

DOI: 10.19361/j.er.2019.03.08

# 财政分权对产业集聚影响的实证分析

阎 川 雷 婕\*

**摘要：**本文揭示了财政分权制度对产业集聚的影响机制，并提供了基于中国 282 个地级市面板数据样本的经验证据，为中国产业集聚现象的原因解释提供了一个新的视角。研究发现：(1) 财政分权制度显著促进了产业集聚经济的发展，而这种制度红利的释放效果会受到宏观产业结构环境的影响。(2) 财政分权制度对制造业与生产性服务业协同集聚的影响呈现倒 U 型特征，当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时，财政分权制度会促进两个产业的协同集聚，并且制造业各行业之间的关联度越高，这种促进效果越明显；当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时，财政分权制度则阻碍了两个产业的协同集聚发展，而制造业和生产性服务业的产业关联度的提升则会缓解这种阻碍作用。

**关键词：**财政分权；产业集聚；生产性服务业；产业关联

## 一、问题的提出

产业集聚近年来一直是学术研究的热点之一，作为一个重要的经济现象，学术界一直在试图解释其可能的驱动因素。集聚解释理论从早期传统经济地理学的“地理要素禀赋外生决定论”（以韦伯（1909）、Ohlin（1933）、Christaller（1966）和 Henderson（1991）为代表），逐渐发展到 20 世纪末新经济地理学的“要素动态内生演进论”（以 Krugman（1991）为代表），产业集聚解释理论的研究范式也逐步从新古典经济学范式发展到一般动态均衡范式。21 世纪以后，随着产业集聚理论逐步引入制度经济学思想，政府和政策如何影响产业集聚开始越来越多地受到关注。税收竞争理论（Tax competition）认为，区域政府的减税政策会对企业产生吸引效应，造成区域产业集聚，而产业集聚又反过来会导致不同区域之间实际税率的不断“向下竞争”，直到“竞争到底（Race to the bottom）”（Wilson，1999）。Brakman 等（2002）将公共物品提供纳入了新经济地理学分析框架，理论推导得出政府提供公共物品能够促进产业集聚、吸引生产要素集聚，从而改变产业分布的空间均衡态势。Bucovetsky（2005）通过建立政府支出竞争的博弈模型，理论上分析了区域政府支出竞争对产业集聚的引导作用。Egger 和 Falkinger（2006）在一个两国竞争模型中证明，公共基础设施投资会吸引中间投入品生产企业的集聚。Commendatore 等（2008）通过改进新经济地理学中的“中心-外围”模型，从理论上解释了政府支出对工业产业集聚的拉动机制。Fenge 等（2009）通过在新经济地理学框架

\* 阎川，中央财经大学财政税务学院，邮政编码：100081；雷婕，中国出口信用保险公司国别风险研究中心，邮政编码：100033。

本文仅代表作者观点。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

内引入政府公共投入竞争,理论推导发现,在交易成本很高的时候,政府公共投入竞争将会导致工业分散分布,而交易成本降低到一定程度时,政府公共投入竞争将会引致产业集聚。Tsai(2017)进一步考察了区域政府公共物品提供的外溢效应对区域产业集聚的影响,发现公共物品的外溢效应对产业集聚存在扩散作用,当运输成本足够低的时候,那些享受到更多来自其他区域公共物品外溢效应的区域将会吸引更多的流动性劳动力,从而提高产业集聚水平。

关于中国的政府和政策如何影响区域产业集聚的相关理论和实证研究,也主要是在新经济地理学分析框架内展开。金煜等(2006)利用中国1987-2001年省级面板数据进行实证检验,发现政府支出与区域工业产业集聚存在反向关系,即政府作用越弱化,越有利于区域工业产业集聚。黄玖立和李坤望(2006)利用财政收入占GDP的比重来衡量中国各省市政府对工业产业的地方保护程度,指出政府地方保护与区域工业产业集聚存在正相关关系。梁琦和吴俊(2008)从理论上推导了中国式财政转移支付制度对工业产业集聚的影响机制,指出财政转移支付会导致产业稳定地向上级行政区集聚。陈建军等(2009)基于中国222个地级及以上城市2007年的截面数据,发现城市政府财政支出规模对生产性服务业集聚有显著负向影响。贺灿飞等(2010)利用2004年中国第一次经济普查资料,指出中国省级政府支出对省区工业产业集聚存在正向影响。胡晨光等(2011)则从发展战略、产业与贸易政策、市场制度、公共投资建设等政策手段的四个维度,从理论上论证了政府干预对产业集聚的影响机制,指出政府是产业集聚的“外在动力”。踪家峰和朱佳佳(2013)基于Commendatore等(2008)的理论框架,利用中国省级面板数据分析发现,生产性公共支出对中国省区工业产业集聚有着正向影响。李世杰等(2017)采用2003-2011年省级面板数据实证分析了我国地方政府政策行为的差异是否会对地区工业产业集聚产生差异化影响,发现不同的政策中,产业政策、公共服务政策、对外开放政策对工业产业集聚有正向影响,而财政政策对工业产业集聚有显著负向影响。

从以上文献梳理可以看出,一旦研究对象被定为中国,关于政府和政策对产业集聚演化影响的不同理论和实证研究就产生了彼此相左的结论,西方主流的新经济地理学理论的解释力就出现了下降,无法为在中国出现的异化现象提供完善的解释。李世杰等(2014)的综述性研究认为,出现这种现象的原因在于已有研究都将政府行为和政策作为产业集聚中的“偶然性”和“外生性”因素,忽略了政府行为和政策因素对产业集聚演化的内生性影响,与中国这一政府角色十分突出的国家的实际情况不符。在中国,政府(尤其是地方政府)对经济社会发展的方方面面影响都是巨大的,各级地方政府作为当地产业发展中的制度环境提供者,其行为和偏好显著影响着地方产业发展的轨迹。

作为世界上最大的发展中国家,中国的国家制度和政府政策对经济发展的影响尤为突出(林毅夫,2008)。特殊的制度结构带来地方政府之间的“政治锦标赛”,对地方政府官员的行为和偏好有着显著的塑造作用(周黎安,2004;周黎安,2007),进而对中国经济社会发展的各个方面产生不可忽视的重要影响,例如经济增长(谢贞发、张玮,2015)、技术创新(卞元超、白俊红,2017)、生态环境(刘建民等,2015)、政府债务(姜子叶、胡育蓉,2016)、微观视角的企业生产率、宏观视角的各类要素生产率(李斌等,2016)等等。而综观已有研究,尚未有文献探讨政府间财政分权制度对地方产业集聚的可能影响。探讨政府间财政分权制度对产

业集聚的影响,将有助于更加深入地理解中国产业集聚过程中的政府作用,有助于政府财政在中国产业集聚经济发展过程中更好地发挥基础和重要支柱作用,增强已有产业集聚理论对产业集聚现象的解释力和政策指导能力。鉴于此,本文尝试探讨中国式财政分权制度对产业集聚的影响机制,以丰富现有的产业集聚解释理论体系。

## 二、理论模型

本部分借鉴周黎安(2004)、余泳泽和刘大勇(2018)关于中国式财政分权的模型构建思路,构造一个政府财政分权环境下的产业集聚演化模型,尝试描述财政分权环境在产业集聚过程中发挥的作用。为了区分不同产业的性质,本部分分别选取工业产业中的制造业,以及服务业中的生产性服务业分别进行考察。

设每个地方的经济绩效为  $y_i$ , 地方广义上的、可用于承载产业入驻集聚的发展空间为  $S_i$ <sup>①</sup>。显然,一个地方被开发出来的可用于产业入驻集聚的发展空间越大,对当地经济的促进作用越大。在财政分权条件下,地方政府具有财政收支的自主性和发展经济的主动性,由此产生的地方政府官员在发展地方经济过程中的努力程度为  $a_i$ (周黎安,2007)。参照余泳泽和刘大勇(2018)的建模方法,当地经济绩效可以表达为:

$$y_i = S_i a_i + r S_j a_j + e_i \quad (1)$$

(1)式中:系数  $r$  代表地区  $j$  的官员的努力程度对地区  $i$  的经济绩效的空间溢出效应。根据周黎安(2004),设  $|r| < 1$ 。  $e_i$  为随机扰动项,  $e_i$  和  $e_j$  相互独立并且  $(e_i - e_j)$  服从期望为 0、独立且相同的对称分布  $F$ 。根据“政治锦标赛”的规则,假设  $y_i > y_j$ , 那么  $i$  地区的官员会得到晋升,晋升后  $i$  地区的官员会获得直接效用  $V$ , 而  $j$  地区官员没有被提拔。由于击败了竞争对手,  $i$  地区官员从中也获得了间接效用  $v$  (设  $V > v$ )。  $i$  地区官员获得提拔的概率为:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i > y_j) &= \Pr(S_i a_i + r S_j a_j + e_i - S_j a_j - r S_i a_i - e_j > 0) \\ &= \Pr[e_j - e_i < (1-r)(S_i a_i - S_j a_j)] \\ &= F[(1-r)(S_i a_i - S_j a_j)] \end{aligned} \quad (2)$$

设地方官员的努力成本为  $C(a_i)$ ,  $C(a_i)' > 0$  且  $C(a_i)'' > 0$  (周黎安,2004),由此可以得到  $i$  地区官员的效用函数为:

$$U_i(a_i, a_j) = F[(1-r)(S_i a_i - S_j a_j)] V + \{1 - F[(1-r)(S_i a_i - S_j a_j)]\} v - C(a_i) \quad (3)$$

由此可得  $i$  地区官员实现效用最大化的一阶条件为( $U_i$  对  $a_i$  求一阶偏导):

$$S_i = \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} (f(\cdot) = F(\cdot)') \quad (4)$$

由(4)式可得,地方政府官员的努力程度越高,该官员就越有在当地开发更多用于产业入驻集聚发展空间的倾向,这也比较符合中国的现实情形。从社会总福利最大化角度考察也可以得出类似的结论(余泳泽、刘大勇,2018)。

与此同时,为了发展经济,地方政府官员会制定产业政策,招商引资,积极吸引产业入驻

<sup>①</sup>  $S_i$  包括可用土地、城市空间、环境承载力等,例如建设新的经济开发区、出让更多工业用地和商业用地、建设更多城市基础设施等。直观上理解,如果将产业比喻为“水”,可以认为  $S_i$  为地方开拓出来的容纳“水”的“容器”。

集聚形成集聚经济,因为招商引资带来的集聚效应对地方经济的拉动作用已经有目共睹。相较于周黎安(2004)、余泳泽和刘大勇(2018)的模型构建,本文理论模型的创新之处在于对地方政府在招商引资过程中的产业选择偏好进行了进一步地细化描述,具体如下:

假设地方政府官员是理性人,会想方设法拉动地方经济绩效以换取晋升资本。设一个地方的初始制造业集聚水平为  $x_0$ 、初始生产性服务业集聚水平为  $y_0$ 。设由于集聚带来的经济绩效为柯布-道格拉斯形式:  $\pi = A(x+x_0)^a(y+y_0)^b$  ( $0 < a < 1, 0 < b < 1, a+b \leq 1$ ),  $x$  为制造业集聚水平的变动,  $y$  为生产性服务业集聚水平的变动,显然  $x+x_0 > 0$  且  $y+y_0 > 0$ 。  $a$  和  $b$  可以分别被理解为制造业和生产性服务业对当地经济绩效的拉动“效能”。由于制造业集聚和生产性服务业集聚呈现交互依存的特点(两者由于产业关联联系在一起),并且随着集聚水平提升,拥挤成本也逐渐增加,因此将集聚经济绩效设为柯布-道格拉斯形式有一定的合理性。生产性服务业由于其行业性质,劳动生产率相对制造业而言较低,对地方经济绩效的拉动作用没有制造业大(陈建军等,2009),因此可以设  $a > b$ 。设  $A$  为集聚的技术效率。

由于该地方可用于承载产业入驻集聚的发展空间  $S_i$  在任意一个时间节点来看总是有限的,因此产业集聚水平存在上限约束。当一个地方的官员上任后,为了实现当地经济绩效最大化,该官员应当存在优化以下问题的动机:

$$\begin{cases} \text{minimize: } -A(x+x_0)^a(y+y_0)^b \\ \text{s.t: } x+x_0+y+y_0 \leq S_i \end{cases} \quad (5)$$

由于在  $0 < a < 1, 0 < b < 1, a+b \leq 1$  的情况下,  $A(x+x_0)^a(y+y_0)^b$  为  $\mathbf{R}_2^+$  上的凹函数,故(5)式的优化问题的目标函数为凸函数。又(5)式的约束条件为线性函数,故根据库恩塔克条件(KKT),可以得出(5)式问题的最优解  $(x^*, y^*)$  满足以下条件:

$$\begin{cases} x^* + y^* + x_0 + y_0 \leq S_i \\ \lambda^* \geq 0 \\ \lambda^*(x^* + y^* + x_0 + y_0 - S_i) = 0 \\ -aA(x^* + x_0)^{a-1}(y^* + y_0)^b + \lambda^* = 0 \\ -bA(x^* + x_0)^a(y^* + y_0)^{b-1} + \lambda^* = 0 \end{cases} \quad (6)$$

由于  $x+x_0 > 0$  且  $y+y_0 > 0$ ,故  $\lambda^* > 0$ ,因此:

$$x^* + y^* + x_0 + y_0 - S_i = 0 \quad (7)$$

(7)式的含义是,地方官员一定会充分利用当地全部已开发出来的、可用于承载产业入驻集聚的发展空间投入经济发展、拉动尽可能多的产业在本地区集聚(即一定会将  $S_i$  这个“容器”“填满”)。同时,容易得到  $aA(x^* + x_0)^{a-1}(y^* + y_0)^b = \lambda^* = bA(x^* + x_0)^a(y^* + y_0)^{b-1}$ ,即:

$$a(y^* + y_0) = b(x^* + x_0) \quad (8)$$

由(7)式和(8)式可得:

$$\begin{cases} x^* = \frac{a}{a+b}S_i - x_0 \\ y^* = \frac{b}{a+b}S_i - y_0 \end{cases} \quad (9)$$

将(4)式代入(9)式,可得地方政府官员心目中最优的产业集聚配比的表达式为:

$$\begin{cases} x^* + x_0 = \frac{a}{a+b} \times \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \\ y^* + y_0 = \frac{b}{a+b} \times \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \end{cases} \quad (10)$$

由式(10)可以发现,除了  $a_i$  外,  $a$  和  $b$  的大小也会对制造业和生产性服务业的集聚水平产生影响,并且由于  $C(a_i)'$  与  $a/(a+b)$  是相乘关系,因此  $a$  和  $b$  的大小也会对  $\partial(x^* + x_0)/\partial a_i$  以及  $\partial(y^* + y_0)/\partial a_i$  产生调节作用。因此,对  $a$  和  $b$  包含的信息进行进一步挖掘,会有助于更加深入地理解  $a_i$  对  $x^* + x_0$  和  $y^* + y_0$  的可能影响机制。然而,影响  $a$  和  $b$  的因素较多,例如产业结构、技术发展水平等等,很难在模型中穷尽所有可能的影响因素。本文尝试从产业结构这一侧面对  $a$  和  $b$  进行解析。

容易注意到的是,生产性服务业集聚对当地经济的拉动“效能” $b$  应当包含两个部分,一个是生产性服务业自身对当地经济发展的贡献,另一个是生产性服务业因对制造业发展的“催化剂”作用而带来的制造业发展的进一步提升。实际上,这两个部分都与生产性服务业嵌入当地制造业的深入程度——即二者的关联度有关。简单地说,如果一个地方的生产性服务业不能很好地满足制造业企业的需求,不能很好地嵌入当地制造业价值链,那么就算生产性服务业企业再多,对地方经济的拉动作用也不会很强。其原因在于,如果产业结构不合理,地方制造业并不能获得来自生产性服务业的显著“催化作用”,生产性服务业自身对当地经济的贡献也会同时受到限制。因此,生产性服务业与制造业的产业关联程度应当与生产性服务业集聚对当地经济的拉动“效能” $b$  呈正相关关系。根据投入产出表结构(见图1),可以设生产性服务业集聚对地方经济的拉动作用满足:

$$b = g(\text{con\_sm}), g(\text{con\_sm})' > 0 \quad (11)$$

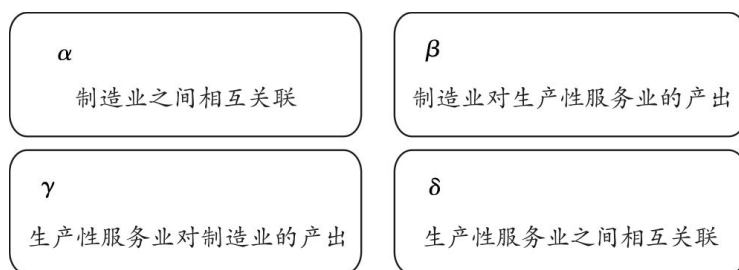


图 1

(11)式中:  $\text{con\_sm}$  为当地所处的宏观产业结构环境中制造业与生产性服务业的产业关联程度,可用图1中  $\beta$  和  $\gamma$  区域的投入产出总额占区域 GDP 比重来衡量,即包括两部分,一部分是生产性服务业对制造业产品的采购,另一部分是生产性服务业对制造业的服务产出。

同理,制造业集聚对当地经济的拉动“效能” $a$  也可以类似设为:

$$a = h(\text{con\_mm}), h(\text{con\_mm})' > 0 \quad (12)$$

(12)式中:  $\text{con\_mm}$  为当地所处的宏观产业结构环境中制造业各行业之间的关联程度,可用图1中  $\alpha$  区域的产出总额占区域 GDP 比重来衡量,即制造业各行业之间相互的产出总额。(12)式的含义是,制造业对地方经济的拉动作用会受到制造业各行业相互之间关联度的正向影响。这也较为符合经济发展规律,各行业协同发展总是会比各行业孤立发展要更有活力。

将(11)式和(12)式代入(10)式可得:

$$\begin{cases} x^* + x_0 = \frac{h(\text{con\_mm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \times \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \\ y^* + y_0 = \frac{g(\text{con\_sm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \times \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \end{cases} \quad (13)$$

由(13)式,将  $x^* + x_0$  和  $y^* + y_0$  对  $a_i$ 、 $\text{con\_mm}$  和  $\text{con\_sm}$  求导可得(14)和(15)各子式:

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial a_i} = \frac{h(\text{con\_mm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \cdot \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (14-1)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial \text{con\_mm}} = \frac{h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (14-2)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)^2}{\partial a_i \partial \text{con\_mm}} = \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \cdot \frac{h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} > 0 \quad (14-3)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial \text{con\_sm}} = \frac{-g(\text{con\_sm})'h(\text{con\_mm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} < 0 \quad (14-4)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)^2}{\partial a_i \partial \text{con\_sm}} = \frac{-g(\text{con\_sm})'h(\text{con\_mm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} < 0 \quad (14-5)$$

$$\frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial a_i} = \frac{g(\text{con\_sm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \cdot \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (15-1)$$

$$\frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial \text{con\_mm}} = \frac{-h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} < 0 \quad (15-2)$$

$$\frac{\partial(y^* + y_0)^2}{\partial a_i \partial \text{con\_mm}} = \frac{-h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} < 0 \quad (15-3)$$

$$\frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial \text{con\_sm}} = \frac{g(\text{con\_sm})'h(\text{con\_mm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (15-4)$$

$$\frac{\partial(y^* + y_0)^2}{\partial a_i \partial \text{con\_sm}} = \frac{g(\text{con\_sm})'h(\text{con\_mm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} \cdot \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (15-5)$$

根据式(13)、(14-1)、(15-1)可知,当  $a_i$  增加时,  $x^* + x_0$  和  $y^* + y_0$  都会相应增加,因此可以提出以下命题:

命题 1:在中国式财政分权条件下,由于相互之间的晋升竞争,地方政府官员为实现自身福利最优所付出的努力会促进地方制造业集聚和生产性服务业集聚,即财政分权条件下,各地区之间会形成制造业集聚和生产性服务业集聚的“竞优”。

命题 1 指出了中国式财政分权制度对产业集聚经济发展存在制度红利。同时,由式(13)可以发现,宏观产业结构环境变量  $\text{con\_mm}$  和  $\text{con\_sm}$  也会对  $x^* + x_0$  和  $y^* + y_0$  产生影响,这表示财政分权的制度红利释放效果会受到地方所处的宏观产业结构环境的调节作用,即:

命题 2:生产性服务业与制造业之间的产业关联度越高,各地区之间在生产性服务业集聚上的“竞优”效应越明显;制造业各行业之间的关联度越高,各地区之间在制造业集聚上的“竞优”效应越明显。

另一方面,将式(13)中上下两个子结果做差值,可以得到:

$$\Delta = (x^* + x_0) - (y^* + y_0) = \frac{h(\text{con\_mm}) - g(\text{con\_sm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \times \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \quad (16)$$

将两个产业最优集聚水平的差值  $\Delta$  对地方政府努力程度  $a_i$ , 以及产业关联度  $\text{con\_mm}$  和  $\text{con\_sm}$  求导,可以得到:

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial a_i} - \frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial a_i} = \frac{h(\text{con\_mm}) - g(\text{con\_sm})}{h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})} \times \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} > 0 \quad (17-1)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial \text{con\_mm}} - \frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial \text{con\_mm}} = \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \cdot \frac{2h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} > 0 \quad (17-2)$$

$$\frac{\partial\left(\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial a_i} - \frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial a_i}\right)}{\partial \text{con\_mm}} = \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \cdot \frac{2h(\text{con\_mm})'g(\text{con\_sm})}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} > 0 \quad (17-3)$$

$$\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial \text{con\_sm}} - \frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial \text{con\_sm}} = \frac{C(a_i)'}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \cdot \frac{-2h(\text{con\_mm})g(\text{con\_sm})'}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} < 0 \quad (17-4)$$

$$\frac{\partial\left(\frac{\partial(x^* + x_0)}{\partial a_i} - \frac{\partial(y^* + y_0)}{\partial a_i}\right)}{\partial \text{con\_sm}} = \frac{C(a_i)''}{f(\cdot)(1-r)(V-v)} \cdot \frac{-2h(\text{con\_mm})g(\text{con\_sm})'}{[h(\text{con\_mm}) + g(\text{con\_sm})]^2} < 0 \quad (17-5)$$

式(16)、(17)的各子式描述了财政分权条件下地方政府官员对待制造业集聚与生产性服务业集聚的差别。由此可以提出以下命题:

命题 3: 分权制度导致地方政府官员有着天然的“重制造业、轻生产性服务业”倾向,更倾向于拉动制造业集聚。同时,这种倾向会受到当地所处的宏观产业结构环境影响:当地所处的宏观上的制造业各行业之间的关联度越高,制造业和生产性服务业对地方经济拉动作用的差距越大,这种倾向越强;而当地所处的宏观上的生产性服务业与制造业之间的产业关联度越高,制造业和生产性服务业对地方经济拉动作用的差距越小,这种倾向越弱。

### 三、经验证据

#### (一) 计量模型设定

基于以上部分的理论模型,本部分设定如下的计量模型来对上文提出的三个命题进行实证检验:

$$\ln LQ\_IND_{it} = \alpha_1 + \lambda_0 \ln LQ\_IND_{it-1} + \lambda_1 \ln FD_{it} + \lambda_2 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_mm}_{it} + \lambda_3 \ln \text{Con\_mm}_{it} + \lambda_4 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_sm}_{it} + \lambda_5 \ln \text{Con\_sm}_{it} + \sum \gamma_1 \ln X_{1,it} + \mu_{1,i} + \sum \tau_t DT_t + \varepsilon_{1,it} \quad (18)$$

$$\ln LQ\_S_{it} = \alpha_2 + \beta_0 \ln LQ\_S_{it-1} + \beta_1 \ln FD_{it} + \beta_2 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_mm}_{it} + \beta_3 \ln \text{Con\_mm}_{it} + \beta_4 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_sm}_{it} + \beta_5 \ln \text{Con\_sm}_{it} + \sum \gamma_2 \ln X_{2,it} + \mu_{2,i} + \sum \tau_t DT_t + \varepsilon_{2,it} \quad (19)$$

$$\ln LQ\_IND_{it} - \ln LQ\_S_{it} = \Delta_{it} = \alpha_3 + \theta_0 \Delta_{it-1} + \theta_1 \ln FD_{it} + \theta_2 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_mm}_{it} + \theta_3 \ln \text{Con\_mm}_{it} + \theta_4 \ln FD_{it} \times \ln \text{Con\_sm}_{it} + \theta_5 \ln \text{Con\_sm}_{it} + \sum \gamma_3 \ln X_{3,it} + \mu_{3,i} + \sum \tau_t DT_t + \varepsilon_{3,it} \quad (20)$$

式(18)-(20)中: $i$ 为地区, $t$ 为时间, $\mu_{1,i}$ 、 $\mu_{2,i}$ 、 $\mu_{3,i}$ 为个体固定效应, $DT_t$ 为时间虚拟变量,因此式(18)、(19)、(20)均为“双向固定效应”(Two-way FE)。本部分选择中国282个地级市为样本,数据期间为2003-2016年,数据取自相应年份《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴。选择地级市层面数据的原因在于,地级市的财政分权涉及到省和中央两个层面,分权指标的计算结果较为有代表性,并且样本点较为丰富,得出的结论在统计上更为可靠。各变量说明如下:

(1) $LQ\_IND_{it}$ 表示城市制造业区位熵, $LQ\_S_{it}$ 表示城市生产性服务业区位熵。由于我国公布的统计数据中没有城市层面的制造业和生产性服务业的产值相关数据,故本文使用《中国城市统计年鉴》中制造业和生产性服务业的就业人数计算城市制造业和生产性服务业的区位熵。采用就业人数计算区位熵,也是基于城市层面数据研究制造业集聚和生产性服务业集聚的已有研究文献的普遍做法。关于生产性服务业的定义,这里使用顾乃华(2010)以及刘奕等(2017)的做法,使用“交通运输仓储邮政业”“信息传输、计算机服务业和软件业”“金融业”“租赁和商务服务业”“科学研究、技术服务和地质勘查业”代表生产性服务业。在式(18)、(19)中引入被解释变量的滞后一期借鉴了朱英明等(2012)的做法,用被解释变量滞后一期表示产业集聚过程中的累计循环效应。

(2) $FD_{it}$ :地方政府与上级政府间的财政分权程度。借鉴余泳泽和刘大勇(2018)的研究,本部分采用“地方政府与上级政府间财政分权”程度作为地方政府官员竞争努力程度的代理指标,因为财政分权构成地方政府官员激励的重要来源(周黎安,2007)。财政分权后,财政收支直接与地方经济状况密切相关,在中国当前的政治制度和官员晋升体制下,地方官员会不遗余力地拉动地方经济绩效以与其他地方政府展开竞争(余泳泽、刘大勇,2018)。本部分借鉴了郭庆旺和贾俊雪(2010)的做法,将财政支出分权定义为:

$$FD\_exd_{it} = \frac{\text{地级市人均财政支出}}{\text{地级市人均财政支出} + \text{所在省份省级人均财政支出} + \text{人均中央财政支出}}$$

类似可以定义财政收入分权( $FD\_re_{it}$ )。根据上文理论分析,式(18)、(19)、(20)中的 $FD_{it}$ 的系数回归结果均应当为正。

(3) $Con\_sm_{it}$ :制造业和生产性服务业之间的产业关联度。衡量不同产业之间关联度的最好数据源就是经济投入产出表。由于目前中国官方公布的最低层级的投入产出表为省级表,而且每隔五年发布一次,目前最新的数据为2012年数据(见《中国地区投入产出表》)。因此,本部分首先基于省级投入产出表计算出各省份2002年、2007年、2012年制造业和生产性服务业之间的产业关联度,计算方法为:

省份制造业与生产性服务业产业关联度 = (生产性服务业对制造业的中间产出 + 制造业对生产性服务业的中间产出) / 省份GDP

然后,结合本文的数据期间,采用最邻近原则,将各省份2003年、2004年的制造业和生产性服务业之间的产业关联度填充为2002年的数值,将2005年、2006年、2008年、2009年的产业关联度填充为2007年的数值,将2010年、2011年、2013年、2014年、2015年、2016年的产业关联度填充为2012年的数值,最后将各城市所属省份当年的产业关联度数值作为该市当年的产业关联度数值。采用各城市所在省份当年的产业关联度数值作为该市当年的产业关联度数值,相当于衡量了该城市所处的宏观上的产业结构环境中生产性服务业与制造

业的产业关联程度的大小<sup>①</sup>。根据上文理论分析,式(18)中  $Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为负,式(19)中  $Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为正,式(20)中的  $Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为负。

(4)  $Con\_mm_{it}$ :制造业各行业之间的关联度。与  $Con\_sm_{it}$  类似,制造业各行业之间的关联度的计算方法为:

省份制造业各行业之间的关联度 = 制造业各行业相互的中间产出总额/省份 GDP

非 2002 年、2007 年、2012 年数据的填充方法与  $Con\_sm_{it}$  类似。 $Con\_mm_{it}$  相当于衡量了该城市所处的宏观上的产业结构环境中制造业各行业之间的关联度的大小。根据上文理论分析,式(18)中  $Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为正,式(19)中  $Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为负,式(20)中的  $Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为正。

(5) 交互项  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_mm_{it}$ 、 $\ln FD_{it} \times \ln Con\_sm_{it}$ :地方政府财政分权变量与当地所处的宏观产业结构环境变量的交互项。引入交互项的目的是为了检验(14)、(15)和(17)式中的二阶混合偏导数的符号,即检验命题 2 和命题 3 中的“调节作用”。根据上文理论分析,式(18)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为正,式(19)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为负,式(20)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_mm_{it}$  的系数回归结果应当为正。另一方面,式(18)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为负,式(19)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为正,式(20)中  $\ln FD_{it} \times \ln Con\_sm_{it}$  的系数回归结果应当为负。

(6)  $X_{1,it}$ :代表影响制造业集聚的控制变量。结合已有文献研究成果,包括新经济地理学“货币外部性”理论指出的市场规模( $De_{it}$ ),用城市的社会消费品零售总额来衡量;城市经济发展水平( $GDP\_per_{it}$ ),用城市人均 GDP 来表示;利用外商投资水平( $FDI_{it}$ ),用实际使用外资金额(经当年汇率平均价换算后)占 GDP 的比重表示;环境污染( $Water_{it}$ ),用城市人均污水排放量表示;城市基础设施建设水平( $Infra_{it}$ ),用市辖区城市道路人均占有面积表示,在已有研究文献中,该指标经常被用来衡量运输成本和交易成本;城市工资水平( $Wage_{it}$ ),用城市职工平均工资表示;宏观税负水平( $Tax_{it}$ ),用全市财政收入占全市 GDP 比重表示;城市政府财政支出水平( $Pub_{it}$ ),用全市财政支出占全市 GDP 比重表示,也可以理解为政府为吸引产业集聚而进行的财政支出竞争;城市贷款规模( $Find_{it}$ ),用全市金融机构贷款余额占全市 GDP 比重表示;生产性服务业集聚水平( $LQ\_S_{it}$ ),用生产性服务业区位熵代理。

(7)  $X_{2,it}$ :代表影响生产性服务业集聚的控制变量,结合已有文献研究成果,包括城市基础设施建设水平( $Infra_{it}$ )、利用外商投资水平( $FDI_{it}$ )、城市经济发展水平( $GDP\_per_{it}$ )、宏观税负水平( $Tax_{it}$ )、城市政府财政支出水平( $Pub_{it}$ )。对生产性服务业来说,城市知识存量和信息化建设水平被认为是决定其区位的重要因素,这是由生产性服务业自身的行业性质和业务模式决定的(陈建军等,2009),因此这里也控制了城市知识存量( $Know_{it}$ ),

<sup>①</sup>本部分采用的这种数据填充方式虽然使得有些年份的数据是相同的(14 年的样本时间跨度内实际有效的数据为 3 年),但并不会影响动态面板模型的计算以及相应的假设检验,因为本部分的这种数据填充方式生成的  $Con\_sm_{it}$  变量在执行差分后,其数据结构实际上是与时间虚拟变量在执行差分后生成的数据结构非常类似的,因此保证了动态面板模型可以正确地执行差分以及后续运算。

采用城市人均高等学校专任教师数表示,以及信息化建设水平( $Inform_{it}$ ),采用城市人均移动电话用户数表示。制造业集聚水平( $LQ\_IND_{it}$ )也被控制,用制造业区位熵代理。

(8) $X_{3,it}$ :代表影响制造业集聚水平和生产性服务业集聚水平差距的控制变量。结合已有文献研究成果,包括宏观税负水平( $Tax_{it}$ )、城市政府财政支出水平( $Pub_{it}$ )、城市基础设施建设水平( $Infra_{it}$ )、市场规模( $De_{it}$ )、利用外商投资水平( $FDI_{it}$ )、城市经济发展水平( $GDP\_per_{it}$ )、城市知识存量( $Know_{it}$ )、信息化建设水平( $Inform_{it}$ )、环境污染( $Water_{it}$ )、城市工资水平( $Wage_{it}$ )。

各变量说明如表1所示。

表1 各变量说明

| 变量类型   | 变量名和变量记号                             | 计算方法                                            |
|--------|--------------------------------------|-------------------------------------------------|
| 被解释变量  | 城市制造业区位熵( $LQ\_IND_{it}$ )           | (城市制造业就业人数/全国制造业就业人数)/(城市全部就业人数/全国全部就业人数)       |
|        | 城市生产性服务业区位熵( $LQ\_S_{it}$ )          | (城市生产性服务业就业人数/全国生产性服务业就业人数)/(城市全部就业人数/全国全部就业人数) |
| 核心解释变量 | 城市财政收入分权程度( $FD\_re_{it}$ )          | 地级市人均财政收入<br>地级市人均财政收入+所在省份省级人均财政收入+人均中央财政收入    |
|        | 城市财政支出分权程度( $FD\_exd_{it}$ )         | 地级市人均财政支出<br>地级市人均财政支出+所在省份省级人均财政支出+人均中央财政支出    |
|        | 制造业和生产性服务业之间的产业关联度( $Con\_sm_{it}$ ) | 生产性服务业对制造业的中间产出+制造业对生产性服务业的中间产出                 |
|        | 制造业各行业之间的关联度( $Con\_mm_{it}$ )       | 省份 GDP<br>制造业各行业相互的中间产出总额<br>省份 GDP             |
|        |                                      |                                                 |
| 控制变量   | 政府财政支出水平( $Pub_{it}$ )               | 城市财政支出占城市 GDP 比重                                |
|        | 城市宏观税负水平( $Tax_{it}$ )               | 城市财政收入占城市 GDP 比重                                |
|        | 市场规模( $De_{it}$ )                    | 城市社会消费品零售总额                                     |
|        | 城市经济发展水平( $GDP\_per_{it}$ )          | 城市人均 GDP                                        |
|        | 利用外商投资水平( $FDI_{it}$ )               | 实际使用外资金额(经当年汇率平均价换算后)占 GDP 的比重                  |
|        | 环境污染( $Water_{it}$ )                 | 城市人均污水排放量                                       |
|        | 城市基础设施建设水平( $Infra_{it}$ )           | 市辖区城市道路人均占有面积                                   |
|        | 城市工资水平( $Wage_{it}$ )                | 城市职工平均工资                                        |
|        | 城市知识存量( $Know_{it}$ )                | 城市人均高等学校专任教师数                                   |
|        | 信息化建设水平( $Inform_{it}$ )             | 城市人均移动电话用户数                                     |
|        | 城市贷款规模( $Find_{it}$ )                | 全市金融机构贷款余额占全市 GDP 比重                            |

## (二) 估计方法与实证结果

由于制造业和生产性服务业在各自的集聚过程中可能产生相互影响,因此式(18)、(19)中等式右边的 $LQ\_S_{it}$ 和 $LQ\_IND_{it}$ 可能与被解释变量之间存在反向因果关系,因为制造业集聚可能导致生产性服务业随之集聚,而生产性服务业集聚后可能又反过来促进制造业发展。并且,核心解释变量财政收入分权和支出分权也可能与被解释变量之间存在反向因果关系,因为不论是制造业还是生产性服务业集聚后,都可能会使得较低层级政府获得更多的税收,带来更多的财力,从而提高分权水平。为了解决可能存在的内生性问题,本文采用动态面板系统 GMM 模型对式(18)、(19)和(20)分别进行估计。动态面板模型由于有着工

具变量选取灵活的优点,因此是统一解决产业集聚与各解释变量之间可能存在的反向因果问题的有效解决方案。在式(18)中,选取  $LQ_{S_{it}}$ 、 $FD_{it}$  为内生变量,在式(19)中,选取  $LQ_{IND_{it}}$ 、 $FD_{it}$  为内生变量,在式(20)中,并选取  $FD_{it}$  为内生变量,采用它们的两阶及以上滞后项作为工具变量(Roodman, 2009),以处理这些变量可能存在的内生性问题,并采用动态面板模型中的两阶段(twostep)稳健(robust)系统 GMM 方法进行估计。式(18)、(19)和(20)的回归结果如表 2、表 3 和表 4 所示。

表 2 和表 3 分别报告了被解释变量为制造业集聚水平和生产性服务业集聚水平时的回归结果。由表 2 和表 3 可见,各模型的 AR(1)和 AR(2)均满足条件,表明动态面板模型的误差项无自相关,而 Hansen 检验的  $p$  值分别均大于 0.1,并且没有过大,表明工具变量都是有效的工具变量,从而保证了在使用系统 GMM 方法执行回归的时候各变量系数回归结果的一致性。表 2 和表 3 中,制造业集聚的一期滞后项( $L.LQ_{IND_{it}}$ )以及生产性服务业集聚的一期滞后项( $L.LQ_{S_{it}}$ )的系数均显著为正,这表明我国城市制造业集聚和生产性服务业集聚均有着很强的累计循环效应,这与新经济地理学的结论一致(Krugman, 1991)。

表 2 式(18)的回归结果:制造业集聚

| 变量                                    | (1)                     | (2)                    | (3)                     | (4)                    |
|---------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| $L.LQ_{IND_{it}}$                     | 0.8738 ***<br>(0.0246)  | 0.8976 ***<br>(0.0298) | 0.8889 ***<br>(0.0280)  | 0.8873 ***<br>(0.0317) |
| $FD_{exd_{it}}$                       | -0.5686 **<br>(0.2330)  | 0.8361 ***<br>(0.1863) |                         |                        |
| $FD_{re_{it}}$                        |                         |                        | -0.3072 ***<br>(0.1123) | 0.2280 **<br>(0.0972)  |
| $Conn_{mm_{it}}$                      | 0.0948 **<br>(0.0395)   |                        | 0.0211<br>(0.0494)      |                        |
| $Conn_{sm_{it}}$                      | -0.2312 ***<br>(0.0775) |                        | -0.1688 **<br>(0.0754)  |                        |
| $FD_{exd_{it}} \times Conn_{mm_{it}}$ | 0.1157 *<br>(0.0598)    |                        |                         |                        |
| $FD_{exd_{it}} \times Conn_{sm_{it}}$ | -0.3643 ***<br>(0.1089) |                        |                         |                        |
| $FD_{re_{it}} \times Conn_{mm_{it}}$  |                         |                        | -0.0050<br>(0.0365)     |                        |
| $FD_{re_{it}} \times Conn_{sm_{it}}$  |                         |                        | -0.1477 ***<br>(0.0517) |                        |
| $Conn_{it}$                           |                         | -0.0135<br>(0.0279)    |                         | 0.0290<br>(0.0277)     |
| 样本数                                   | 3 666                   | 3 666                  | 3 666                   | 3 666                  |
| 控制变量                                  | 控制                      | 控制                     | 控制                      | 控制                     |
| AR(1)                                 | 0.000                   | 0.000                  | 0.000                   | 0.000                  |
| AR(2)                                 | 0.588                   | 0.481                  | 0.534                   | 0.437                  |
| Hansen p-value                        | 0.114                   | 0.112                  | 0.143                   | 0.116                  |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为修正后的标准误。各变量均进行了取对数处理。

表 3 式 (19) 的回归结果: 生产性服务业集聚

| 变量                                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
|---------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $L.LQ_{it}$                           | 0.7728 ***<br>(0.0345) | 0.8078 ***<br>(0.0306) | 0.7604 ***<br>(0.0337) | 0.7907 ***<br>(0.0304) |
| $FD_{exd_{it}}$                       | 0.6050 ***<br>(0.1858) | 0.1416 *<br>(0.0729)   |                        |                        |
| $FD_{re_{it}}$                        |                        |                        | 0.4072 ***<br>(0.1244) | 0.0887 **<br>(0.0364)  |
| $Conn_{mm_{it}}$                      | -0.0901 **<br>(0.0371) |                        | -0.0930 **<br>(0.0467) |                        |
| $Conn_{sm_{it}}$                      | 0.2344 ***<br>(0.0531) |                        | 0.2990 ***<br>(0.0789) |                        |
| $FD_{exd_{it}} \times Conn_{mm_{it}}$ | -0.1343 **<br>(0.0554) |                        |                        |                        |
| $FD_{exd_{it}} \times Conn_{sm_{it}}$ | 0.3557 ***<br>(0.0870) |                        |                        |                        |
| $FD_{re_{it}} \times Conn_{mm_{it}}$  |                        |                        | -0.0667 **<br>(0.0319) |                        |
| $FD_{re_{it}} \times Conn_{sm_{it}}$  |                        |                        | 0.2047 ***<br>(0.0601) |                        |
| $Conn_{it}$                           |                        | 0.0950 ***<br>(0.0364) |                        | 0.1664 ***<br>(0.0439) |
| $FD_{exd_{it}} \times Conn_{it}$      |                        | 0.1729 ***<br>(0.0603) |                        |                        |
| $FD_{re_{it}} \times Conn_{it}$       |                        |                        |                        | 0.1068 ***<br>(0.0272) |
| 样本数                                   | 3 666                  | 3 666                  | 3 666                  | 3 666                  |
| 控制变量                                  | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| AR(1)                                 | 0.000                  | 0.000                  | 0.000                  | 0.000                  |
| AR(2)                                 | 0.797                  | 0.934                  | 0.811                  | 0.929                  |
| Hansen p-value                        | 0.152                  | 0.120                  | 0.118                  | 0.112                  |

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内为修正后的标准误。各变量均进行了取对数处理。

由于表 2 中的模型 (1) 和模型 (3) 中既包括了财政分权变量, 又包括了财政分权变量与其他影响因素的交互项, 因此单从财政分权变量的系数回归结果无法识别出财政分权变量对被解释变量的整体边际影响。因此, 本文建立了表 2 中的模型 (2) 和模型 (4), 即删除财政分权变量与其他影响因素的交互项, 仅在模型中包含财政分权变量, 以识别财政分权变量 ( $FD_{it}$ ) 对被解释变量的整体边际影响<sup>①</sup>。同理, 表 3 中的模型 (2) 和模型 (4) 也被用来识别财政分权变量 ( $FD_{it}$ ) 对被解释变量的整体边际影响。其中, 为了在表 2 和表 3 中的模型 (2) 和模型 (4) 中包含  $Conn_{mm_{it}}$  和  $Conn_{sm_{it}}$  的信息, 因此建立了新的变量  $Conn_{it}$ , 具体计算方法为:

$Conn_{it} = (\text{生产性服务业对制造业的中间产出} + \text{制造业对生产性服务业的中间产出} + \text{制造业各行业相互的中间产出}) / \text{省份 GDP}$

$Conn_{it}$  可以被认为是  $Conn_{mm_{it}}$  和  $Conn_{sm_{it}}$  所包含信息的整体衡量。

由表 2 和表 3 中的模型 (2) 和模型 (4) 可见, 财政分权变量 ( $FD_{it}$ ) 的系数回归结果显著

<sup>①</sup> 由于动态面板模型使用了系统 GMM 方法, 因此可以保证在删除交互项的条件下, 财政分权变量的系数回归结果是一致的。此时的财政分权变量的系数回归结果即为整体边际影响。

为正,这验证了式(14-1)和(15-1),表明财政分权条件下,各地区之间的确会形成制造业集聚和生产性服务业集聚的“竞优”效应。结合中国的制度结构,以上结论较为易于理解。在众多的竞争手段中,招商引资、建设集聚经济由于对地方 GDP 的拉动较为“立竿见影”,因而成为了地方政府之间相互竞争的重要手段。可以说,各地地方政府都有着想方设法吸引国内外企业,尤其是制造业企业到当地投资建厂的倾向和行为,手段包括各种方式的税收优惠、提供更好的公共服务与经营环境等。而所有这些手段的基础就是地方政府的自有财政能力,“有钱才能办事”,有足够的自有财政能力地方政府才能够有足够的意愿和能力制定合理的产业政策、为企业提供更好的公共基础设施与经营环境等。因此地方政府自有财政收支责任的大小,也即地方政府与其上级政府之间的财政分权水平,会影响地方制造业与生产性服务业集聚水平。

表 2 中的模型(1)的回归结果显示,制造业各行业之间的关联度( $Con\_mm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )交互项的系数回归结果显著为正,这验证了(14-2)式和(14-3)式。制造业和生产性服务业的产业关联度( $Con\_sm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )交互项的系数回归结果显著为负,这验证了(14-4)式和(14-5)式。类似地,表 3 中模型(1)和模型(3)的回归结果显示,制造业各行业之间的关联度( $Con\_mm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系数回归结果显著为负,这验证了(15-2)式和(15-3)式,而制造业和生产性服务业的产业关联度( $Con\_sm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系数回归结果显著为正,这验证了(15-4)式和(15-5)式。以上结果表明,在中国式财政分权条件下,虽然分权制度会给产业集聚经济发展带来“竞优”的制度红利,但该制度红利的释放效果会受到地方所处的宏观产业结构环境的影响;生产性服务业与制造业之间的产业关联度越高,各地区之间在生产性服务业集聚上的“竞优”效应越明显;制造业各行业之间的关联度越高,各地区之间在制造业集聚上的“竞优”效应越显著。这种制度红利释放效果差异的经济学直观理解在于,地方政府官员由于存在着最大化自身晋升收益的动机,因而会着重扶植那些对当地经济绩效拉动程度更大的产业,因为这些产业给地方政府官员带来的收益更多。因此,生产性服务业嵌入制造业的程度越深,二者之间的产业关联越强,生产性服务业对地方经济的拉动作用也会越强,地方政府越能够尝到发展生产性服务业集聚的“甜头”,因而会越愿意拉动本地生产性服务业集聚。制造业各行业之间的关联程度越深、联系越紧密,制造业对地方经济的拉动作用越强,地方政府越能够尝到发展制造业集聚的“甜头”,因而会越愿意拉动本地制造业集聚。

表 4 报告了被解释变量为制造业集聚水平和生产性服务业集聚水平之差时的回归结果。与表 2 和表 3 类似,表 4 中的模型(2)和模型(4)也被用来识别财政分权变量( $FD_{it}$ )对被解释变量的整体边际影响,其中  $Conn_{it}$  的计算方式与表 2 相同。由表 4 中的模型(2)和模型(4)可见,财政分权变量( $FD_{it}$ )的系数回归结果显著为正,这验证了(17-1)式,表明财政分权制度使得地方政府官员有着天然的“重制造业、轻生产性服务业”倾向,更倾向于拉动制造业集聚,因为生产性服务业由于其行业性质,劳动生产率相对制造业而言较低,对地方经济绩效的拉动作用没有制造业大。而由表 4 中的模型(1)和模型(3)可见,地方所处的宏观上制造业各行业之间的关联度( $Con\_mm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系数回归结果显著为正,这验证了(17-2)式和(17-3)式;而地方所处的宏观上的制造业和生产性服务业的产业关联度( $Con\_sm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系

数回归结果显著为负,这验证了(17-4)式和(17-5)式。上述结果表明地方政府官员的“重制造业、轻生产性服务业”倾向还会受到当地所处的宏观产业结构环境影响:当地所处的宏观上的制造业各行业之间的关联度越高,制造业对地方经济绩效的拉动效果越大,导致生产性服务业与制造业对地方经济拉动作用之间的差距越大,因而这种倾向越强;而当地所处的宏观上的生产性服务业与制造业之间的产业关联度越高,生产性服务业对地方经济绩效的拉动效果得到提升,使得生产性服务业与制造业对地方经济拉动作用之间的差距变小,因而这种倾向会减弱。

表 4 式(20)的回归结果

| 变量                                  | (1)                     | (2)                    | (3)                     | (4)                    |
|-------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| $L\Delta_{it}$                      | 0.8731 ***<br>(0.0295)  | 0.8228 ***<br>(0.0282) | 0.8469 ***<br>(0.0379)  | 0.8989 ***<br>(0.0262) |
| $FD\_exd_{it}$                      | -0.8022 **<br>(0.3857)  | 0.5469 ***<br>(0.1404) |                         |                        |
| $FD\_re_{it}$                       |                         |                        | -1.5377 ***<br>(0.3411) | 0.2268 ***<br>(0.0640) |
| $Conn\_mm_{it}$                     | 0.2222 ***<br>(0.0681)  |                        | 0.3770 ***<br>(0.0866)  |                        |
| $Conn\_sm_{it}$                     | -0.5065 ***<br>(0.1189) |                        | -1.1109 ***<br>(0.2335) |                        |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_mm_{it}$ | 0.3364 ***<br>(0.1056)  |                        |                         |                        |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_sm_{it}$ | -0.7762 ***<br>(0.1789) |                        |                         |                        |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_mm_{it}$  |                         |                        | 0.2238 ***<br>(0.0570)  |                        |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_sm_{it}$  |                         |                        | -0.7842 ***<br>(0.1644) |                        |
| $Conn_{it}$                         |                         | 0.0177<br>(0.0395)     |                         | -0.0122<br>(0.0443)    |
| 样本数                                 | 3 666                   | 3 666                  | 3 666                   | 3 666                  |
| 控制变量                                | 控制                      | 控制                     | 控制                      | 控制                     |
| AR(1)                               | 0.000                   | 0.000                  | 0.000                   | 0.000                  |
| AR(2)                               | 0.801                   | 0.987                  | 0.829                   | 0.755                  |
| Hansen p-value                      | 0.120                   | 0.146                  | 0.113                   | 0.113                  |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为修正后的标准误。各变量均进行了取对数处理。

至此,式(14)、(15)、(17)中的各子式均得到了验证,因而前文提出的命题1-命题3均通过了实证检验。

#### 四、关于协同集聚的进一步分析

在中国当前加快制造业与服务业的协同发展、促进生产型制造向服务型制造转变的进程中,制造业和生产性服务业的协同集聚也得到了学术界的较多关注。学术界普遍利用以下指标来衡量二者的协同集聚水平(杨仁发,2013):

$$coagg_i = 1 - |LQ\_IND_i - LQ\_S_i| / (LQ\_IND_i + LQ\_S_i)$$

其中, $LQ\_IND_i$ 、 $LQ\_S_i$ 分别为*i*地区制造业与生产性服务业的区位熵。 $coagg$ 越大,说明制造业与生产性服务业的协同集聚水平越高。对该指标进行变形可得:

$$coagg_i = \begin{cases} 1 - \left( \frac{LQ\_IND_i}{LQ\_S_i} - 1 \right) / \left( \frac{LQ\_IND_i}{LQ\_S_i} + 1 \right), & \text{如果 } LQ\_IND_i > LQ\_S_i \\ 1 - \left( 1 - \frac{LQ\_IND_i}{LQ\_S_i} \right) / \left( \frac{LQ\_IND_i}{LQ\_S_i} + 1 \right), & \text{如果 } LQ\_IND_i < LQ\_S_i \end{cases} \quad (21)$$

因此,当  $LQ\_IND_i > LQ\_S_i$  时,  $coagg_i$  是  $LQ\_IND_i/LQ\_S_i$  的单调减函数,而当  $LQ\_IND_i < LQ\_S_i$  时,  $coagg_i$  是  $LQ\_IND_i/LQ\_S_i$  的单调增函数。由于前文的计量模型(20)式的被解释变量可以看作  $LQ\_IND_i/LQ\_S_i$  的对数值,因而可以基于式(20)得到关于制造业与生产性服务业协同集聚的以下推论:

推论 1:当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,财政分权制度会促进两个产业的协同集聚;当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,财政分权制度则阻碍了两个产业的协同集聚发展。

推论 2:在中国式财政分权条件下,地方所处的宏观产业结构环境会对产业协同集聚产生“调节作用”:当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,制造业各行业之间的关联度越高,财政分权制度对产业协同集聚的促进效果越明显;当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,制造业和生产性服务业的产业关联度越高,则会缓解财政分权制度对产业协同集聚的阻碍作用。

为了验证以上推论,本文选取了全部样本(282个地级及以上城市 2003–2016 年数据)中的两个子样本组分别进行分析:一个是在 2003–2016 年间制造业集聚水平( $LQ\_IND_i$ )一直小于生产性服务业集聚水平( $LQ\_S_i$ )的城市样本(记为样本组 A),另一个是在 2003–2016 年间制造业集聚水平( $LQ\_IND_i$ )一直大于生产性服务业集聚水平( $LQ\_S_i$ )的城市样本(记为样本组 B)。将式(20)中的被解释变量替换为  $\ln coagg_{it}$ ,得到如下计量模型:

$$\ln coagg_{it} = \alpha + \rho_0 \ln coagg_{it-1} + \rho_1 \ln FD_{it} + \rho_2 \ln FD_{it} \times \ln Con\_mm_{it} + \rho_3 \ln Con\_mm_{it} + \rho_4 \ln FD_{it} \times \ln Con\_sm_{it} + \rho_5 \ln Con\_sm_{it} + \sum \gamma \ln X_{it} + \mu_i + \sum \tau_t DT_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

式(22)中: $i$  为地区, $t$  为时间, $\mu_i$  为空间固定效应, $DT_t$  为时间虚拟变量,因此模型(22)为“双向固定效应”(Two-way FE)。与式(20)一致,选取  $FD_{it}$  为内生变量,采用动态面板模型中的两阶段(twostep)稳健(robust)系统 GMM 方法进行估计。估计结果见表 5 和表 6。

与表 2 类似,表 5 和表 6 中的模型(2)、(4)被用来识别财政分权变量( $FD_{it}$ )对被解释变量的整体边际影响。由表 5 和表 6 中的模型(2)、(4)可见,当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,财政分权变量( $FD_{it}$ )对协同集聚的影响显著为正,而当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,财政分权变量对协同集聚的影响显著为负,这验证了推论 1,表明中国式财政分权制度对制造业和生产性服务业协同集聚的影响实际上呈倒 U 型。由表 5 和表 6 中的模型(1)、(3)可见,一方面,当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,地方所处的宏观上的制造业各行业之间的关联度( $Con\_mm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系数回归结果显著为正,而当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,二者的系数回归结果显著为负;另一方面,当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,地方所处的宏观上的制造业和生产性服务业的产业关联度( $Con\_sm_{it}$ )以及其与财政分权变量( $FD_{it}$ )的交互项的系数回归结果显著为负,而当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,二者的系数回归结果显著为正,这验证了推论 2。

表 5 基于样本组 A 的回归结果

| 变量                                  | (1)                     | (2)                    | (3)                     | (4)                    |
|-------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| $L.coagg_{it}$                      | 0.6648 ***<br>(0.0543)  | 0.7184 ***<br>(0.0516) | 0.6569 ***<br>(0.0513)  | 0.7743 ***<br>(0.0449) |
| $FD\_exd_{it}$                      | -1.7763 **<br>(0.8489)  | 0.4403 ***<br>(0.1618) |                         |                        |
| $FD\_re_{it}$                       |                         |                        | -1.1064 ***<br>(0.3629) | 0.2065 **<br>(0.0941)  |
| $Conn\_mm_{it}$                     | 0.6183 ***<br>(0.1500)  |                        | 0.2104 **<br>(0.0849)   |                        |
| $Conn\_sm_{it}$                     | -1.1028 ***<br>(0.2591) |                        | -0.6332 ***<br>(0.2190) |                        |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_mm_{it}$ | 1.0151 ***<br>(0.2708)  |                        |                         |                        |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_sm_{it}$ | -1.5060 ***<br>(0.3708) |                        |                         |                        |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_mm_{it}$  |                         |                        | 0.2104 **<br>(0.0849)   |                        |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_sm_{it}$  |                         |                        | -0.5256 ***<br>(0.1586) |                        |
| $Conn_{it}$                         |                         | 0.0636<br>(0.0724)     |                         | 0.0791 ***<br>(0.0279) |
| 样本数                                 | 1 118                   | 1 118                  | 1 118                   | 1 118                  |
| 控制变量                                | 控制                      | 控制                     | 控制                      | 控制                     |
| AR(1)                               | 0.000                   | 0.000                  | 0.000                   | 0.000                  |
| AR(2)                               | 0.208                   | 0.353                  | 0.238                   | 0.322                  |
| Hansen p-value                      | 0.128                   | 0.115                  | 0.150                   | 0.157                  |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为修正后的标准误。本表中 $Conn_{it}$ 的计算方式与表2相同。各变量均进行了取对数处理。

表 6 基于样本组 B 的回归结果

| 变量                                  | (1)                     | (2)                    | (3)                     | (4)                     |
|-------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $L.coagg_{it}$                      | 0.8413 ***<br>(0.0465)  | 0.8451 ***<br>(0.0701) | 0.8303 ***<br>(0.0616)  | 0.8317 ***<br>(0.0467)  |
| $FD\_exd_{it}$                      | 1.3939 **<br>(0.6671)   | -0.5819 **<br>(0.2367) |                         |                         |
| $FD\_re_{it}$                       |                         |                        | 1.4949 **<br>(0.6750)   | -0.1762 ***<br>(0.0678) |
| $Conn\_mm_{it}$                     | -0.1485 ***<br>(0.0504) |                        | -0.2714 ***<br>(0.1038) |                         |
| $Conn\_sm_{it}$                     | 0.3720 **<br>(0.1509)   |                        | 0.7298 **<br>(0.3186)   |                         |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_mm_{it}$ | -0.2388 ***<br>(0.0877) |                        |                         |                         |
| $FD\_exd_{it} \times Conn\_sm_{it}$ | 0.6662 **<br>(0.2640)   |                        |                         |                         |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_mm_{it}$  |                         |                        | -0.2212 **<br>(0.1009)  |                         |
| $FD\_re_{it} \times Conn\_sm_{it}$  |                         |                        | 0.6800 **<br>(0.3104)   |                         |
| $Conn_{it}$                         |                         | 0.0455<br>(0.0828)     |                         | -0.0375<br>(0.0396)     |

续表 6 基于样本组 B 的回归结果

| 变量             | (1)   | (2)   | (3)   | (4)   |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| 样本数            | 1 092 | 1 092 | 1 092 | 1 092 |
| 控制变量           | 控制    | 控制    | 控制    | 控制    |
| AR(1)          | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| AR(2)          | 0.820 | 0.777 | 0.996 | 0.948 |
| Hansen p-value | 0.117 | 0.150 | 0.185 | 0.124 |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为修正后的标准误。各变量均进行了取对数处理。本表中 $Conn_{it}$ 的计算方式与表2相同。

## 五、结论和启示

在经过了多年的高速增长后,中国经济进入新常态发展阶段。在这个承上启下的历史时期,党的十九大对中国经济提出了向“更高质量”发展的要求。在实现这一目标的过程中,政府财政体制、特别是政府间财政分权体制发挥着重要作用。从产业集聚对经济发展促进效果来看,产业集聚构成了中国经济快速发展的重要推动力量。然而,对政府间财政分权和产业集聚这两个驱动中国经济发展的重要引擎,国内外已有文献尚未对它们之间的内在联系进行探索。因此,有必要基于中国改革开放的实践,从理论上深入探索政府间财政分权对中国产业集聚的影响机制,进而为充分发挥政府财政在中国产业集聚过程中的应有基础和重要支柱作用提供理论依据。

本文尝试从财政分权制度视角解析产业集聚的演进过程,为中国产业集聚现象的原因解释提供了一个新的视角。研究从现有“中国式财政分权”导致的地方政府间增长竞争角度出发,通过理论模型推导,探讨了财政分权制度对制造业集聚和生产性服务业集聚的影响机制,并通过实证分析检验了理论机制的客观存在性,从而通过将政府间财政分权体制因素作为一个重要的驱动因素嵌入现有产业集聚驱动因素理论框架中,在客观上拓展了现有产业集聚驱动因素理论,弥补了产业集聚理论在财政体制要素分析方面的不足,这在一定程度上提升了产业集聚理论对中国产业集聚现象的解释力与指导力,为中国经济新常态下政府对制造业集聚、生产性服务业集聚以及这两个产业的协同集聚领域的财政政策的制定与调整提供了依据。

本文研究显示,中国式财政分权制度带来的“竞优”效应对中国产业集聚经济的发展有着显著的促进作用,并且这种“竞优”的制度红利的释放效果会受到宏观产业结构环境的影响:生产性服务业与制造业之间的产业关联度越高,财政分权制度对生产性服务业集聚的促进作用越显著;制造业各行业之间的关联度越高,财政分权制度对制造业集聚的促进作用越显著。同时,本文还观察到虽然中国式财政分权制度会促进制造业与生产性服务业的协同集聚,但这种促进作用呈现出倒U型特征,当制造业集聚水平小于生产性服务业集聚水平时,财政分权制度会促进两个产业的协同集聚,并且制造业各行业之间的关联度越高,这种促进效果越明显;当制造业集聚水平大于生产性服务业集聚水平时,分权制度则会阻碍两个产业的协同集聚发展,而制造业和生产性服务业之间的产业关联度的提升则会缓解这种阻碍作用。

基于以上研究结果的主要政策启示包括:首先,推动各级政府事权清单制度改革,推进

省级以下财政分权改革真正落到实处,疏通现有财政分权体制的制度红利释放渠道。其次,在现有财政分权制度基础上,中央政府应当注重产业结构的优化,引导地方政府制定更加有利于生产性服务业嵌入制造业产业链的配套产业政策,促进制造业上下游行业更加紧密地联动,注重财税体制改革与产业结构调整的统一规划、协调推进,从而使得中国式财政分权对产业集聚经济的积极影响和制度红利更加有效地释放。最后,为了促进制造业与生产性服务业协同集聚发展,应当因地制宜地灵活调整财政放权与产业结构调整之间的关系。对于那些制造业发展相对薄弱的地区,可适当加大财政放权力度,并同时引导其地方政府制定有利于当地制造业各行业联动的产业政策;而对于那些制造业较发达、生产性服务业发展相对薄弱的地区,应当将政策调节重点从财政放权转移到产业结构调整上来,引导其地方政府优先发展与当地制造业配套程度高的生产性服务业种类,提升生产性服务业与制造业之间的产业关联水平,从而更好地促进制造业与生产性服务业的协同集聚发展。

### 参考文献:

- 1.卞元超、白俊红,2017:《“为增长而竞争”与“为创新而竞争”——财政分权对技术创新影响的一种新解释》,《财政研究》第10期。
- 2.陈建军、陈国亮、黄洁,2009:《新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国222个城市的经验证据》,《管理世界》第4期。
- 3.顾乃华,2010:《生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道——基于城市面板数据和sfa模型的实证研究》,《中国工业经济》第5期。
- 4.郭庆旺、贾俊雪,2010:《财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模》,《经济研究》第11期。
- 5.贺灿飞、朱彦刚、朱晟君,2010:《产业特性、区域特征与中国制造业省区集聚》,《地理学报》第10期。
- 6.胡晨光、程惠芳、俞斌,2011:《“有为政府”与集聚经济圈的演进——一个基于长三角集聚经济圈的分析框架》,《管理世界》第5卷第3期。
- 7.黄玖立、李坤望,2006:《对外贸易、地方保护和中国的产业布局》,《经济学(季刊)》第5卷第3期。
- 8.姜子叶、胡育蓉,2016:《财政分权、预算软约束与地方政府债务》,《金融研究》第2期。
- 9.金煜、陈钊、陆铭,2006:《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》第4期。
- 10.李斌、祁源、李倩,2016:《财政分权、FDI与绿色全要素生产率——基于面板数据动态GMM方法的实证检验》,《国际贸易问题》第7期。
- 11.李世杰、胡国柳、高健,2014:《转轨期中国的产业集聚演化:理论回顾、研究进展及探索性思考》,《管理世界》第4期。
- 12.李世杰、宦梅丽、韦开蕾,2017:《公共政策影响中国地区工业集聚了吗?——来自省级数据的证据》,《科学决策》第2期。
- 13.梁琦、吴俊,2008:《财政转移与产业集聚》,《经济学(季刊)》第7卷第4期。
- 14.林毅夫,2008:《发展与转型:思潮、战略和自生能力》,《北京交通大学学报(社会科学版)》第4期。
- 15.刘建民、陈霞、吴金光,2015:《财政分权、地方政府竞争与环境污染——基于272个城市数据的异质性与动态效应分析》,《财政研究》第9期。
- 16.刘奕、夏杰长、李垚,2017:《生产性服务业集聚与制造业升级》,《中国工业经济》第7期。
- 17.韦伯,1909:《工业区位论》,中译本,商务印书馆,1997。
- 18.谢贞发、张玮,2015:《中国财政分权与经济增长——一个荟萃回归分析》,《经济学(季刊)》第14卷第2期。
- 19.杨仁发,2013:《产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 20.余泳泽、刘大勇,2018:《“中国式财政分权”与全要素生产率:“竞次”还是“竞优”》,《财贸经济》第1期。
- 21.周黎安,2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 22.周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- 23.朱英明、杨连盛、吕慧君、沈星,2012:《资源短缺、环境损害及其产业集聚效果研究——基于21世纪我国省级工业集聚的实证分析》,《管理世界》第11期。

- 24.踪家峰,朱佳佳,2013:《生产性公共支出真的会改变产业集聚格局吗?——基于新经济地理的分析》,《上海经济研究》第2期。
- 25.Brakman, S., H. Garretsen, and C. Marrewijk. 2002. "Locational Competition and Agglomeration: The Role of Government Spending." CESIFO Working Paper 775.
- 26.Bucovetsky, S. 2005. "Public Input Competition." *Journal of Public Economics* 89(9):1763-1787.
- 27.Christaller, W. 1966. *Central Places in Southern Germany*. Prentice, N.J.: Prentice-Hall.
- 28.Commendatore, P., I. Kubin, and C. Petraglia. 2008. "Productive Public Expenditure in a New Economic Geography Model." *Économie Internationale* (2):133-159.
- 29.Egger, H., and J. Falkinger. 2006. "The Role of Public Infrastructure and Subsidies for Firm Location and International Outsourcing." *European Economic Review* 50(8):1993-2015.
- 30.Fenge, R., M. Ehrlich, and M. Wrede. 2009. "Public Input Competition and Agglomeration." *Regional Science and Urban Economics* 39(5):621-31.
- 31.Henderson, J. V. 1991. *Urban Development: Theory, Fact, and Illusion*. OUP Catalogue. Oxford University Press, number 9780195069020, <https://ideas.repec.org/b/oxp/obooks/9780195069020.html>.
- 32.Krugman, P. R. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge MA: MIT Press.
- 33.Ohlin, B. 1933. *International and Interregional Trade*, Vol. 39. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 34.Roodman, D. 2009. "How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System Gmm in Stata." *Stata Journal* 9(1):86-136. For Online Publication.
- 35.Tsai, J.-F. 2017. "Agglomeration and Local Public Goods with Spillovers." *Academia Economic Papers* 45(1):129-164.
- 36.Wilson, J. D. 1999. "Theories of Tax Competition." *National Tax Journal* 52(2):269-304.

## An Empirical Analysis of the Influence of Fiscal Decentralization on Industrial Agglomeration

Yan Chuan<sup>1</sup> and Lei Jie<sup>2</sup>

(1: School of Public Finance and Tax, Central University of Finance and Economics; 2: Country Risk and Economic Research Department, China Export & Credit Insurance Corporation)

**Abstract:** This paper reveals the impact of fiscal decentralization system on industrial agglomeration, and provides empirical evidence based on a panel data about 282 prefecture-level cities, which provides a new perspective for explaining the causes of industrial agglomeration in China. The research suggests that: (1) Chinese fiscal decentralization system significantly promotes the development of industrial agglomeration economy, and the release effect of dividend of this system will be affected by the macro industrial structure environment. (2) The influence of Chinese fiscal decentralization system on the synergistic agglomeration of manufacturing and productive service shows an inverted U shape. When the agglomeration level of manufacturing is lower than that of productive service, fiscal decentralization system will promote synergistic agglomeration of these two industries. The higher the correlation between manufacturing industries, the more effective this promotion will be. When the agglomeration level of manufacturing industry is higher than that of productive services, the decentralization system hinders coordinated agglomeration development of these two industries, and the improvement of the industrial correlation between manufacturing and productive services will alleviate this hindrance.

**Keywords:** Fiscal Decentralization, Industrial Agglomeration, Productive Service, Industry Conjunction

**JEL Classification:** H11, H20, L16

(责任编辑:惠利、陈永清)