

产业集聚、税收竞争与技术创新

张学升

(中国财政科学研究院,北京 100142)

内容提要:快速推进的产业集聚不仅改变着经济发展方式,也在形塑着税收竞争与技术创新格局,而作为中国式分权的重要内容,地方政府税收竞争影响技术创新的效应也愈发凸显。本文构建了产业集聚、税收竞争以及技术创新的理论分析框架,并利用2000年-2018年的面板数据进行中介效应与门限效应分析,旨在以税收竞争为视角分析产业集聚对技术创新的作用机制与非线性特征。研究结果表明:产业集聚显著促进了技术创新;中介效应研究发现产业集聚通过减弱税收竞争水平,进而促进了技术创新。同时,产业集聚对技术创新的影响因产业集聚程度以及税收竞争水平的不同而呈现出非线性效应。最后,有针对性地提出了对策建议。

关键词:税收竞争 产业集聚 技术创新

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2021)09-0078-08

一、引言

技术创新作为经济转型的重要动力,对推动经济高质量发展以及构建新发展格局具有重要意义。党的十九届五中全会指出,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,不断提升企业技术创新能力,激发人才创新活力,完善科技创新体制机制。同时,与技术创新密切相关的另一个典型经验事实是,产业活动在地理区域内相对集中的现象,即产业集聚程度在不断增加。那么产业集聚对技术创新带来了何种影响?这一影响背后的机制是什么?这些问题亟待深入探讨。

已有文献集中于研究产业集聚对产品创新(杜威剑和李梦洁,2015)、工业企业创新效率(谢子远和吴丽娟,2017)、区域创新能力(张可,2019)的影响以及不同行业产业集聚的创新效应(原毅军和郭

然,2018)等相关论题,普遍认为产业集聚有利于促进技术创新水平的提升,并通过溢出效应、成本效应等机制予以实现。然而现有研究存在一个重要问题,即忽视了税收竞争在产业集聚与技术创新之间的中介作用。税收竞争的重要性体现在:一方面,产业集聚会对税收竞争产生影响,可以通过市场手段实现税收竞争的自发协调。另一方面,作为地方政府财政激励与政治激励的重要实现形式,税收竞争格局会对技术创新水平产生显著影响。因此,税收竞争是研究产业集聚与技术创新关系的重要视角。

鉴于此,本文在理论分析的基础上,基于税收竞争的视角,运用中介效应模型与门限面板模型,多维度实证检验了产业集聚对技术创新的影响以及作用机制。与现有文献相比,本文主要贡献在于:第一,以税收竞争为纽带将产业集聚与技术创新纳入统一分析框架进行理论分析,以丰富相关理论;

[收稿日期]2021-06-16

[作者简介]张学升,博士研究生,研究方向为财政理论与政策。

第二,详细分析并验证了“产业集聚-税收竞争-技术创新”这一中介路径,以期对税收竞争的研究有所助益。第三,基于门限模型检验了不同产业集聚与税收竞争水平下产业集聚对技术创新的影响,以拓展对产业集聚对技术创新的非线性特征研究。

二、理论分析与研究假设

基于对现有文献的分析,产业集聚对技术创新的影响主要表现在知识外溢、生产协作、降低成本以及实现创新租金等四个层面上。

首先,无论是横向间的专业化集聚还是纵向间的多样化集聚,都有利于增加企业通过各种正式与非正式机制进行交流的机会,加速知识外溢作用的发挥(原毅军和郭然,2018),从而对技术创新产生显著的促进作用。其次,产业集聚有利于增强企业间的关联性,促进生产协作网的形成。协作网的形成有利于进一步增加企业间生产互动,促进知识的生产、积累与传递,并且有效降低创新活动中风险与不确定性,显著提升技术创新能力(黄庆华等,2020)。再次,由于地理关系上的临近,企业间合作关系更加密切,先进的生产方式与生产工艺可以迅速在企业间进行传播,从而显著降低了企业的生产成本。同时,由于产业集聚使得市场分工更加细化,小企业间的分工会替代大企业内部的分工,不仅能有效降低企业的组织成本,也能通过企业间信任机制以及关联效应降低交易成本(李骏等,2018),从而有助于加大创新投入,提升技术创新水平。最后,产业集聚除了因地理区位优势而带来市场诱致型集聚租之外,还可以通过创新提高自身竞争力和市场占有率,获得超额回报,也即实现创新租金(胡彬和万道侠,2017)。创新租金的存在,使得企业具有更多的创新动力,促使企业实施高水平的自主创新,并通过竞争效应与学习效应带动其他企业进行创新,由此实现地区技术创新的良性循环。

基于以上分析,本文提出第一个研究假设:

H1:产业集聚有利于促进技术创新。

在经典税收竞争理论下,为了实现政治晋升以

及地区经济发展,地方政府倾向于争夺流动性税基并采取显著改变地方政府税收政策的税收竞争策略,利用税收征管的“先征后返”、税收稽查过程的“自由裁量”以及税收优惠主体资格认定上的“弹性运作”来形成地区差异化的实际税率,从而对相邻地区的资本产生虹吸效应以增强自身竞争力,但会造成恶性“逐底竞争”现象(Oates,1972)。由于地方政府更加注重短期效益,所采取的税收优惠政策往往用来吸引投资见效快以及财源贡献率大的制造业企业,忽视高新技术企业的引进,使得招商引资具有“短视性”以及“低创新性”,不利于发挥知识溢出以及产业关联效应来促进技术创新。同时,由于利润空间被恶性竞争以及带来的要素成本上升挤压,企业的创新风险被显著放大,使企业被锁定在单纯依赖低成本竞争战略的发展路径上(胡彬和万道侠,2017),抑制了技术创新能力的提升。

新地理经济学通过引入产业集聚来发展税收竞争理论,认为产业集聚可以降低关联企业的贸易成本,也可以通过规模效应来为集聚区内企业带来正的外部性,也即带来了集聚租。集聚租的存在,增强了本地资本的固化效应,降低地区的资本流动弹性,只要保证集聚的净效应为正,即使政府提高税率也不会导致地区资本外流,从而扭转了“逐底竞争”的恶性局面(Krugman,1991;张治栋和黄钱利,2020),也降低了前述税收竞争对技术创新的不利影响。同时,随着地区的税收竞争水平的下降,地区的财力会显著上升,从而提升包括科教文等在内的公共服务的有效供给,既有利于营造创新的软环境,也有利于发挥教科文对创新的溢出效应,从而促进技术创新水平的提升(赵娜和李香菊,2019)。因此,产业集聚既可以对技术创新产生直接影响,又可以通过改善税收竞争格局来间接促进技术创新水平的提升,从而实现政府与市场的双赢。

基于以上分析,本文提出第二个研究假设:

H2:产业集聚通过降低政府税收竞争水平,从而促进技术创新。

三、研究设计

(一)模型设定

基于上述理论分析可知,产业集聚会通过税收竞争作用于技术创新。本部分旨在对这一关系展开深入探讨,重点分析税收竞争的中介效应。本文采用分步回归法来探究产业集聚对技术创新的中介效应,模型设定如下:

$$Inn_{it}=\alpha_0+\alpha_1Agg_{it}+\sum\alpha_jX_{it}^j+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Com_{it}=\beta_0+\beta_1Agg_{it}+\sum\beta_jX_{it}^j+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Inn_{it}=\gamma_0+\gamma_1Agg_{it}+\gamma_2Com_{it}+\sum\gamma_jX_{it}^j+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,Inn 是被解释变量,表示地区技术创新水平;Agg 是核心解释变量,代表地区产业集聚程度;Com 是中介变量,表示地方政府税收竞争程度; X_{it} 代表其他控制变量的集合,用以消除异质性经济环境带来的影响; μ_i 代表个体固定效应,用以捕捉其他难以度量的地区特征; ε_{it} 为误差项,假定为白噪声。

式(1)是基准模型,检验产业集聚对技术创新的总效应,式(2)探究的是地区产业集聚对地方政府税收竞争水平的影响,式(3)探究的是地区产业集聚与地方政府税收竞争共同对技术创新的影响,且与式(1)、式(2)相结合,用以探究地方政府税收竞争的中介效应。若式(1)的系数 α_1 以及式(2)中的 β_1 显著,则表明产业集聚对税收竞争以及技术创新有显著影响,若式(3)中的 γ_1 显著变小,则说明税收竞争为部分中介变量,若 γ_1 不再显著,则说明税收竞争是完全中介变量。

(二)指标选取与数据来源

对于被解释变量技术创新水平(Inn)指标的选取,参考肖叶与贾鸿(2016)的思路,采用各地专利授予数来衡量。考虑到各地人口规模差异对技术创新水平的影响,本文以每万人专利授予数作为技术创新的代理变量。同时,为消除时间趋势,将每万人专利授予数进行对数化处理。

此外,曲如晓与臧睿(2019)认为,专利授权存在一定的时滞性,因此建议采用各地专利申请量来衡量技术创新水平,本文亦采用每万人专利申请量对数值进行稳健性检验。

对于中介变量税收竞争指标(Com)的构建,唐飞鹏(2017)认为应该采用增值税、营业税、企业所得税与城市维护建设税 4 个主要税种收入之和占第二、三产业增加值的比重,来反映地区的真实税负水平。同时,借鉴傅勇和张晏(2007)的做法,使用下式构建税收竞争指数(Com):

$$Com=\frac{\sum_iTax_{it}}{\sum_iGDP_{it}}/\frac{Tax_{it}}{GDP_{it}} \quad (4)$$

其中, Tax_{it} 表示第 t 年 i 省市的增值税、营业税、企业所得税与城市维护建设税 4 个主要税种收入之和; GDP_{it} 为第 t 年 i 省市的二、三产业增加值之和; Tax_{it}/GDP_{it} 反映了第 t 年 i 省市的实际税率水平。同理, $\sum_iTax_{it}/\sum_iGDP_{it}$ 反映了第 t 年全国平均的实际税率水平。Com 越大,表示该地区的相对税率越低,也即地方税收竞争程度越高。反之,则越低。

对于核心解释变量产业集聚指标(Agg)的选取,借鉴唐晓华与李静雯(2021)的研究思路,采用区位熵指数来表征地区的产业集聚程度,具体指数如下:

$$Agg=\frac{SLab_{it}/Lab_{it}}{\sum_iSLab_{it}/\sum_iLab_{it}} \quad (5)$$

其中, $SLab_{it}$ 表示第 t 年 i 省市第二产业从业人员, Lab_{it} 为第 t 年 i 省市总从业人员, $SLab_{it}/Lab_{it}$ 反映了第 t 年 i 省市的第二产业从业人员占比。同理, $\sum_iSLab_{it}/\sum_iLab_{it}$ 反映了第 t 年全国平均的第二产业从业人员占比情况。Agg 越大,说明该地区的产业集聚度越高;反之,则越低。

此外,对于产业集聚指标的选择,邵明伟等(2015)认为应该使用第二产业、第三产业的从业人员之和与该省总从业人员的比值来构造区位熵指数,本文亦采用该指标进行稳健性检验。

为进一步控制其他经济社会环境变量的影响,本文选取的控制变量主要包括:(1)国有化率(Soe),以国有单位职工数占就业总人数的比重进行刻画;(2)城镇化率(Urb),以城镇人口占总人口的比重衡量;(3)经济发展水平(Eco),以 GDP 增加值与总人口的比重衡量;(4)财政自给度(Fs),以一般公共预算收入占一般公共预算支出的比重表示。

此外,2000 年之前年份数据的缺失值较多,基于数据可得性以及面板的平衡性,本文最终选取

2000 年—2018 年全国 31 个省市的面板数据进行实证分析。本文所有数据来自《中国统计年鉴》《中国税务年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国财政

年鉴》以及 EPS 全球统计数据库。

基于上述分析,本部分涉及的指标选取、基本含义及其描述性统计见表 1。

表 1 指标选取及其描述性统计

变 量	符号	基本含义	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	Inn	技术创新水平	589	1.113	0.808	3.020	-1.699
中介变量	Com	税收竞争指数	589	1.090	0.303	1.795	0.394
核心解释变量	Agg	产业集聚度	589	0.913	0.375	2.226	0.236
控制变量	Soe	国有化率	589	0.108	0.051	0.430	0.042
	Urb	城镇化率	589	0.491	0.156	0.900	0.140
	Eco	经济发展水平	589	3.237	2.564	15.309	0.276
	Fs	财政自给度	589	0.500	0.201	0.950	0.053

四、实证分析

(一)产业集聚对技术创新的基准效应

对式(1)进行估计以检验产业集聚对技术创新的基准效应,检验结果如表 2 所示。其中,模型(1)

是固定效应模型的估计结果,模型(2)是随机效应的估计结果,模型(3)是固定效应下极大似然模型的估计结果。考虑到模型可能存在的异方差与截面相关问题,模型(4)为考虑异方差与截面相关的全局 FGLS 模型估计结果。

表 2 基准效应回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
Agg	1.730*** (0.188)	1.865*** (0.169)	1.730*** (0.182)	1.679*** (0.033)
Soe	-2.608** (1.107)	-4.034*** (1.029)	-2.608** (1.073)	-2.625*** (0.291)
Urb	2.053*** (0.275)	1.970*** (0.282)	2.053*** (0.266)	1.964*** (0.055)
Eco	0.429*** (0.015)	0.421*** (0.015)	0.429*** (0.015)	0.424*** (0.007)
Fs	-1.696*** (0.452)	-1.156*** (0.389)	-1.696*** (0.438)	-1.596*** (0.103)
常数项	-0.281 (0.308)	-0.455 (0.289)	-0.377 (0.498)	-3.263*** (0.166)
固定效应	YES	NO	YES	YES
模型	FE	RE	MLE	全面 FGLS
样本量	589	589	589	589

注:*,** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著,括号内为标准误,下同。

对模型(1)与模型(2)进行 Hausman 检验, χ^2 值为 45.66, 显著拒绝了随机效应模型, 故应在模型中考虑固定效应。对比模型(1)(3)与(4)可知, 核心解释变量的系数存在明显差异, 从侧面反映出模型设定本身存在异方差与截面相关性。换言之, 单一的模型估计方法可能是有偏的, 因此需要在固定效应模型的基础上, 进一步考虑异方差与截面相关性并采用全面 FGLS 估计方法进行验证。

综合而言, 在不同的估计方法和模型设定下, 估计结果均显示产业集聚对技术创新存在显著的正向影响, 且估计结果是稳健的。可能的原因在于, 产业集聚可以实质性降低企业的生产与交易成本, 增强企业间生产的协调性, 促进知识外溢效应的发挥, 同时技术创新也会带来创新租金, 对技术创新起到促进作用。至此, 本文的研究假设 H1 得证。

(二) 稳健性检验与内生性讨论

为了保证产业集聚基准回归模型的可靠性, 通过替换被解释变量与核心解释变量的方式对基准模型进行稳健性检验, 检验结果如表 3 的模型(1)与(2)所示。具体来看, 模型(1)是将被解释变量替换为每万人专利申请量对数值来进行衡量(曲如晓和臧睿 2019)。结果显示, 在控制其他变量后, 产业集聚的回归系数显著为正, 与基准模型保持一致。

模型(2)将核心解释变量替换为第二产业、第三产业的从业人员之和与该省总从业人员的比值来构造的区位熵指数进行刻画(邵明伟等, 2015)。结果显示, 控制其他变量后, 产业集聚回归结果依然显著为正, 与基准模型保持一致。综合以上检验而言, 基准模型的估计结果是稳健的。

为避免双向因果关系导致的内生性问题, 采用产业集聚的滞后一期作为核心解释变量进行回归, 并进一步将产业集聚的滞后一期作为工具变量, 采用二阶段最小二乘(2SLS)进行模型估计, 估计结果如表 3 的模型(3)与(4)所示。具体来看, 模型(3)是将产业集聚的滞后一期作为核心解释变量的代理变量, 回归结果显示滞后一期的产业集聚的回归系数显著为正, 与基准回归结果一致。模型(4)是将产业集聚的滞后一期作为工具变量进行 2SLS 估计, Cragg-Donald Wald 检验均表明选取的工具变量不存在弱工具变量问题, Anderson 检验均显著拒绝了不可识别的原假设。回归结果显示, 产业集聚的回归系数依然显著为正, 与基准模型保持一致。综合而言, 在产业集聚与技术创新的因果关系中, 主因是产业集聚的影响, 产业集聚与技术创新的正相关关系不受内生性的影响, 模型估计结果具有稳健性。

表 3 稳健性检验与内生性讨论

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
Agg	2.104*** (0.203)	2.895*** (0.319)	1.544*** (0.197)	1.872*** (0.228)
Soe	-3.672*** (1.194)	-0.818 (1.013)	-2.230* (1.319)	-3.282** (1.331)
Urb	2.211*** (0.296)	1.942*** (0.276)	2.081*** (0.314)	2.224*** (0.298)
Eco	0.429*** (0.016)	0.436*** (0.015)	0.428*** (0.016)	0.421*** (0.015)
Fs	-1.677*** (0.487)	-2.080*** (0.449)	-1.584*** (0.500)	-1.555*** (0.476)
常数项	0.021 (0.332)	-1.562*** (0.391)	-0.224 (0.336)	-0.566 (0.551)
固定效应	YES	YES	YES	YES
模型	FE	FE	FE	2SLS
R ²	0.825	0.840	0.828	0.945
样本量	589	589	558	558

(三)税收竞争的中介效应分析

为分析产业集聚对技术创新的影响以及作用机制,本部分以税收竞争为中介变量进行分析,也即综合对式(1)(2)和(3)进行估计,结果呈现为表4。其中,模型(1)(2)与(3)分别是对式(1)(2)与(3)的固定效应模型估计结果,模型(4)(5)与(6)分别是对式(1)(2)与(3)考虑异方差与截面相关的全面FGLS模型估计结果。

具体而言,表4的模型(1)与(4)与表2中的模型(1)与(4)含义相同,表明产业集聚会促进技术创新水平的提升。表4的模型(2)与(5)显示了在控制其他经济环境变量条件下,产业集聚程度增加对税

收竞争产生了显著的负向影响。表4的模型(3)与(6)是在模型(1)与(4)的基础上加入了税收竞争这一中介变量的估计结果,对比模型(1)与(3)、(4)与(6)中产业集聚的作用系数大小可以发现,加入税收竞争这一中介变量后,产业集聚的系数分别由1.730与1.679减小为1.602与1.543。同时,模型(3)与(6)中产业集聚的系数依然显著,表明存在部分中介效应,中介效应占比分别为7.38%以及7.03%。这一结果证明了产业集聚通过减弱地区税收竞争水平从而促进地区技术创新。至此,本文的研究假设H2得证。

表4 中介效应分析

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
Y	Inn	Com	Inn	Inn	Com	Inn
Agg	1.730*** (0.188)	-0.171*** (0.049)	1.602*** (0.187)	1.679*** (0.033)	-0.168*** (0.007)	1.543*** (0.031)
Com			-0.747*** (0.162)			-0.703*** (0.037)
Soe	-2.608** (1.107)	0.583** (0.286)	-2.172** (1.092)	-2.625*** (0.291)	0.578*** (0.035)	-1.871*** (0.255)
Urb	2.053*** (0.275)	-0.275*** (0.071)	1.847*** (0.274)	1.964*** (0.055)	-0.268*** (0.020)	1.760*** (0.052)
Eco	0.429*** (0.015)	0.007* (0.004)	0.435*** (0.015)	0.424*** (0.007)	0.007*** (0.001)	0.433*** (0.005)
Fs	-1.696*** (0.452)	-0.344*** (0.117)	-1.953*** (0.447)	-1.596*** (0.103)	-0.341*** (0.022)	-1.887*** (0.094)
常数项	-0.281 (0.308)	1.466*** (0.080)	0.814** (0.385)	-3.263*** (0.166)	0.952*** (0.024)	-2.455*** (0.169)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
模型	FE	FE	FE	全面FGLS	全面FGLS	全面FGLS
样本量	589	589	589	589	589	589

五、进一步扩展研究

考虑到地区产业承载力的有限性,随着产业集聚度的提升,产业过度饱和会带来拥挤成本,会在一定程度上影响技术创新水平的提升。基于此,应进一步思考,随着产业集聚程度的增加,产业集聚

对技术创新的作用会不会呈现结构性特征?此外,随着税收竞争程度的增加,资源配置的市场化水平会逐渐下降。那么,税收竞争会不会成为产业集聚影响技术创新的非线性调节因素?为了回答这一问题,构建门限面板模型进行分析。门限模型具体设定如下:

$$Inn_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Agg_{it} I(X \leq \gamma) + \alpha_2 Agg_{it} I(X > \gamma) + \sum \alpha_j X_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, γ 为门限值, X 为门限变量, $I(\cdot)$ 为示性函数, 当满足括号里的条件时, 取值为 1, 否则取值为 0。在估计前, 为检验门限值存在性, 本部分以产业集聚与税收竞争为门限变量, 对模型进行了 300

次 Bootstrap 检验, 检验结果见表 5。由表 5 可知, 以产业集聚与税收竞争为门限变量的单一门限模型分别通过了 5% 与 1% 的显著性检验, 但是二重门限模型与三重门限模型均不显著。门限模型检验结果表明, 以产业集聚与税收竞争为门限变量的门限模型存在单一门限值。

表 5 门限效应检验

门限变量	模型	F 值	P 值	Bootstrap 次数	自抽样临界值		
					1%	5%	10%
产业集聚	单一门限	41.58**	0.040	300	34.803	39.545	50.788
	双重门限	9.61	0.870	300	30.661	36.011	51.809
	三重门限	10.73	0.780	300	27.992	33.199	42.557
税收竞争	单一门限	52.77***	0.007	300	31.816	37.827	49.626
	双重门限	25.24	0.157	300	28.901	34.664	55.526
	三重门限	15.65	0.587	300	35.809	42.939	54.570

将产业集聚与税收竞争设定为门限变量, 考察其对产业集聚影响技术创新的非线性调节作用, 回归结果如表 6 所示。

表 6 门限效应分析

解释变量	模型(1)	模型(2)
γ 值	0.726	1.183
$Agg(X < \gamma)$	2.795*** (0.253)	1.580*** (0.181)
$Agg(X \geq \gamma)$	2.042*** (0.189)	1.018*** (0.206)
Soe	-2.864*** (1.074)	-2.201** (1.062)
Urb	2.176*** (0.267)	1.732*** (0.267)
Eco	0.417*** (0.015)	0.438*** (0.014)
Fs	-1.580*** (0.438)	-2.019*** (0.435)
常数项	-0.748** (0.309)	0.282 (0.306)
R ²	0.851	0.854
样本量	589	589

将产业集聚水平作为门限变量后, 发现在不同的产业集聚水平下, 其对技术创新的影响存在非线性特征。具体而言, 由表 6 模型(1)所示, 当产业集聚水平低于 0.726 时, 其对技术创新产生了显著的促进作用, 而越过门限值后, 其对技术创新的促进

强度有所下降, 说明产业集聚对技术创新的促进作用具有边际效应递减的非线性特征。可能的原因在于, 由于地区的产业承载力有限, 随着产业集聚水平的增加, 拥挤效应不断出现, 带来产品市场的低价竞争以及要素市场的成本上升。当产业集聚超过门限值后, 拥挤效应会显著降低集聚效应对技术创新水平的正向作用, 使得产业集聚的创新效应强度显著减小。

将税收竞争水平作为门限变量后, 发现在不同的税收竞争水平下, 产业集聚对技术创新的影响也呈现出非线性效应。具体而言, 由表 6 模型(2)所示, 当地方政府税收竞争水平低于 1.183 时, 产业集聚会对技术创新产生显著的促进作用, 而越过门限值后, 产业集聚对技术创新的促进强度有所下降。究其原因, 在经典税收竞争理论看来, 为争夺流动性税基以促进地区经济发展的前提下, 地方政府税收竞争程度越强, 越易于吸引低端产业入驻, 从而造成重复建设问题, 降低产业集聚所带来的创新效应。在新地理经济学税收竞争理论视角下, 地方政府税收竞争程度越强, 产业的环境适配性与生产关联性越弱, 不利于发挥产业集聚对技术创新的促进作用。

六、研究结论与启示

本文从税收竞争这一视角出发,构建了产业集聚、税收竞争以及技术创新的理论分析框架,并利用2000年-2018年的面板数据进行中介效应以及门限效应分析,研究发现:(1)产业集聚总体上促进了技术创新,在通过替换变量等稳健性检验以及内生性分析后结果依然稳健;(2)中介效应研究发现产业集聚通过减弱税收竞争水平,从而促进了技术创新;(3)产业集聚水平与税收竞争水平较低时,其对技术创新产生了显著的促进作用,而越过不同的门限值后,其对技术创新的影响强度会显著下降。以上结论对地方产业集聚、税收竞争以及技术创新的制度安排均有重要启示:

第一,因地制宜提升产业集聚程度,发挥其对技术创新的驱动作用。对于产业集聚程度较低的地区,产业集聚水平的规模效应以及知识溢出效应仍有较大提升空间,应进一步提升产业承接能力,不断增加资源与要素流入,从而实现对技术创新的促进作用;在产业集聚程度较高的地区,需要注意规避高产业集聚度带来的成本上升等不利影响,充分发挥产业集聚对周边地区的辐射与带动作用,加快资源要素市场的培育,促进国际产业交流与合作,吸引更多国外优质资本进入,全面提升地区技术创新能力。

第二,优化税收竞争格局,进一步发挥产业集聚对恶性税收竞争的阻断作用。地方政府在制定税收优惠政策时,应该充分考虑地区的产业集聚情况,针对集聚租合理征税来缓解地区收支压力,通过优化支出结构以及公共服务供给体系来进一步促进资源与要素合理集聚,摒弃非合作的税收竞争博弈思维,建立对集聚租征税的自发税收协调机制,引导形成“为创新而竞争”的新竞争格局。

第三,以优化创新服务体系为突破口,着力提升产业集聚质量。正确引导企业技术创新模式的选择,通过设立专项科技创新基金、加强重点产业与科研院所建立合作伙伴关系等形式,优化产业集聚的创新服务体系。同时,打造现代化产业园区,促进产业关联度强的企业进驻,引导形成技术相关与产

业互补的产业集聚形态,加大技术创新成果转化力度,不断提升地区技术创新水平。

参考文献:

- [1] Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. Journal of Political Economy, 1991(2): 483-499.
- [2] Oates, W. E. Fiscal Federalism [M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
- [3] 杜威剑, 李梦洁. 产业集聚会促进企业产品创新吗?——基于中国工业企业数据库的实证研究 [J]. 产业经济研究, 2015(4): 1-9+20.
- [4] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价 [J]. 管理世界, 2007(3): 4-12+22.
- [5] 胡彬, 万道侠. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因 [J]. 财经研究, 2017(11): 30-43.
- [6] 黄庆华, 时培豪, 胡江峰. 产业集聚与经济高质量发展: 长江经济带 107 个地级市例证 [J]. 改革, 2020(1): 87-99.
- [7] 李骏, 刘洪伟, 陈银. 产业集聚、技术学习成本与区域经济增长——以中国省际高新技术产业为例 [J]. 软科学, 2018(4): 95-99.
- [8] 曲如晓, 臧睿. 自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级 [J]. 中国软科学, 2019(5): 18-30.
- [9] 邵明伟, 钟军委, 张祥建. 地方政府竞争: 税负水平与空间集聚的内生性研究——基于 2000-2011 年中国省域面板数据的空间联立方程模型 [J]. 财经研究, 2015(6): 58-69.
- [10] 唐飞鹏. 地方税收竞争、企业利润与门限效应 [J]. 中国工业经济, 2017(7): 99-117.
- [11] 唐晓华, 李静雯. 财政分权、扭曲效应与制造业产业集聚 [J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021(4): 146-154.
- [12] 肖叶, 贾鸿. 我国地方政府间税收竞争对企业技术创新能力的影响探索 [J]. 财会月刊, 2016(35): 71-75.
- [13] 谢子远, 吴丽娟. 产业集聚水平与中国工业企业创新效率——基于 20 个工业行业 2000-2012 年面板数据的实证研究 [J]. 科研管理, 2017(1): 91-99.
- [14] 原毅军, 郭然. 生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新——基于省级面板数据的实证研究 [J]. 经济学家, 2018(5): 23-31.
- [15] 张可. 产业集聚与区域创新的双向影响机制及检验——基于行业异质性视角的考察 [J]. 审计与经济研究, 2019(4): 94-105.
- [16] 张治栋, 黄钱利. 产业集聚对产业结构升级的影响——基于空间计量和面板门槛模型的实证分析 [J]. 当代经济管理, 2021(2): 1-12.
- [17] 赵娜, 李香菊. 税收竞争与地区环保财政支出: 传导机制及其检验 [J]. 财经理论与实践, 2019(4): 95-100.

【责任编辑 郭艳娇】