制造业协同集聚提升制造业全要素生产率的主要途径,即产业协同集聚通过知识外溢效应推动了制造业生产边界的移动,进而促进了制造业的优化与升级。(3)城市群范围内,生产性服务业和制造业协同集聚无法促进制造业企业技术效率的提高(一般表现为对先进技术的追赶)。(4)制造业与生产性服务业协同集聚对不同城市群的影响是不同的。事实上,我国城市群存在着较大的差异,东部地区城市群中的企业很多具有先进技术,而中西部地区城市群制造业企业具有先进技术的相对较少。根据结论(2)和结论(3),城市群范围内产业的协同集聚将使具有先进技术的企业更快发展(促进了技术进步),但是,无法促进相对落后企业的发展(无法促进技术效率改进),那么,产业间的协同集聚对东部地区城市群的发展所带来的积极影响将大于中西部地区城市群。此外,制造业企业规模对城市群整体制造业TFP增长产生正向影响,而政府(收入)规模的扩大则不利于制造业效率的提高,基础设施水平、人力资本和科研投入等因素对城市群制造业TFP的影响并不显著。

2. 政策建议

基于本文的研究结论,提出以下几点政策建议:

(1)加强全国(尤其中西部地区)城市群的建设,促进城市群空间范围内生产性服务业集聚与制造业集聚的协同发展。首先,完善城市群基础设施建设。加强城市群内部综合交通网络、信息通信以及资源能源等重大基础设施的一体化建设,在促进资本、人力等生产要素在城市群内部自由流动的同时,加强区域内各大城市之间的联系。其次,优化城市群空间结构。核心大城市在以生产性服务业等现代服务业为发展核心的同时,也要注重先进制造业和高新技术产业的发展,优化自身的产业结构;周边中小城市在承接核心城市制造业转移的基础上,也要注重一般辅助性服务业的发展,提升城市的产业层次。通过空间结构的优化调整,逐步形成面向城市群的生产性服务业与制造业协同集聚发展模式,提升整体制造业的生产效率。此外,城市群内部的地方政府之间要加强协调与合作,破除地方贸易保护主义,通过促进各生产要素在城市群内的自由流动,积极构建经济利益协调机制和资源环境补偿机制,优化生产性服务业与制造业协调发展的制度与生态环境等措施,进一步强化城市群内部的城市之间的联系。

(2)注重生产性服务业的发展,通过增强关联产业间的知识溢出效应,推动制造业技术进步来提高制造业的生产效率。作为知识密集型产业,生产性服务的发展不仅需要注重对科技创新的投入(如对高端人才和研究开发的投入),还要积极借助相关科研机构的力量,推动产业技术水平的提高,进而通过关联产业间的知识溢出效应提升制造业的生产效率。此外,地方政府也应针对生产性服务业(尤其高端生产性服务业),制定一系列投资、财税优惠政策以及人才引进政策,为产业的进一步发展创造良好的外部环境。

(3)鉴于城市群空间范围内,制造业企业目前还无法利用与生产性服务业协同发展提高自身的

技术效率,因而,这些制造业企业在加大科技创新投入力度提升自身技术水平的同时,更要注重通过企业组织管理效率的改善来提高自身的技术效率。

(4)考虑到不同城市群内部产业协同集聚所带来的影响是不一样的,对于具有较多技术先进企业

的城市群,应更加注重生产性服务业和制造业的协同发展;而对于具有较多技术落后企业的城市群,应当更加注重专业化的发展,利用相同产业内部企业的知识外溢实现对先进技术的追赶(即提高企业的技术效率)。

参考文献:

- [1] Andersson. Co-location of Manufacturing & Producer Services——A Simultaneous Equation Approach[R]. 2004.
- [2] Blundell, R., Bond, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87, (1): 115 - 143.
- [3] Brandt, L., Johannes, V. B., Yifan Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97, (2): 339 - 351.
- [4] 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.
- [5] Ciccone A. Agglomeration Effects in Europe[J]. European Economic Review, 2002, 46, (2): 213 - 227.
- [6] Ciccone, A., Hall, R. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. American Economic Review, 1996, 86, (1): 54 - 70.
- [7] Ellison G, Gleaser E. Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105, (5): 889 - 927.
- [8] Färe R., Grosskopf S., Norris M., Zhangyang Zhang. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries[J]. The American Economic Review, 1994, 84, (1): 66 - 83.
- [9] Francois J. Producer Services, Scale, and the Division of Labor[J]. Oxford Economic Papers, 1990, 42, (4): 715 - 729.
- [10] Hsieh Chang-Tai, Klenow P. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124, (4): 1403 - 1448.
- [11] Markusen J. Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs[J]. American Economic Review, 1989, 79, (1): 85 - 95.
- [12] Mikkala, K. Agglomeration Economies in The Finnish Manufacturing Sector[J]. Applied Economics, 2004, 36, (21): 2419 - 2427.
- [13] Nakamura, R. Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities[J]. Journal of Urban Economics, 1985, 17, (1): 108 - 124.
- [14] Roodman D. How To Do Xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata[J]. Stata Journal, 2006, 9, (1): 86 - 136.
- [15] Venable A. J. Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries[J]. International Economic Review, 1996, 37, (2): 341 - 359.
- [16] 陈丰龙, 徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 北京: 中国工业经济, 2012, (5).
- [17] 陈国亮, 陈建军. 产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国 212 个城市的经验考察[J]. 北京: 管理世界, 2012, (4).
- [18] 陈晓峰, 陈昭锋. 生产性服务业与制造业协同集聚的水平及效应——来自中国东部沿海地区的经验证据[J]. 合肥: 财贸研究, 2014, (2).

- [19] 范剑勇,冯猛,李方文. 产业集聚与企业全要素生产[J]. 北京:世界经济,2014,(5).
- [20] 盖庆恩,朱喜,程名望,史清华. 要素市场扭曲垄断势力与全要素生产率[J]. 北京:经济研究,2015,(5).
- [21] 高峰,刘志彪. 产业协同集聚:长三角经验及对京津唐产业发展战略的启示[J]. 石家庄:河北学刊,2008,(1).
- [22] 高觉民,李晓慧. 生产性服务业与制造业的互动机理:理论与实证[J]. 北京:中国工业经济,2011,(6).
- [23] 顾乃华. 我国城市生产性服务业集聚对工业的外溢效应及其域边界——基于 HLM 模型的实证研究[J]. 北京:财贸经济,2011,(5).
- [24] 顾乃华,毕斗斗,任旺兵. 中国转型期生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究——基于面板数据的实证分析[J]. 北京:中国工业经济,2006,(9).
- [25] 胡翠,谢世清. 中国制造业企业集聚的行业间垂直溢出效应研究[J]. 北京:世界经济,2014,(9).
- [26] 胡艳,朱文霞. 基于生产性服务业的产业协同集聚效应研究[J]. 广州:产经评论,2015,(2).
- [27] 江静,刘志彪,于明超. 生产者服务业发展与制造业效率提升基于地区和行业面板数据的经验分析[J]. 北京:世界经济,2007,(8).
- [28] 金飞,陈晓峰. 产业集聚、技术变化与全要素生产率——基于长三角 20 个制造业的实证分析[J]. 长春:工业技术经济,2015,(7).
- [29] 柯善咨,赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 北京:经济研究,2014,(4).
- [30] 李强. 基于城市视角下的生产性服务业与制造业双重集聚研究[J]. 杭州:商业经济与管理,2013,(1).
- [31] 李小平,朱钟棣. 中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究[J]. 北京:管理世界,2005,(4).
- [32] 李子叶,韩先锋,冯根福. 我国生产性服务业集聚对经济增长方式转变的影响——异质门槛效应视角[J]. 北京:经济管理,2015,(12).
- [33] 刘修岩. 集聚经济、公共基础设施与劳动生产率——来自中国城市动态面板数据的证据[J]. 上海:财经研究,2010,(5).
- [34] 钱学锋,梁琦. FDI、集聚与东道国利益:一个空间经济学的分析框架[J]. 北京:经济理论与经济管理,2007,(8).
- [35] 万庆,吴传清,曾菊新. 中国城市群城市化效率及影响因素研究[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2015,(2).
- [36] 王兵,颜鹏飞. 技术效率、技术进步与东亚经济增长——基于 APEC 视角的实证分析[J]. 北京:经济研究,2007,(5).
- [37] 王俊,李佐军. 拥挤效应、经济增长与最优城市规模[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2014,(7).
- [38] 王良举,陈甬军. 集聚的生产率效应——来自中国制造业企业的经验证据[J]. 上海:财经研究,2013,(1).
- [39] 徐盈之,朱依曦. 产业集聚的经济效应区域化还是城市化? ——基于中国航空航天制造业的研究[J]. 北京:科学学,2010,(5).
- [40] 宣烨. 生产性服务业空间集聚与制造业效率提升——基于空间外溢效应的实证研究[J]. 北京:财贸经济,2012,(4).
- [41] 闫逢柱,乔娟. 产业集聚一定有利于产业成长吗? ——基于中国制造业的实证分析[J]. 武汉:经济评论,2010,(5).
- [42] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 北京:经济研究,2015,(2).
- [43] 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]. 南京:产业经济研究,2013,(3).
- [44] 周燕,蔡洪波. 中国工业行业全要素生产率增长的决定因素 1996—2007[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2011,(1).

The Influence and Mechanism of Co-agglomeration between Producer Services and Manufactures to the Manufacturing Efficiency

—Empirical Research Based on the Panel Data of China's Urban Agglomerations

LIU Ye, LIU Bo-fan

(Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: In recent years, China steps into the post-industrial stage gradually. Its potential economic growth rate and the manufacture enterprises' rate of return decline at this stage. China's 2015 annual GDP growth rate is 6.9% which is the lowest growth rate since 1990, according to the National Bureau of Statistics. After entering the "New Normal", manufacturing cost advantage faces a more daunting challenge. Meanwhile, manufacturing enterprises' profit extends losses, profitability drops and need to transformation and upgrading imminently. Especially, under the background of the "Supply Side" reform, Chinese manufacturing industry urgent to improve the production efficient to ease this weak status quo. With the increasing of the economic globalization and the deepening of the industrial division, the relationship between producer services and manufactures is more closely. The interaction of these two industries has been widely recognized at home and abroad scholars.

Previous studies have shown that the agglomeration of the producer services can reduce the business cost of manufacturing, enhance the professional level of manufacturing and then improve the efficiency of it, through the technology spillover effects, the enterprise competition effects and the industry correlation effects and so on. At the same time, co-agglomeration of manufacturing and producer services in space can further enhance the technical level and the production efficiency of the respective industries, by pushing this two industries' interaction and fusion effectively. Restricted by such factors as the city scale, however, there will be crowding effect, environmental pollution, and other negative external effects, when the industrial concentration level than urban sustainable limits. And these will lead to the efficiency loss of the manufacturing industry and even the whole city. To breaking the closed concept of "city" and expanding the co-agglomeration to a more open space of "city group" can solve these problems? Further, the co-agglomeration between producer services and manufactures within the scope of urban agglomeration will promote the technology progress and efficiency improvement of manufacturing? If so, how do their ascending way?

This paper takes "urban agglomeration" as the research space category and investigates the influence and mechanism of co-agglomeration between producer services and manufactures to the manufacturing efficiency. Firstly, we put forward two hypotheses on the basis of reviewing literatures about the relationship between industrial agglomeration and productivity. One hypothesis is that the co-agglomeration within the scope of urban agglomeration can promote the manufacturing TFP of whole urban agglomerations. Another hypothesis is that the co-agglomeration promotes the manufacturing TFP mainly by promoting the technology progress of it. Then we establish a dynamic panel data regression model to test the above two hypotheses, based on the panel data of China's 22 urban agglomerations from 2003—2011. The key results indicate as follows: (1) Co-agglomeration between producer services and manufactures of urban agglomerations has a positive influence to its manufacturing TFP change. This indicates the coordinated development of industries between cities can make for the manufacturing efficiency; (2) Technology innovation is the main way to improve the manufacturing TFP. This means co-agglomeration mainly through the knowledge spillover effect to promote the optimization and upgrade of manufacturing; (3) Co-agglomeration between producer services and manufactures of urban agglomerations can not promote the manufacturing enterprises' technical efficiency; (4) The impact of co-agglomerations to different urban agglomerations are not the same. In detail, this positive influence in the east of the urban agglomerations will be greater than the Midwest urban agglomerations. This paper concludes that strengthening the infrastructure constructions and spatial structure adjustment of urban agglomerations, enhancing coordination and cooperation between local governments, promoting the development of producer services, improving the management efficiency of manufacturing enterprises and technical innovation inputs of it may be effective paths to promote the manufacturing efficiency of China at present. Additionally, the urban agglomerations which have more advanced technology enterprises should pay attention to the coordinated development of manufactures and producer services; the urban agglomerations which have more technology-lagged enterprises should pay more attention to the professional development of manufactures.

Key Words: manufacturing efficiency; producer services and manufactures; co-agglomeration; urban agglomerations

(责任编辑:月 才)