

产业协同集聚对 区域经济增长的影响研究

——基于规模效应与拥堵效应视角

王西贝 王群勇*

摘要: 在构建“双循环”新发展格局的背景下,本文从微观理论着手将面板模型拓展至空间维度讨论了中国产业协同集聚的规模效应和拥堵效应,并深入探讨了产业协同集聚的作用途径。研究发现,中国产业协同集聚与地区经济增长间存在显著的倒“U”型关系,并且与邻近地区的经济增长间也存在先促进后阻碍的非线性关系。机制研究证实了产业协同集聚能够通过提升科技创新水平和市场潜能促进地区经济增长;地区异质性结果表明,因区间差异明显,东、西部地区产业协同集聚的直接效应和空间溢出效应均呈倒“U”型关系,而中部地区则呈线性关系。基于上述结果,本文给出了推动中国产业协同集聚发展的相关政策建议,对进一步优化中国产业结构布局具有一定的现实意义。

关键词: 产业协同集聚;经济增长;规模效应;拥堵效应

中图分类号: F207;F293

当前,中国正处于“三期叠加”阶段,为推动经济高质量发展,中国提出了要构建“双循环”新发展格局,2022年又进一步提出要加快构建国内统一大市场。其目的之一都是为了推动构建协同发展的产业体系,从质量、效率和动力三个维度实现中国经济的高质量发展。产业协同集聚一方面通过推动产业转型升级促进地区经济增长,另一方面通过提高产业与各资源要素的配置效率,发挥产业集聚的规模效应。随着产业间联系愈加密切,产业集聚逐步向产业集群化发展,即在一个较大的空间范围内,具有需求产出联系的多种相关产业的高密度集聚,是多种产业的协同集聚。产业协同集聚能够有效推动地区经济增长,但集聚程度过高也将产生拥挤效应,减缓核心区经济发展速度(吴亚菲、孙森,2017)。因此,产业协同集聚的经济效应可能存在双面性,对其进行深入探究将有利于优化产业集聚的规模和质量,提高资源配置效率,对推动中国经济高质量发展具有一定现实意义。

*王西贝(通讯作者),中国人民银行营业管理部,邮政编码:100045,电子信箱:wfydxb920@163.com;王群勇,南开大学经济学院,邮政编码:300071。

本文得到国家社会科学基金项目“社会网络的计量经济理论与应用研究”(批准号:22BJY160)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

一、文献综述与理论框架

经济活动的依赖性使得产业具有明显的空间集聚特征,推动企业产生向心运动,促使单一产业集聚,进而扩大各要素资源的需求和供给规模。随着产品市场和社会分工的精细化发展,产业链的延伸加速了产业的分离和融合,强化了产业间的协作能力,带动多产业的协同集聚。而产业协同集聚又通过密切消费市场和产品市场的联系,产生集聚经济效应,加速各类资源在不同部门、不同产业间的流转,重塑产业空间形态。因此,产业协同集聚始于企业集聚,并沿着产业链从产业内部集聚发展至产业间集聚,最终影响集聚经济的整体空间分布状态。

(一) 规模经济效应

Marshall 指出产业集聚的基础是外部性,并将劳动力池、投入产出关联以及知识溢出作为驱动产业集聚的主要因素。劳动力池的形成和分享提高了劳动要素的配置效率,加快了行业内部与行业间的交流频率,通过降低企业成本推动企业生产规模扩大,进而实现规模经济。成本论要求企业通过靠近其供给端和消费端降低贸易成本,这种伴随生产链上下端相互靠近的自发选择行为将推动相关产业集聚于核心区域,形成“中心-外围”发展模式,在促进核心集聚区发展的同时,通过外部性拉动外围地区经济发展(陈国亮、陈建军,2012),故区位选择、规模经济和产业集聚间存在天然联系(吴向鹏、郑芳,2019)。根据循环累积因果理论,资源的有效配置能够为集聚提供内在动力,而集聚程度的提高又将增加区域内部企业对要素的需求,进一步推动各类要素集聚。这种循环过程将不断提高资源利用效率,改善错配情况(季书涵等,2016),产生规模经济效应。因此,单一产业在空间上的累积结果将引发产业链上中下游企业的区位重置,通过连锁反应形成大型产业集群,推动产业间的协同集聚和发展,促进地区经济增长(郝大江、张荣,2018)。知识溢出的载体是人力资本、信息等高端要素,其更易发生在产业间,而集聚能够提升高端要素在产业内部和产业间的配置效率,最终通过共享、匹配和学习效应提高企业生产效率。同时,产业协同集聚通常伴随较高的市场化程度,能够有效降低资本门槛,加强投资吸引力(Ning et al., 2016),促进地区经济发展。因此,三种因素相辅相成,加速产业协同集聚进程,实现规模经济效应。

(二) 拥堵效应

随着集聚经济研究的推进,学者将“威廉姆森假说”应用至产业集聚方面,即当集聚达到一定程度时,其经济效应降低甚至转变为负,出现规模不经济现象。一方面,随着集聚程度的提高,资源需求量增加,要素的稀缺性将直接降低资源配置效率,引致生产资源输入、输出不对等,进一步推高企业生产成本,降低生产积极性。另一方面,企业数量的增加虽然有助于扩大市场规模,但也提升了市场竞争强度,迫使部分相关企业不得不通过压缩利润空间保持市场份额,易引发企业间的恶性竞争。同时,大量企业的迁入也会导致地区出现产业同构和过剩现象,造成地区间分工不足,产生拥堵效应(吴意云、朱希伟,2015),上述因素的共同作用易引发地区产业发展陷入盲目和无序的状态。目前,大量学者已证实了单一产业集聚程度过高将引发拥挤效应,扩大区域发展差距,对收入产生负效应(Cerina and Mureddu, 2014)。相较单一产业集聚来说,产业协同集聚涉及多个产业,覆盖范围更广,在产业链中占比更高。因此,协同集聚程度过高所产生的规模不经济的作用范围和程度可能远超单一产

业,对产业的空间布局影响也将更大。

上述分析表明产业协同集聚的拥堵效应涵盖两个方面,一是因要素和企业集聚程度过高造成资源配置失衡,从而产生的拥挤效应;二是因企业数量过多导致的竞争效应。两者的累积作用可能抵消集聚的正向经济效应(Cui et al., 2015),促使产业协同集聚出现负向作用。虽然 Brakman 等(1996)指出当集聚负效应之和大于集聚正效应时,产业集群将向分群转变,并推动企业从中心区域迁移至边缘地区,降低集聚程度。但 Surico(2003)认为集聚导致产业集群内部权力扩大,阻碍企业分散,加之要素大规模供给能够通过产生集聚租金迫使要素从自由流动转为半自由流动,抑制了贸易自由化(朱英明等,2011),两者共同作用产生了集聚困境。

综合规模经济效应和拥堵效应可知,产业协同集聚可能存在拐点,拐点前后作用效果存在方向性差异。Illy(2011)验证了集聚经济的非线性特征,张明斗和王亚男(2021)证实了产业协同集聚与城市经济效率之间存在倒“U”型关系。李健和冯会迎(2020)发现,即使对于高技术的生产性服务业和制造业的协同集聚来说,产业过度集聚也将对区域经济发展产生阻碍作用。上述研究均表明对产业协同集聚的两种效应进行深入探讨将有助于优化产业空间布局,发挥集聚的规模经济效应。目前,学者已从生产率、经济增长等多个方面对生产性服务业或制造业的集聚经济效应进行了详细讨论(韩峰、阳立高,2020),并从空间角度进行了探索性分析(文丰安,2018)。生产性服务业和制造业是生产链中的重要环节,两者具有密切的投入产出关联,前者可视为从后者中剥离出来的独立生产部门,这种天然联系引致两种产业形成自发的向心运动,并通过强化产业间关联程度推动产业集群的形成。因而,从上述两种产业协同集聚的角度讨论集聚经济效应更具实际意义。

梳理已有文献发现,大量研究着眼于产业协同集聚的规模经济效应,对产业协同集聚的规模不经济涉足较少。仅部分研究者通过构建面板门槛模型或加入集聚二次项对拥堵效应进行了探讨(沈能等,2014)。其次,大部分学者更关注于生产要素过度集聚产生的拥挤效应,对企业过度集聚导致的拥挤效应并未深入讨论。最后,伴随集聚程度的逐步提高,将出现产业转移,故产业协同集聚存在空间溢出效应,但目前大多数研究对其讨论较少,微观理论基础较为薄弱。同时,囿于资源禀赋、产业政策等方面的差异,中国的产业空间分布呈现出明显的非均质状态,这都导致产业协同集聚对地区经济的直接作用和辐射效应存在较大不同(刘强等,2020),故相关研究应结合实际产业分布展开。通过上述分析,本文对生产性服务业和制造业的协同集聚问题提出以下三点推论:

(1)产业协同集聚能够有效推动地区经济增长,但两者间存在倒“U”型关系,当集聚程度过高时,将产生抑制作用。

(2)产业协同集聚存在空间溢出效应,随着集聚程度的上升将对中心和外围城市产生相反的作用效果。

(3)由于地区间存在多方面差异,产业协同集聚可能具有明显的空间异质性。

为验证上述推论,本文以集聚经济的微观理论模型为基础,通过将模型拓展至空间模型,使用中国 285 个地级及以上城市的城市特征数据探究生产性服务业和制造业协同集聚的经济效应。

二、模型与数据

(一) 理论模型推导

1. 产业协同集聚效应模型

Ciccone 和 Hall(1996)通过加入经济外部性构建了集聚经济效应的微观理论模型,在此基础上,Ciccone(2002)讨论了欧洲地区的集聚经济效应。Amiti(2005)认为产业协同集聚会通过外部性和溢出效应提升企业生产水平,进一步带动产业发展和地区经济增长,故地区产业协同程度将直接影响地区生产水平。李世杰等(2014)也认为产业集聚与生产之间存在直接作用关系,产业集聚应内化于理论模型中。杨勇(2015)以凡登效应和 Ciccone(2002)的研究为基础,将旅游产业集聚直接加入模型中进行讨论,并认为产业集聚产生了产业链式的外部效应,提升了区域内各企业获取和调配要素的能力。综合上述理论分析,本文将产业协同集聚指标引入模型当中,讨论产业协同集聚与地区经济增长之间的作用关系,并将面板模型拓展至空间模型。

建立一个含外部性的模型,假设如下:一个地区(或国家)包含 N 个具有差异性的小区域,设小区域 i 内单位面积土地上的生产函数为:

$$q_{it} = \Lambda_{it} f(l_{it}, k_{it}, Q_{it}, A_{it}) H_{it} \quad (1)$$

(1)式中: q_{it} 、 l_{it} 、 k_{it} 分别为地区 i 第 t 年单位面积土地上的产出、劳动力和实物资本数量, Q_{it} 、 A_{it} 分别为地区 i 第 t 年的总产出和土地总面积,两者之比为产出密度, Λ_{it} 为地区 i 第 t 年的全要素生产率, H_{it} 为地区 i 第 t 年的生产性服务业和制造业协同集聚水平。假设空间外部性是由地区产出密度驱动,两者存在正相关关系,产业协同集聚与外部性共同作用于地区经济增长。设生产函数为柯布-道格拉斯形式,模型为:

$$q_{it} = \Lambda_{it} (l_{it}^\beta k_{it}^{1-\beta})^\alpha \left(\frac{Q_{it}}{A_{it}}\right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} H_{it} \quad (2)$$

假设劳动力和资本要素在区域内均匀分布,令 L_{it} 、 K_{it} 分别为地区 i 第 t 年的劳动力和实物资本总数量, β 为劳动的产出弹性($0 \leq \beta \leq 1$), $0 \leq \alpha \leq 1$ 为单位面积土地上实物资本和劳动的报酬。 $\lambda > 1$ 表明存在正外部性,则地区 i 第 t 年的总产出 Q_{it} 为:

$$Q_{it} = A_{it} q_{it} = A_{it} \times \left[\Lambda_{it} \left(\left(\frac{L_{it}}{A_{it}} \right)^\beta \left(\frac{K_{it}}{A_{it}} \right)^{1-\beta} \right)^\alpha \left(\frac{Q_{it}}{A_{it}} \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} H_{it} \right] \quad (3)$$

设 P_k 为实物资本的价格,结合要素价格等于边际产出,可得到单位劳动产出 $q_{l,it}$:

$$q_{l,it} = \frac{Q_{it}}{L_{it}} = \Lambda_{it} \frac{\lambda}{1-\alpha\lambda(1-\beta)} H_{it}^{\frac{\lambda}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}} \frac{\alpha(1-\beta)}{P_k} \left(\frac{L_{it}}{A_{it}} \right)^{\frac{\alpha\lambda(1-\beta)}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}} = \Lambda_{it}^{\omega_1} H_{it}^{\omega_2} \phi^\theta l_{it}' \quad (4)$$

加入控制变量 $conX_{it}$ 和误差项,进行对数化处理:

$$\ln q_{l,it} = c + \omega_1 \ln \Lambda_{it} + \omega_2 \ln H_{it} + \nu \ln l_{it} + \zeta conX_{it} + \varepsilon_{it}, c = \theta \ln(\phi) \quad (5)$$

产业协同集聚的经济效应可能存在正负两方面作用,Illy(2011)通过加入二次项考虑了集聚的拥挤效应,吴传清等(2020)也使用了非线性模型验证了产业协同集聚对经济增长质量的差异性作用效果。借鉴上述研究,在(5)式中加入 $\ln H$ 的二次项进行验证,模型如下:

$$\ln q_{l,it}' = c + \omega_1 \ln \Lambda_{it} + \omega_2 \ln H_{it} + \omega_3 (\ln H_{it})^2 + \nu \ln l_{it} + \zeta conX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

2. 产业协同集聚的空间效应模型

普通面板模型中使用 Q 、 A 和参数 λ 捕捉集聚的正外部性,但随着地区经济发展和基础设施的完善,地区间的依赖性进一步提高,产业协同集聚具有显著的空间影响。而面板模型无法有效捕捉地区间的相互作用,故将模型拓展至空间维度探究产业协同集聚的空间效应。

具体假设如下:一是将所有地区产生的外部性均纳入模型中,衡量地区间产业协同集聚的经济溢出效应;二是使用空间权重矩阵 W 替换外部性参数 λ ,捕捉地区间的空间依赖性和外部性;三是设定 ϑ 、 δ 为空间相关系数,模型中加入地区 j 第 t 年的单位土地产出 Q_{jt}/A_{jt} 。则地区 i 第 t 年的总产出为:

$$Q_{it} = A_{it}q_{it} = A_{it} \left[\left(\frac{L_{it}}{A_{it}} \right)^\beta \left(\frac{K_{it}}{A_{it}} \right)^{1-\beta} \right]^\alpha \Omega_{it} \prod_{j \neq i} (\Omega_{jt}^{\vartheta w_{ij}}) \prod_{j \neq i} \left[\left(\frac{Q_{jt}}{A_{jt}} \right)^{\delta w_{ij}} \right] \quad (7)$$

(7)式中: $\Omega_{it} = H_{it}\Lambda_{it}$, w_{ij} 为空间权重矩阵中的元素,则单位劳动力产出为:

$$q_{l,it} = \frac{Q_{it}}{L_{it}} = \kappa^{1-\alpha(1-\beta)} \Omega_{it}^{\frac{1}{1-\alpha(1-\beta)}} \left(\prod_{j \neq i} \Omega_{jt}^{\frac{\vartheta w_{ij}}{1-\alpha(1-\beta)}} \right) \left(\frac{L_{it}}{A_{it}} \right)^{\frac{\alpha-1}{1-\alpha(1-\beta)}} \prod_{j \neq i} \left(\frac{L_{jt}}{A_{jt}} \right)^{\frac{\delta_1 w_{ij}}{1-\alpha(1-\beta)}} \prod_{j \neq i} \left(\frac{Q_{jt}}{L_{jt}} \right)^{\frac{\delta_2 w_{ij}}{1-\alpha(1-\beta)}} \quad (8)$$

(8)式中: $\kappa = [\alpha(1-\beta)/P_k]^{\alpha(1-\beta)}$,加入误差项和控制变量,对数化处理可得:

$$\ln q_{l,it} = c + \varphi_1 \ln H_{it} + \gamma_1 \ln \Lambda_{it} + \varphi_2 W \ln H_{it} + \gamma_2 W \ln \Lambda_{it} + \theta_1 \ln L_{it} + \theta_2 W \ln L_{it} + \rho W \ln q_{l,it} + \zeta_1 \text{con} X_{it} + \zeta_2 W \text{con} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

结合史梦昱和沈坤荣(2021)对产业集聚的非线性空间外溢效应的验证,在模型中加入产业协同集聚二次项及其空间滞后项,如式(10)。

$$\ln q'_{l,it} = c + \varphi_1 \ln H_{it} + \gamma_1 \ln \Lambda_{it} + \varphi_1 (\ln H_{it})^2 + \varphi_2 W \ln H_{it} + \gamma_2 W \ln \Lambda_{it} + \varphi_2 W (\ln H_{it})^2 + \theta_1 \ln L_{it} + \theta_2 W \ln L_{it} + \rho W \ln q_{l,it} + \zeta_1 \text{con} X_{it} + \zeta_2 W \text{con} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

最终模型为含有解释变量和被解释变量滞后项的空间杜宾模型(SDM),当空间权重为0时,退化为普通面板模型。通过估计可分解出产业协同集聚的直接效应和空间溢出效应,为从空间视角研究产业协同集聚的双重效应提供一定参考价值。

(二) 数据处理

1. 空间权重矩阵构建

空间权重矩阵衡量了地区间的影响方式和程度,随着交通和通信基础设施的完善,时间成本成为影响和制约要素流动的重要因素,地区间的联系随时间距离的增加而减弱。因此,本文通过使用中国285个地级及以上城市之间乘坐公共交通(含普快 k 、直达 z 、高铁 g (含城际)、飞机 p)到达所需的最短时间构建时间权重衡量地区间的依赖关系,根据四种交通方式的普及度、旅客周转量以及运行次数,赋递减权重,构造方法如(11)式。数据来源于中国铁路12306网站、中国民用航空局网站。

$$w_{ij} = 0.4 \times k_{ij} + 0.3 \times z_{ij} + 0.2 \times g_{ij} + 0.1 \times p_{ij}, i \neq j, i, j = 1, \dots, 285 \quad (11)$$

2. 变量选取

根据数据的可得性和完整性,选择2004—2018年中国285个地级及以上城市的城市特征数据估计相关模型,数据来源于《中国区域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各省份统计年鉴,部分缺失值使用插值法补全。

(1) 被解释变量与核心解释变量

人均 GDP (gdp) 作为被解释变量测度城市经济增长水平,以 2000 年为基期进行平减,并对数化处理。产业协同集聚 ($coag$) 为核心解释变量,使用陈国亮和陈建军 (2012) 的方法计算生产性服务业和制造业协同集聚指标。

$$coag_{it} = 1 - \frac{|agma_{it} - agse_{it}|}{agma_{it} + agse_{it}} \quad (12)$$

(12) 式中: $agma_{it}$ 和 $agse_{it}$ 为城市 i 第 t 年制造业和生产性服务业的区位熵,通过计算各行业就业人员数占比得到,数值越大意味着产业协同集聚程度越高。根据国家统计局 2019 年对生产性服务业的分类,结合实际数据的可得性和缺失状况,将其归纳为交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,批发和零售业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业 6 个分行业。

(2) 控制变量

劳动力密度 ($labor$): 使用城市总就业人数与市辖区面积之比衡量 (人/平方公里), 进行对数化处理, 总就业包含城镇单位、私营企业和个体就业人员。城市全要素生产率 (tfp): 借鉴 Bert 和 Zofio (2018), 使用 DEA 数据包络方法测度地级市层面的 Malmquist 指数, 衡量地区经济增长质量。其中, 产出为各地级市的 GDP, 以 2000 年为基期使用各省份 GDP 平减指数进行处理 (同一省份内各地级市平减指数相同)。投入变量包括土地、劳动力和资本, 使用城市建设用地作为土地投入, 劳动力由城镇单位、私营及个体就业人员数总和计算得到。使用永续盘存法计算各地实际固定资本存量, 投资使用固定资本形成总额与房地产总额之差表示, 设折旧率为 9.6% (张军等, 2004), 利用各省份固定资产价格平减指数以 2000 年为基期进行平减处理。

科技创新是知识积累的外在表现形式, 科技创新水平的提升能够有效推动地区经济增长, 故使用对数化处理后的城市专利授权数衡量科技创新水平 ($tech$)。交通、通信等基础设施的完善能够提高要素流动速度 (崔书会等, 2019), 进而提升生产效率, 故使用人均道路面积 ($road$) 和移动电话年末用户数的对数值 (pho) 衡量基础设施建设完善程度。政府在地区经济发展中具有重要作用, 一方面能够通过出台减税、优惠政策缓解市场失灵, 促进地区产业发展; 但另一方面, 政府的过度干预也会降低市场效率 (Li and Lin, 2017), 故通过城市财政支出与 GDP 之比测度政府干预程度 (gov)。随着“双碳目标”的提出, 环境规制将对地区产业与经济发展产生深远影响。一部分研究者认为环境规制将提高企业生产成本, 降低生产效率, 不利于地区经济发展 (王军、李萍, 2018)。波特则认为环境规制可以倒逼企业提升创新水平, 通过提高生产率推动地区经济发展, 故将环境规制 (sol) 加入控制变量中, 使用一般工业固体废弃物综合利用率衡量环境规制的程度。

表 1 给出了上述变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量	gdp	$coag$	$labor$	tfp	gov	$tech$	$road$	pho	sol
均值	10.540	0.585	5.238	1.070	0.189	6.639	2.229	5.365	0.786
标准差	0.749	0.246	1.256	0.224	0.221	1.843	0.617	0.982	0.231
最小值	7.521	0.009	0.863	0.264	0	0	-1.171	-2.317	0.005
最大值	13.056	0.910	8.566	3.101	6.041	12.019	4.686	10.161	1.350

三、实证研究及分析

(一) 产业协同集聚效应模型分析

1. 基准回归分析

根据上述分析进行回归。Hausman 检验结果 p 值为 0, 表明应使用固定效应模型, 表 2 报告了估计结果。

表 2 全国产业协同集聚效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>coag</i>	0.071 *** (3.150)	0.377 *** (4.640)	0.052 ** (2.360)	0.340 *** (4.300)
<i>coag2</i>		-0.260 *** (-3.920)		-0.245 *** (-3.790)
<i>labor</i>	0.163 *** (17.740)	0.164 *** (17.850)	0.135 *** (14.630)	0.136 *** (14.730)
<i>tfp</i>	0.030 ** (2.050)	0.029 ** (2.010)	0.035 ** (2.490)	0.034 ** (2.460)
<i>gov</i>			0.002 (0.120)	0.004 (0.822)
<i>tech</i>			0.081 *** (10.950)	0.080 *** (10.810)
<i>road</i>			0.085 *** (7.380)	0.086 *** (7.450)
<i>pho</i>			0.057 *** (5.410)	0.059 *** (5.520)
<i>sol</i>			0.086 *** (3.970)	0.084 *** (3.880)
<i>cons</i>	8.785 *** (156.440)	8.704 *** (146.150)	8.062 *** (105.090)	7.988 *** (101.099)
个体、时间效应	固定	固定	固定	固定
R^2	0.853	0.854	0.862	0.862

注: *coag2* 为产业协同集聚的二次项, 括号内报告了 $t(z)$ 值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著, 下同。

表 2 中第(1)列结果表明, 产业协同集聚、劳动力密度和全要素生产率均对地区经济增长具有积极作用。产业协同集聚能够通过推动产业发展促进城市经济增长, 劳动力密度的提高可以降低企业成本, 提高生产效率, 全要素生产率的上升有助于拉动经济发展质量。加入其他控制变量可知, 科技创新水平的提升、基础设施的完善以及环境规制程度的上升均具有正向经济效应。随着市场化进程的推进, 政府的作用力度减小, 但仍表现出正向作用效果。第(2)、(4)列结果显示产业协同集聚的二次项系数均显著为负, 一次项系数显著为正, 意味着产业协同集聚的经济效应呈明显的倒“U”型作用, 存在拐点, 集聚程度的提高对地区经济增长产生了先促进后抑制的效果, 证实了产业协同集聚程度过高将产生拥堵效应的推论。

2. 地区异质性分析

中国幅员辽阔, 地区在发展状况和产业结构等方面均存在较大差异, 加之政策倾斜, 促使要素资源分配、产业布局具有明显的空间特征, 产业协同集聚状况差异较大。中、西部地区在产业集聚规模、多样化和专业化程度方面明显落后于东部地区, 故需详细分析产业协同集聚经济效应存在的地区异质性。

表3报告了分地区产业协同集聚的经济效应。第(1)、(3)、(5)列结果表明产业协同集聚的经济效应呈“东部>中部>西部”的递减趋势,东、中部地区产业契合度相对西部更高,符合中国产业的整体发展情况。第(2)、(4)、(6)列给出了加入协同集聚二次项的估计结果,中部地区集聚二次项不显著,东、西部地区则显著为负,产业协同集聚与地区经济增长呈倒“U”型关系,存在明显拐点。计算发现,东、西部拐点值为0.115和0.567,均值为0.652和0.505,表明东部地区已跨越拐点,而西部则未达到拐点。上述结果意味着中、西部地区产业协同集聚与地区经济增长间仍存在正向作用关系,中、西部地区的资本和劳动力积累均落后于东部,产业协调发展存在较大空间,应持续推进两地区产业协同集聚进程。

表3 分地区产业协同集聚效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区
<i>coag</i>	0.105*** (2.900)	0.071*** (3.150)	0.086** (2.300)	0.207 (1.580)	0.014 (0.350)	0.497*** (4.000)
<i>coag2</i>		-0.309*** (-2.570)		-0.106 (-0.970)		-0.438*** (-4.100)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>cons</i>	8.483*** (61.000)	8.370*** (57.490)	8.284*** (52.910)	8.250*** (51.430)	8.180*** (60.410)	8.074*** (58.960)
个体、时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.845	0.846	0.854	0.861	0.901	0.902

中国经济正处于转型发展期,生产性服务业发展仍处于中期,产业创新水平偏低,产业间联系密切度有待提高(王文成、隋苑,2022),且地区间发展差异明显。相比服务业,制造业发展更完善,故单独考量制造业集聚的作用效果,使用制造业的区位熵测度集聚程度。

表4报告了估计结果。制造业集聚具有明显的正向经济效应,且作用效果表现出从西部地区到东部地区的递减规律,这与近年来中、西部地区承接东部地区产业有关。在全国和西部地区,制造业集聚的二次项系数显著为正,呈正“U”型关系,这与制造业前期投入较大有关,也表明单个产业的集聚需要达到一定程度才能产生经济效应。对比拐点和均值后发现,均值大于拐点,位于拐点右侧,说明在全国范围和西部地区,制造业集聚已处于对地区经济发展产生明显促进作用的阶段。结合表3结果,东部地区应继续推动生产性服务业和高端制造业协同发展,促进两业融合,中、西部地区则应积极承接产业转移,推动制造业和服务业的协同集聚。

表4 制造业协同集聚异质性估计结果

	全国	东部地区	中部地区	西部地区	全国	东部地区	中部地区	西部地区
<i>coag</i>	0.059*** (7.610)	0.021** (1.970)	0.056*** (3.670)	0.123*** (8.270)	0.023 (1.310)	0.029 (0.940)	0.057 (1.600)	0.065** (2.210)
<i>coag2</i>					0.009** (2.220)	-0.002 (-0.280)	-0.001 (-0.060)	0.014** (2.300)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体、时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.864	0.845	0.862	0.907	0.864	0.845	0.862	0.907

(二) 空间产业协同集聚效应模型分析

根据模型推导结果进行面板莫兰检验,莫兰值为0.198,表明存在正向空间依赖。综合

Robust LM、LR、Wald 以及 Hausman 检验结果,构建时间、空间双固定 SDM 模型验证地区间产业协同集聚的空间经济效应。表 5 给出了模型估计结果,表明各地区间均存在显著的正向空间依赖性,东部地区在经济发展方面联系更为密切,空间依赖强度高于中西部地区。

表 5 集聚经济的空间模型估计结果

	全国	全国	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区
<i>coag</i>	0.046 ** (2.221)	0.340 *** (4.595)	0.077 ** (2.230)	0.419 *** (2.821)	0.080 ** (2.241)	0.016 (1.598)	0.030 (0.781)	0.441 *** (3.784)
<i>coag2</i>		-0.252 *** (-4.165)		-0.269 (-2.394)		0.044 (1.421)		-0.374 *** (-3.748)
$W \times coag$	0.084 (0.504)	1.713 ** (2.420)	0.273 (1.437)	1.856 * (1.780)	0.289 (1.333)	-0.032 (-0.747)	-0.232 (-1.506)	0.747 (0.148)
$W \times coag2$		-1.337 ** (-2.393)		-1.208 (-1.566)		0.291 * (1.714)		-0.881 ** (-2.010)
<i>rho</i>	0.629 *** (45.973)	0.620 *** (43.893)	0.423 *** (9.446)	0.419 *** (9.278)	0.314 *** (4.849)	0.318 *** (4.949)	0.395 *** (9.578)	0.362 *** (8.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间、空间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.943	0.944	0.928	0.929	0.861	0.901	0.956	0.957

注:*rho* 为空间自回归系数。

表 6 报告了 SDM 模型的效应估计结果。全国样本的估计结果表明产业协同集聚程度的上升直接拉动了当地经济发展,加入集聚二次项后发现直接效应和空间溢出效应均呈倒“U”型关系,即产业协同集聚的逐步提升对本地和周边地区经济发展均存在先促进后抑制的作用效果。东、西部地区产业协同集聚的直接效应和空间溢出效应均具有倒“U”型特点,但中部地区作用效果不显著,这与中部地区部分城市长期依赖工业,服务业发展整体偏弱,且重工业、内资主导使其具有较强锁定效应有关(高春亮、李善同,2018)。结合面板模型结果可知,中部地区产业协同集聚与经济发展间呈线性关系,处于规模经济阶段,集聚程度的提高能够拉动当地经济增长,但目前溢出作用效果不明显。

表 6 空间模型效应估计结果

		全国	全国	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区
直接效应	<i>coag</i>	0.049 ** (2.339)	0.372 *** (4.819)	0.084 ** (2.474)	0.462 *** (3.038)	0.085 ** (2.286)	0.015 (1.540)	0.022 (0.578)	0.473 *** (4.003)
	<i>coag2</i>		-0.277 *** (-4.419)		-0.298 ** (-2.561)		0.047 (1.471)		-0.408 *** (-4.061)
空间溢出效应	<i>coag</i>	0.290 (0.646)	4.884 *** (3.587)	0.513 (1.621)	3.447 * (1.964)	0.455 (1.395)	-0.040 (-0.604)	-0.356 (-1.432)	1.434 * (1.770)
	<i>coag2</i>		-3.780 ** (-2.538)		-2.245 * (-1.719)		0.435 * (1.715)		-1.609 ** (-2.307)

为评估空间模型下产业协同集聚的两面性,表 7 计算了均值与拐点。就全国范围来说,产业协同集聚仍处于积极作用阶段,集聚程度的进一步提高将加速生产性服务业与制造业的融合,有利于发挥规模经济效应,并能够向周边地区产生正向溢出作用。东部地区集聚程度已跨越拐点,目前可能已处于集聚不经济状态,结合溢出效应说明东部地区产业协同集聚程度的提高产生了较强的涓滴效应,有助于推动邻近地区经济增长。原因可能是中心区域产业协同集聚程度过高引发了生产成本上涨,迫使企业向外围转移,拉动了邻近地区经济增

长。空间溢出效应处于倒“U”型左侧,涓滴效应的作用范围和程度将随着内部城市产业协同集聚程度的提升持续扩大,进而有利于促进中心城市与外围城市的产业承接和分工合作,协调区域内部经济发展。西部地区产业协同集聚未达到拐点值,意味着产业协同集聚程度的进一步提升将有利于提高城市整体经济水平。间接效应的均值远小于拐点,说明集聚程度的提高能够推动邻近地区经济增长,从侧面反映了西部地区产业协同集聚规模仍存在较大提升空间。结合西部地区在产业规模、布局以及融合深度等方面仍然较为薄弱的现状,应不断推动东部地区部分产业向西部的转移,积极疏通产业链和供应链,发挥产业集聚的规模效应。

表 7 空间模型均值与拐点计算结果

	coag			W×coag		
	全国	东部地区	西部地区	全国	东部地区	西部地区
均值	0.585	0.811	0.505	0.349	0.427	0.180
拐点	0.671	0.775	0.580	0.646	0.768	0.446

四、稳健性检验与内生性检验

(一) 稳健性检验

1. 产业密集度检验

上文中产业协同集聚指标为正向指标,通过加入二次项讨论了拥堵效应,缺乏直观性。故构造产业密集度指数从侧面讨论产业协同集聚程度过高对经济发展产生的负向影响,并从普通面板和空间面板模型两个角度进行验证。

为直接验证产业协同集聚的拥堵效应,使用地区工业企业个数、工业企业固定资产与城市固定资产比率以及改进的 Moore 指数(付凌晖,2010)构造产业密集度指数(*dag*)进行检验。前两个变量衡量了地区制造业密集程度和规模,数值越大,则密集度越高;改进的 Moore 指数用于衡量产业结构高级化状态,侧面反映了地区服务业发展状况。三个变量从不同角度描述了生产性服务业与制造业的集聚程度。

首先,对每个城市 i 的工业企业个数 x_{1i} 进行标准化处理,如(13)式。其中, num_i 为城市 i 工业企业个数, num_{\max} 、 num_{\min} 分别为工业企业个数的最大值和最小值。其次,计算改进的 Moore 指数 x_{2i} 、工业企业固定资产与城市固定资产比率 x_{3i} ,将三个指标构成一个三维向量 $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, x_{3i})$,计算该向量与单位向量 $I = (1, 1, 1)$ 之间的夹角反余弦值,如(14)式。单位向量意味着地区固定资产全部由企业固定资产构成,企业个数达到最大,地区产业结构中服务业占比最大。使用该指数代替 *coag* 重新估计模型,表 8 报告了结果。

$$x_{1i} = \frac{num_i - num_{\min}}{num_{\max} - num_{\min}} \quad (13)$$

$$dag_{it} = \arccos \left(\frac{\sum_{k=1}^3 (x_{k,it} \times I_k)}{\sqrt{\sum_{k=1}^3 x_{k,it}^2} \sqrt{\sum_{k=1}^3 I_k^2}} \right) \quad (14)$$

表 8 产业密集度估计结果

	普通面板模型		SDM 模型		SDM 模型效应估计		
<i>dag</i>	-0.124*** (-5.240)	-0.130* (-1.870)	-0.123*** (-5.460)	-0.140** (-2.126)	直接 效应	-0.118*** (-5.204)	-0.120* (-1.798)
<i>dag</i> ²		0.007 (0.100)		0.020 (0.290)			0.005 (0.07)
<i>W</i> × <i>dag</i>			0.416*** (3.476)	1.137*** (3.088)	空间 溢出 效应	0.910*** (2.822)	2.945*** (2.791)
<i>W</i> × <i>dag</i> ²				-0.731*** (-2.065)			-2.022** (-1.965)
<i>rho</i>	-	-	0.635*** (47.672)	0.645*** (50.221)			
控制变量	控制	控制	控制	控制			
个体、时间效应	固定	固定	固定	固定			
<i>R</i> ²	0.863	0.863	0.944	0.944			

表 8 普通面板模型结果表明,产业密集程度过高将阻碍地区经济增长,加入二次项后估计结果变化不大,证实了产业协同集聚程度过高将对经济增长产生抑制作用。SDM 模型效应估计结果显示,仅含 *dag* 一次项时,直接效应显著为负,空间溢出效应显著为正,意味着产业密集程度过高将产生规模不经济,但显著为正的溢出效应表明集聚程度过高会推动产业向邻近地区迁移,促进周边地区经济增长,呈现“中心-外围”发展模式,证实了上述分析中的结论;加入产业密集度二次项时,*dag* 一次项的直接效应显著为负,二次项直接效应为正但不显著,而空间溢出效应则表现出倒“U”型关系。上述结果反映出地区产业密集程度过高将推动产业向邻近区域转移,缓解本地区的拥堵情况,但当邻近地区产业协同集聚到达一定程度时,也将出现消极作用,推动产业进一步向外围迁移。

综合表 6、表 8 估计结果可知,产业集聚程度过高将使企业产生拥挤效应,降低资源获取效率,进而引发恶性竞争,阻碍地区经济增长。同时,本地产业的过度集聚将推高企业成本,促使企业重新选址,推动产业向外围迁移,提高邻近地区产业协同集聚程度,带动整体区域经济增长。但这种外溢的规模经济效应也存在拐点,随着中心区域产业的不断外移,当集聚程度达到最大容纳程度时,将产生拥堵效应,从而对邻近地区的经济增长产生消极作用。上述结果也表明该指标构建相对合理,较好地侧面验证了产业过度集聚的经济影响。

2.其他稳健性检验

通过下列三种方式进行稳健性检验讨论模型和结果的稳定性:一是使用逆地理权重矩阵替换时间权重矩阵。根据城市经纬度计算任意两城市间距离并取倒数,两地间距离越远则相互影响能力越小。二是替换核心解释变量,重新构建产业协同集聚指数(*agg*) (陈建军等,2016),见(15)式。由于 SDM 模型包含了产业协同集聚的直接效应和溢出效应,故仅估计空间模型。三是结合上述结果,使用面板门槛模型重新回归分析。

$$agg_{it} = \left(1 - \frac{|agma_{it} - agse_{it}|}{agma_{it} + agse_{it}} \right) + |agma_{it} + agse_{it}| \quad (15)$$

$$\ln q_{i,t} = \mu_i + \omega_1 \ln H_{it} I(H_{i,t-1} \leq \tau_1) + \omega_2 \ln H_{it} I(H_{i,t-1} > \tau_2) + \omega_3 \ln \Lambda_{it} + \nu \ln l_{it} + \zeta con X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16)式给出了存在单门槛时的模型形式,将产业协同集聚的滞后一期作为为门槛变量,τ为待估计的门槛值。表 9 报告了三种稳健性检验的估计结果。

表 9 三种稳健性检验估计结果

	SDM 模型效应估计结果				门限回归(面板)	
	地理空间权重矩阵		更换核心解释变量			
$coag(agg)$	0.050** (2.343)	0.343*** (4.501)	0.013*** (2.891)	0.022** (2.398)	$coag_L$	0.072* (1.850)
$coag2(agg2)$		-0.248*** (-3.924)		-0.0006 (-1.110)	$coag_U$	-0.032 (-1.240)
$W \times coag(agg)$	0.089 (0.112)	0.468 (0.087)	0.054 (0.853)	0.091 (0.662)	门槛值	0.467
$W \times coag2(agg2)$		-0.561 (-0.085)		-0.003 (-0.265)	门槛效应检验	
ρ	0.589*** (9.697)	0.571*** (9.198)	0.622*** (44.223)	0.615*** (42.581)	F 值	19.11
个体、时间\控制变量	固定\控制	固定\控制	固定\控制	固定\控制	p 值	0.060
R^2	0.941	0.941	0.943	0.943	控制变量	控制
					R^2	0.792

更换权重矩阵发现,产业协同集聚具有显著的正向经济效应,加入二次项后,产业协同集聚对本地和邻近地区经济增长均存在倒“U”型关系,与前述分析结果一致。更换核心解释变量后模型参数估计结果与原始模型参数结果方向相同,两种稳健性检验均印证了产业协同集聚的经济效应确实存在两面性。门槛效应检验结果表明双门槛检验结果不显著,仅存在单门槛,故构建单门槛门限回归模型。估计结果表明,产业协同集聚存在显著的单门槛,小于门槛值时,集聚能够有效拉动地区经济增长;大于门槛值时,则将阻碍地区经济增长。

(二) 内生性检验

上述结果证实了产业协同集聚有助于推动地区经济增长,但现有研究发现,城市发展水平越高,市场规模越大,对企业吸引力越强,越有利于地区产业集群化发展。故地区经济发展水平与产业协同集聚间存在相关性,两者可能存在反向因果关系,易导致估计结果有偏。同时,因遗漏变量导致的内生性问题也是无法避免的,故本节将使用工具变量法对内生性问题进行检验和分析,验证结果的有效性。

地形起伏度作为固定地理特征不受经济变量影响,但地形对企业选址、城市整体空间格局均存在明显影响,满足外生性条件。通常地形起伏度越小,越有利于企业集聚,故使用地形起伏度的倒数作为工具变量。根据封志明等(2007)以及 Duflo 和 Pande(2007)的方法,使用地形起伏度(RA)的倒数和时间的交互项作为最终的工具变量。

$$RA = \{ [\max(h) - \min(h)] \times [1 - P(s)/s] \} \quad (17)$$

(17)式中: $\max(h)$ 和 $\min(h)$ 为区域内最高和最低海拔, $P(s)$ 为区域内平地面积, s 是区域总面积。由于加入了产业协同集聚的二次项,需要两个工具变量,借鉴 Ciccone(2002)的方法,使用城市建成区面积作为集聚二次项的工具变量。根据已有文献对内生性的处理,分别使用产业协同集聚一次项和二次项的滞后一期以及所有变量的滞后一期作为工具变量再次进行内生性检验。

表 10 报告了相关结果。估计结果表明,工具变量有效。三种回归结果中集聚一次项系数均显著为正,二次项系数均显著为负,说明产业协同集聚与地区经济增长之间存在稳定的倒“U”型关系,验证了产业协同集聚经济效应存在拐点的结论。为进一步验证空间模型结果,使用空间两阶段最小二乘法(S2SLS)重新估计模型。结果再次证实了产业协同集聚与核心集聚区以及邻近地区经济增长间均存在显著的倒“U”型关系。

表 10 2SLS 法与 S2SLS 法估计结果

2SLS	RA 与建成区面积	coag, coag2 滞后一期	所有变量滞后一期	S2SLS	RA 与建成区面积
coag	2.561* (1.650)	0.474*** (3.570)	0.446*** (3.380)	coag	0.126 (0.393)
coag2	-2.508* (-1.760)	-0.366*** (-3.140)	-0.346*** (-3.170)	coag2	-2.944*** (-5.212)
Anderson canon.corr LR statistic	10.170	1560.990	1574.520	W×coag	7.007*** (3.310)
Cragg-Donald Wald F statistic	10.180	964.890	216.1290	W×coag2	-14.963** (-4.035)
个体、时间\控制变量	固定\控制	固定\控制	固定\控制	控制变量	固定
R ²	0.805	0.847	0.847	R ²	0.328

(三) 机制分析

产业集聚加速了各类要素资源的流动速度,尤其是大幅度提升了创新资本、人才的流动效率。一方面,生产性服务业与制造业的集聚有利于扩大知识与技术的外溢效应,密切上下游企业间的沟通合作,形成良好的创新环境(丁焕峰等,2021),并加速核心区经济发展,通过溢出效应带动整体区域经济增长。同时,数字技术的发展推动制造业和生产性服务业从协同发展走向融合发展,进一步扩大市场需求(周明生、张一兵,2022)。另一方面,产业集聚引致更多企业迁入核心集聚地区,扩大了产业链中各环节供给,有效降低企业生产成本。李振和沈言言(2022)认为集聚增加了市场的投资,尤其对于私人部门参与投资的区位选择具有较大影响。产业集聚可以通过增加公众投资意愿促进产业集群化发展,推动产业链条的延伸和市场范围的扩容,进一步提升市场潜力。同时,两种产业的集聚也加剧了市场内部竞争,降低城市内部僵尸企业占比(孙博文等,2021),推动产业结构的高级化进程,进而提升地区经济水平。综上所述,产业协同集聚可以通过提高科技创新水平和市场潜能两种途径影响地区经济发展,故对其作用机制进行深入研究。

中介变量测度方法:(1)科技创新水平(*tech*):使用城市专利授权数量的对数值衡量,并从控制变量中删除;(2)市场潜能(*por*):借鉴 Harris(1954)提出的市场潜力测度方法,如(18)式。

$$por_{it} = gdp_{it}/d_{it} + \sum_{j \neq i} gdp_{jt}/d_{ij} \quad (18)$$

(18)式中: d_{it} 为城市内部距离,采用城市半径的2/3衡量, $d_{it} = 2/3 \sqrt{area_i/\pi}$, $area_i$ 为城市*i*的面积,使用中国285个地级及以上城市的建成区面积代替,通过城市经纬度计算城市*i*与城市*j*之间的欧式距离 d_{ij} 。该指标通过城市间距离衡量两地间经济影响大小,相邻地区经济发展程度越高,则本地区市场潜力越大。

表11报告了模型估计结果,科技创新水平和市场潜能均能对产业协同集聚产生影响。第(1)和(3)、(5)和(7)列中 *coag* 的系数显著为正, *coag2* 的系数显著为负,结合第(2)和(6)列中结果可知,产业协同集聚可以通过提升科技创新水平和市场潜能促进地区经济增长,但二次项结果则表明过度的产业集聚也将影响创新水平和市场潜能的提升,这与前述提到的集聚过度引发的垄断、产业同构和逐底竞争存在关系。首先,集聚程度的提高将提升集群内部权力,降低企业创新动力。其次,集聚程度过高易造成产业同构、重复建设和逐底竞争,最终降低企业创新意愿,造成市场僵化。最后,过度集聚还会造成人力资源的过剩和闲置,降低创新效率(胡蓓、朱朴义,2013)。市场潜能的中介效应模型估计结果表明,产业协同集聚与市场潜能之间存在倒“U”型的非线性作用关系。产业集聚初期能够提升资源的配置

效率,推动中心区域企业的发展;当集聚程度过高时,集聚区内部企业资源使用成本上升,迫使部分企业不得不向周边地区迁移,降低本地区市场潜能,但带动了周边地区经济增长。第(4)、(8)列给出了使用交互项验证的结果。城市科技创新水平与产业协同集聚一次项的交互项系数显著为负,二次项的交互项系数显著为正,表明只有城市科技创新水平达到一定程度时,知识共享才能使产业协同集聚发挥积极作用。就市场潜能来说,两者的交互项方向与科创水平变量结果相同,但不显著。

表 11 中介效应估计结果

	科技创新水平				市场潜能			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>gdp</i>	<i>tech</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp</i>	<i>por</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp</i>
<i>coag</i>	0.394 *** (4.925)	0.680 ** (4.018)	0.340 ** (4.298)	0.883 *** (3.169)	0.340 *** (4.298)	0.317 *** (6.498)	0.265 *** (3.368)	0.313 (0.967)
<i>coag2</i>	-0.272 *** (-4.159)	-0.345 *** (-2.494)	-0.245 *** (-3.789)	-0.649 *** (-2.766)	-0.245 *** (-3.789)	-0.221 *** (-5.545)	-0.192 *** (-3.000)	-0.294 (-1.085)
<i>tech</i>			0.080 *** (10.810)	0.104 *** (7.768)	0.080 *** (10.810)	-0.005 (-0.106)	0.081 *** (11.090)	0.082 *** (11.120)
<i>pro</i>							0.236 *** (9.281)	0.233 *** (7.409)
<i>coag</i> ×(<i>tech</i> / <i>pro</i>)				-0.086 ** (-2.023)				-0.009 (-0.140)
<i>coag2</i> ×(<i>tech</i> / <i>pro</i>)				0.063 * (1.787)				0.020 (0.368)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
<i>R</i> ²	0.858	0.854	0.862	0.863	0.862	0.757	0.865	0.865

五、结论及建议

本文从理论分析出发,将产业协同集聚指标纳入微观理论模型中,并在此基础上将其扩展至空间维度,通过使用2004—2018年中国地级及以上城市特征数据构建模型,验证了产业协同集聚的规模经济效应和拥堵效应,并讨论了产业协同集聚的传导途径,得到以下结论:第一,产业协同集聚对经济增长具有非线性作用效果,两者呈倒“U”型关系。第二,产业协同集聚的经济效应存在地区异质性和产业异质性。产业协同集聚对东、西部地区及其邻近地区均产生了倒“U”型作用,且东部地区产业协同集聚已产生了较强的外溢效应,而中部地区产业协同集聚与经济增长间仅具有线性关系。机制分析结果表明,生产性服务业和制造业协同集聚能够通过提高地区科技创新水平和市场潜能推动地区经济增长,但集聚程度过高则将引致垄断和产业同构,降低两种传导途径的效率,最终对地区经济增长产生消极作用。

目前,中国正处于深化改革的攻坚期,外部环境的不确定性持续增加,故更应畅通国内循环脉络,促进从生产、分配、流通到消费链条的逐步完善,推动产业协同集聚和经济高质量发展。根据上述分析,给出以下几点建议:首先,应以地区资源禀赋、经济发展状况为基础,结合各地区特点合理规划产业布局和发展路径。加快推进东部地区高端制造业发展步伐,持续推进生产性服务业与制造业的协同集聚和产业融合发展。就中西部地区而言,需在提高制造业集聚的基础上加快发展与之相适应的生产性服务业,提升两者匹配程度。在全国范围内则应畅通资源流通渠道,不断完善产业链,推动资源向高效产业集聚,提升国内大循环的速度和质量。其次,政府应树立产业协同集聚阈值概念,控制集聚的程度和规模,避免

盲目推进产业集聚而引发企业间的恶性竞争,造成规模不经济。同时,政府应积极引导集聚程度过高的产业进行空间转移,降低核心区拥挤程度,推动城市产业承接。最后,要合理利用地区优势拓宽发展路径,加强区域内部和跨区域的产业互动与分工协作,扩大产业协同集聚经济效应辐射面,推动地区经济协调发展。

参考文献:

- 1.陈国亮、陈建军,2012:《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》,《管理世界》第4期。
- 2.陈建军、刘月、邹苗苗,2016:《产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第3期。
- 3.崔书会、李光勤、豆建民,2019:《产业协同集聚的资源错配效应研究》,《统计研究》第2期。
- 4.丁焕峰、孙小哲、王露,2021:《制造业与生产性服务业协同集聚能否提升城市专利质量?》,《审计与经济研究》第6期。
- 5.封志明、唐焰、杨艳昭、张丹,2007:《中国地形起伏度及其与人口分布的相关性》,《地理学报》第10期。
- 6.付凌晖,2010:《我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究》,《统计研究》第8期。
- 7.高春亮、李善同,2018:《人力资本专用性锁定效应与城市衰退:老工业城市转型的症结》,《经济学家》第11期。
- 8.韩峰、阳立高,2020:《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》,《管理世界》第2期。
- 9.郝大江、张荣,2018:《要素禀赋、集聚效应与经济增长动力转换》,《经济学家》第1期。
- 10.胡蓓、朱朴义,2013:《产业集群人才集聚拥挤研究》,《科技进步与对策》第19期。
- 11.季书涵、朱英明、张鑫,2016:《产业集聚对资源错配的改善效果研究》,《中国工业经济》第6期。
- 12.李健、冯会迎,2020:《高技术制造业与高技术服务业协同集聚的经济增长效应》,《科技进步与对策》第17期。
- 13.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。
- 14.李振、沈言言,2022:《经济集聚与中国私人部门PPP投资的区位选择》,《经济经纬》第2期。
- 15.刘强、陆小莉、徐生霞,2020:《城市群视角下产业集聚的空间异质性研究》,《数理统计与管理》第6期。
- 16.沈能、赵增耀、周晶晶,2014:《生产要素拥挤与最优集聚度识别——行业异质性的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 17.史梦昱、沈坤荣,2021:《人才集聚、产业集聚对区域经济增长的影响——基于非线性、共驱驱动和空间外溢效应的研究》,《经济与管理研究》第7期。
- 18.孙博文、李成明、张伟广,2021:《产业集聚有助于推动僵尸企业处置吗?》,《经济与管理研究》第7期。
- 19.王军、李萍,2018:《绿色税收政策对经济增长的数量与质量效应——兼议中国税收制度改革的方向》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 20.王文成、隋苑,2022:《生产性服务业和高技术产业协同集聚对区域创新效率的空间效应研究》,《管理学报》第5期。
- 21.文丰安,2018:《生产性服务业集聚、空间溢出与质量型经济增长——基于中国285个城市的实证研究》,《产业经济研究》第6期。
- 22.吴传清、郑开元、邓明亮,2020:《长江经济带产业协同集聚对全要素能源效率的非线性影响》,《武汉理工大学学报(社会科学版)》第3期。
- 23.吴向鹏、郑芳,2019:《集聚经济与城市创新:一个文献综述》,《重庆理工大学学报(社会科学)》第12期。
- 24.吴亚菲、孙森,2017:《长三角城市群经济增长和产业集聚的关联效应研究》,《上海经济研究》第5期。
- 25.吴意云、朱希伟,2015:《中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理》,《世界经济》第2期。
- 26.杨勇,2015:《集聚密度、多样性和旅游企业劳动生产率——兼对产业聚集理论观点的拓展研究》,《财贸经济》第2期。
- 27.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 28.张明斗、王亚男,2021:《制造业、生产性服务业协同集聚与城市经济效率——基于“本地-邻地”效应的视角》,《山西财经大学学报》第6期。
- 29.周明生、张一兵,2022:《数字技术发展促进制造业与服务业融合了吗?》,《科技进步与对策》第13期。
- 30.朱英明、杨斌、周晓丽、朱峰,2011:《产业集聚困境研究:回顾与展望》,《经济评论》第2期。
- 31.Amiti, M. 2005. "Location of Vertically Linked Industries: Agglomeration versus Comparative Advantage."

- European Economic Review* 49(4): 809–832.
32. Bert, B., and José Zofí. 2018. “The Many Decompositions of Total Factor Productivity Change.” ERS–2018–003–LIS. ERIM Report Series Research in Management Erasmus Research Institute of Management.
33. Brakman, S., H. Garretsen, R. Gigengack, C. V. Marrewijk, and R. Wagenvoort. 1996. “Negative Feedbacks in the Economy and Industrial Location.” *Journal of Regional Science* 36(4): 631–651.
34. Cerina, F., and F. Mureddu. 2014. “Is Agglomeration Really Good for Growth? Global Efficiency, Interregional Equity and Uneven Growth.” *Journal of Urban Economics* 84(C): 9–22.
35. Ciccone, A., and R. E. Hall. 1996. “Productivity and the Density of Economic Activity.” *American Economic Review* 86(1): 54–70.
36. Ciccone, A. 2002. “Agglomeration Effects in Europe.” *European Economic Review* 46(2): 213–227.
37. Cui, H., Z. Y. Xu, and N. Yashiro. 2015. “Agglomeration and Productivity in China: Firm Level Evidence.” *China Economic Review* 33(C): 50–66.
38. Duflo, E., and R. Pande. 2007. “Dams.” *The Quarterly Journal of Economics* 122(2): 601–646.
39. Harris, C. D. 1954. “The Market as a Factor in the Location of Industry in the United States.” *Annals of the Association of American Geographers* 44(4): 573–594.
40. Illy, A., M. Schwartz, C. Hornych, and M. T. W. Rosenfeld. 2011. “Local Economic Structure and Sectoral Employment Growth in German Cities.” *Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie* 102(5): 582–593.
41. Li, J. L., and B. Q. Lin. 2017. “Does Energy and CO₂ Emissions Performance of China Benefit from Regional Integration?” *Energy Policy* 101(C): 366–378.
42. Ning, L. T., F. Wang, and J. Li. 2016. “Urban Innovation, Regional Externalities of Foreign Direct Investment and Industrial Agglomeration: Evidence from Chinese Cities.” *Research Policy* 45(4): 830–843.
43. Surico, P. 2003. “The Agglomeration Dilemma: Should I Stay or Should I Go?” *Growth and Change* 34(3): 261–275.

Research on the Impact of Industrial Collaborative Agglomeration on Regional Economic Growth: Based on the Perspective of Scale Effect and Congestion Effect

Wang Xibei¹ and Wang Qunyong²

(1: The People’s Bank of China Operations Office (Beijing);

2: School of Economics, Nankai University)

Abstract: Under the background of building a new development pattern of “double circulation”, this paper expands the panel model to the spatial dimension from the micro-theory to discuss the scale effect and congestion effect of China’s industrial collaborative agglomeration, and deeply discusses the mechanism of industrial collaborative agglomeration. The study finds that there is a significant inverted “U” relationship between China’s industrial collaborative agglomeration and regional economic growth, and there is also a nonlinear relationship between China’s industrial agglomeration and the economic growth of neighboring regions that promotes first and then inhibits. The mechanism research has confirmed that industrial collaborative agglomeration can promote regional economic growth by improving the level of technological innovation and market potential. The results of regional heterogeneity show that due to obvious regional differences, the direct effect and spatial spillover effect of industrial collaborative agglomeration in the eastern and western regions were inversely “U” shaped, while the central region is linear. Based on the above results, this paper put forward relevant policy recommendations to promote the development of China’s industrial collaborative agglomeration, which has certain practical significance for further optimizing the layout of China’s industrial structure.

Keywords: Industrial Collaborative Agglomeration, Economic Growth, Scale Effect, Congestion Effect

JEL Classification: L16, O11, R11

(责任编辑:彭爽)