生产性服务业集聚对经济增长的影响效应

——基于湖北地区12个地级市的实证分析

江好

(中南民族大学经济学院, 武汉 430074)

摘要: 运用湖北省12个地级市2000—2021年的面板数据,选取双向固定效应模型研究生产性服务业集聚对经济增长的影响和作用机制。研究发现,生产性服务业集聚对湖北地区经济增长的影响效应呈倒U形特征,通过计算拐点值可知,湖北地区现阶段处于倒U形的前半段;从机制检验结果来看,在生产性服务业集聚作用于经济增长的过程中,技术创新表现为部分中介效应,环境规制具有显著调节作用;分区域、分行业下生产性服务业集聚对经济增长的影响存在异质性。

关键词: 生产性服务业; 产业集聚; 经济增长

中图分类号: F719; F124 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)22-0148-09

2014年国务院印发《关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的指导意见》,首次对生产性服务业发展做出全面部署,其中指出加快生产性服务业创新发展,实现服务业与农业、工业等在更高水平上有机融合,促进经济提质增效升级。党的二十大再次指出,推进高质量发展,必须充分认识加快发展生产性服务业对壮大实体经济的重要意义,进一步肯定了生产性服务业在宏观经济的重要地位。

现有研究表明,生产性服务业集聚现象对经济发展的提质增效作用日益显著^[1],成为影响区域经济增长的关键因素^[2]。2021年中共中央、国务院印发的《关于新时代推动中部地区高质量发展的指导意见》指出,中部地区在国家经济社会发展中发挥了重要的支撑作用。而湖北省位于我国中部地区,享有“九省通衢”的美誉,优越的地理位置使其成为带动中部地区崛起的重要战略支点。近年来,湖北地区大力发展生产性服务业,生产性服务业增加值占GDP的比例从2010年的14.24%增长至2021年的21.11%。据此,基于湖北省12个地级市的数据,围绕生产性服务业集聚对经济增长的影响以及作用机制进行探究,对助力湖北地区经济增长及中部地区高质量发展具有一定的现实意义。

1 文献综述

自20世纪50年代起,国外学者开始聚焦于生产性服务业的研究,研究的重点大多集中于生产性服务业集聚概念和影响因素。学者们对于生产性服务业的概念没有统一的认识,Browning和Singelman^[3]提出生产性服务业是包括法律、会计、金融、商务、保险、经纪等服务行业在内的知识密集型的专业服务产业;顾乃华等^[4]指出生产性服务业源于制造业专业化程度的不断加深,是从制造业内部中分离出来的特殊产业。关于生产性服务业集聚的动因,Christopher等^[5]通过对2004—2010年美国华盛顿特区的生产性服务业发展数据进行整理,研究结果显示华盛顿特区核心地区的生产性服务业发展状况远好于偏远的郊区,这说明特区的政治属性对生产性服务业的发展产生了重要的影响;李斌和杨冉^[6]通过研究得出生产性服务业集聚会受到当地的相关制度、社会环境、对外开放度、城镇化水平、信心度和人们受教育的程度的正向影响。

此外,生产性服务业集聚对经济增长有着显著的影响,因此探讨两者之间的关系一直也是学界长期讨论的热点话题,目前相关分析结论莫衷一是,通过对研究文献进行梳理,可将主流观点大致划分为以下三点:第一种观点是占据主导地位的正向促进作用,Kim等^[7]认为生产性服务业集聚会激发企

收稿日期: 2024-06-28

作者简介: 江好(1999—),女,湖北荆州人,硕士研究生,研究方向为区域经济学。

业的科创能力,同时还会形成人力资本的积累,最终推动经济增长;龚勤林和王舒鹤^[8]基于2011—2019年中国西部地区88个地级市数据,采用GMM模型实证检验得出生产性服务业集聚与经济的增长呈正向关系。第二种则认为是抑制作用,Arin等^[9]通过研究土耳其中小企业的微观数据,发现当过多的生产要素向集聚在同一地区时就会导致生产要素资源的价格上升以及过度的市场竞争等情况的出现,进而抑制地区经济增长;张红霞等^[10]认为如果生产性服务业的各行业间没有形成有效协同和分工合作,就会导致物质和人力资本投入的增加以及资源不必要的损耗,进而使得生产性服务业的多样化集聚抑制经济增长。第三种认为两者并非为简单的线性关系,而是非线性关系,Au和Henderson^[11]发现产业集聚会同时产生抑制经济增长的“拥挤效应”与促进经济增长的“集聚效应”;陈晓峰^[12]对长三角25个城市的数据进行实证分析,得出了无论是生产性服务业还是细分行业,产业集聚对城市经济增长的正向效应不会长期存在;当达到某一点时,将会出现转折的结论。

综上所述,国内外学者对生产性服务业集聚与经济增长的研究较多,但仍存在一定的发展空间。第一,从地域空间上看,对于生产性服务业集聚,大多数聚焦于全国或城市群层次,基于单个省份的研究相对较少,尤其是湖北省;第二,湖北区域发展不平衡现象较为突出,单一的线性论不能准确地体现生产性服务业集聚与经济增长之间的关系;第三,在低碳经济的背景下,从环境规制视角考察生产性服务业集聚对经济增长的作用机制,更符合当前经济可持续发展的要求。

2 理论分析与研究假设

2.1 生产性服务业集聚与地区经济增长

威廉姆森假说认为,产业空间集聚对经济增长的影响呈现先上升后下降的倒U形曲线特征。在生产性服务业集聚作用于经济增长的过程中,也印证了这一假说,集聚初期会促进地区经济增长,但当集聚达到某一门槛值后,原有的正向促进作用消失,甚至对经济增长开始产生抑制作用。生产性服务业集聚主要从以下4个方面影响经济增长:一是规模经济效应。随着要素禀赋集聚和专业化分工合作,生产性服务业在某一空间内会出现集聚现象,逐渐集聚后会产生的一定的规模经济效应,随之带来生产效率提高和经济效益提升。二是知识技术外溢。从知识和技术溢出角度来看,大量同类

生产服务业企业集聚于同一空间,由于其经济活动存在外部性,从而形成知识传播和技术扩散的良好氛围,促进了区域经济增长。三是拥塞效应。生产性服务业集聚上升到某个临界值后,开始出现集聚拥塞效应,由此会导致资源配置失衡、环境恶化、交通堵塞等负面影响,不利于经济良性的增长。四是恶性竞争。当企业大量集聚超过区域承载力时,同质化企业间恶性竞争开始出现,带来的价格战、寻租等非正当行为恶化市场经济环境,对区域经济增长产生消极影响。

据上所述,当生产性服务业有效集聚时,集聚带来的规模经济效应、知识溢出效应会带动地区经济增长。当集聚规模达到饱和状态后,抑制作用取而代之占据主导地位,出现的拥塞效应、恶性竞争等现象会抑制地区经济增长。综合以上分析,提出以下假设。

H1:生产性服务业集聚与经济增长之间呈倒U形曲线关系。

2.2 生产性服务业集聚影响经济增长的路径

2.2.1 技术创新

首先,空间上同类型企业集聚有利于产业内外技术人才的沟通交流,促使新技术的扩散和外溢。同时,集聚效应有效降低了知识扩散过程中的信息损耗,提升了技术创新外溢效率,从而推动了区域经济增长。其次,集聚带来的地理位置优势降低了企业间的运输和交易成本,强化了企业间的互动与协作。此外,区域间集聚带来要素流通速率的提升,使得资源配置更加合理,进一步推动技术进步和加速创新,从而促使经济增长。最后,集聚区域内企业为获取更大的利润份额进行良性竞争,通过加大技术资金投入抢夺竞争优势,使得整个产业的技术水平和创新能力明显提升,促进区域经济良性增长。基于此,提出以下假设。

H2:生产性服务业集聚通过技术创新水平间接影响经济增长。

2.2.2 环境规制

生产性服务业集聚快速发展的过程中,伴随着能源消耗、空气污染等环境问题。而环境规制作为一种外生政策工具,在生产性服务业集聚作用于经济增长的过程中,发挥着一定的作用,其效应取决于其带来的“成本损失”与“收益补偿”。一方面,集聚初期,面临着环境规制引致的生产成本上升,企业的生产效率和产业竞争力受到影响,使得集聚经济效应无法发挥,从而对经济增长产生负向影响,

即新古典经济学派提出的遵循成本假说;另一方面,环境规制强压下高污染高耗能高排放企业逐渐退出市场或产业转型,同时,高技术水平企业为了规避环境规制成本,从根源上减少污染物排放和能源消耗,将大量资源运用到环保治理当中,会进一步加速绿色技术创新,从而推进经济的可持续增长,即波特^[13]认为的创新补偿效应。基于此,提出以下假设。

H3:环境规制对生产性服务业集聚与经济成长的倒U形关系有调节作用。

3 研究设计与描述性统计

3.1 模型构建

借鉴大部分文献的做法,采用柯布道格拉斯生产函数进行拓展,为验证生产性服务业集聚对经济增长的影响,设定如下双向固定效应模型:

$$gdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 lq_{it} + \beta_j M_{it} + u_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 为某地级市; t 为年份;经济增长水平 gdp_{it} 为被解释变量;生产性服务业集聚区位熵 lq_{it} 为核心解释变量; M_{it} 为控制变量集,包括外商直接投资 fdi_{it} 、金融发展水平 fin_{it} 、人力资本 hc_{it} 、政府干预程度 gov_{it} 、工业化水平 ind_{it} ; v_i 为个体固定效应; u_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项; α_0 为常数项; α_1 、 β_j 为待估计系数。

为检验两者可能存在U形关系,在式(1)基础回归模型中加入生产性服务集聚的二次项,构建模型(2):

$$gdp_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 lq_{it} + \lambda_2 lq_{it}^2 + \chi_j M_{it} + u_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: λ_1 、 λ_2 、 χ_j 为待估系数。

为考察生产性服务集聚与经济增长之间的作用机制,在式(2)的基础上构建中介效应模型(3):

$$tech_{it} = \delta_0 + \delta_1 lq_{it} + \delta_2 lq_{it}^2 + \gamma_j M_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中:技术创新 $tech_{it}$ 为中介变量; δ_1 、 δ_2 、 γ_j 为待估系数。

同时,为考察环境规制对生产性服务集聚与经济增长关系的调节作用,进一步在式(2)的基础上构建调节效应模型(4)和模型(5):

$$gdp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 lq_{it} + \varphi_2 lq_{it}^2 + \varphi_j M_{it} + \varphi_3 er_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$gdp_{it} = \pi_0 + \pi_1 lq_{it} + \pi_2 lq_{it}^2 + \tau_j M_{it} + \pi_3 lq_{it} \times er_{it} + \pi_4 lq_{it}^2 \times er_{it} + \pi_5 er_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式中:环境规制 er_{it} 为调节变量; φ_1 、 φ_2 、 φ_j 、 φ_3 、 π_1 、 π_2 、 τ_j 、 π_3 、 π_4 、 π_5 为待估计系数。

3.2 变量说明

3.2.1 被解释变量

被解释变量为经济增长水平。通过阅读现有关于经济增长水平的文献,借鉴多数学者所采用国内生产总值来衡量经济增长水平。

3.2.2 核心解释变量

核心解释变量为生产性服务业集聚水平。根据《国民经济行业分类》(GB/T4754—2017),选择科学研究和技术服务和地质勘探业、交通运输仓储和邮政业、金融业、信息传输计算机服务和软件业、租赁和商务服务业和批发和零售业6个细分行业代表生产性服务业。生产性服务业集聚水平的测度方法众多,其中由于区位熵具有反映某一区域要素的空间分布状况,同时也能衡量生产服务业各细分行业在各个城市的集聚程度的优势,因此本文采用P. Haggett提出的区位熵指数对生产性服务业集聚水平进行度量,其计算公式如下:

$$lq_{it} = \frac{E_{ij}/E_j}{E_i/E} \quad (6)$$

式中: lq_{it} 为 j 地区 i 行业的区位熵; E_{ij} 为 j 地区 i 行业的总产值或就业人数; E_j 为 j 地区所有行业的总产值或就业人数; E_i 为全国 i 行业的总产值或就业人数; E 为全国所有行业的总产值或总就业人数。区位熵指数越高,反映该城市某行业的相对集聚水平越高,通常认为,当区位熵指数大于1时,该城市的某行业在全国处于具有相对优势,反之则不具备。

3.2.3 中介变量

中介变量为技术创新水平。技术创新能力直观表现在创新产出,大多学者采用获取性强的专利数据来进行衡量,沿用樊丽和邹琪^[14]的做法,使用发明专利申请量与专利申请总量的比值衡量技术创新水平。

3.2.4 调节变量

调节变量为环境规制。借鉴陈晓春和谭娟^[15]的做法,采用环境污染治理投资总额来衡量环境规制水平。

3.2.5 控制变量

参考以往的相关研究,在回归中加入以下控制变量:外商直接投资(fdi),使用实际使用外资金额占地区生产总值的比例来衡量;金融发展水平(fin),用年末金融机构人民币各项贷款余额占地区生产总值的比值来衡量;人力资本(hc),用每万人中普通高等学校在校学生人数来衡量;政府干预程度

(gov),用地方政府财政支出占地区生产总值的比例来衡量;工业化水平(ind),用第二产业增加值占地区生产总值的比例来衡量。

3.3 数据来源与描述性统计

鉴于湖北部分地区的数据在不同年份有缺失,为保证统计分析数据的可得性、连续性和准确性,剔除了仙桃、潜江、天门、恩施和神农架这5个地区,最终选取2000—2021年湖北地区12个地级市的面板数据进行分析,所用到的相关数据来源于《中国区域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》、中国社会经济数据平台、湖北各地级市统计年鉴。各变量的描述性统计结果如表1所示。

4 实证结果分析

4.1 基准回归

生产性服务业集聚影响经济增长的的回归结果如表2所示。表2列(1)为未加入控制变量结果,生产性服务业集聚对经济增长呈正向促进作用,且在5%的水平下显著,列(2)为加入控制变量的回归结果,生产性服务业集聚仍对经济增长呈显著正向影响,且在1%的水平下显著。引入生产性服务业集聚二次项后,列(3)结果显示二次项系数在5%的水平下显著为负,一次项仍在1%的水平下显著为正且系数大幅提高,初步判定生产性服务业集聚与经济增长呈倒U形曲线关系。拟合优度也从列(2)的0.841上升到了列(3)的0.847,说明列(2)能够更好地解释两者之间的关系,且通过utest检验得到的P为0.038小于0.05,说明两者之间存在着稳定的倒U形关系,H1得以验证。

拐点处的生产性服务业集聚区位熵为0.993,表明当集聚度小于0.993,生产性服务业集聚对经济增长的影响占据主导地位的是正向的促进作用,而超过拐点值之后,占据主导地位的是负向的抑制作用,一定程度上验证了“威廉姆森假说”在湖北地区是客观存在的。根据现有样本数据可知,2021年生产性服务业集聚度超过拐点值的地区仅有武汉,

襄阳和十堰也将接近拐点值,其余地级市的生产性服务业集聚度皆小于拐点值,且湖北地区整体生产性服务业集聚水平平均值为0.767,表明湖北地区生产性服务业集聚对经济增长影响处于倒U形曲线的上升阶段,因此现阶段提升生产性服务业集聚水平,有助于推动地区经济增长。

从控制变量上来看,金融发展水平,外商直接投资和人力资本对经济增长均有显著的正向促进作用,这与现有结论基本一致。其中,金融发展水平在5%的水平下显著,提高金融发展水平带来的资产总额和信贷规模的增加,能有效促进经济增长;外商直接投资在1%的水平下显著,增加外商直接投资带来的资金技术流入和就业岗位,有利于经济增长;人力资本在1%的水平下显著,人力资本提升带来的高素质劳动力及知识技术溢出效应,对经济增长有着正向的影响。而政府干预程度和工业化水平皆在1%的水平下显著抑制经济增长水平,其中,政府干预程度对经济增长的影响是负向的,原因可能是各地政府纷纷追求“GDP锦标赛”,为达到gdp短期的增长,而忽视了环境和资源的承载能力,使得实际结果与预期目标相反;工业化水平对经济增长的影响与预期不一致,原因可能是工业化发展导致的资源消耗和环境污染,不利于经济持续增长。

4.2 机制检验和异质性分析

4.2.1 中介机制检验

关于中介效应机制分析,采用江艇^[16]提出两步法,在基准回归的基础上,直接构建中介效应模型(3)验证生产性服务业集聚对中介变量技术创新水平的影响,至于中介变量对经济增长的影响效应,已有众多学者如刘新智等^[17]的文献验证了技术创新对经济增长表现为显著的正向促进作用。表3列(1)为主效应检验,列(2)为机制检验,列(2)结果显示生产性服务业集聚一次项和二次项均在5%的水平下的影响显著为正和负,即生产性服务业集聚与

表1 变量的描述性统计

变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
经济增长水平	gdp	264	0.164	0.256	0.009	1.772
生产性服务业集聚	lq	264	0.818	0.219	0.436	1.432
金融发展水平	fin	264	0.680	0.318	0.260	2.273
工业化水平	ind	264	0.469	0.067	0.309	0.624
政府干预程度	gov	264	0.128	0.055	0.024	0.284
外商直接投资	fdi	264	0.017	0.015	0.001	0.088
人力资本	hc	264	0.016	0.025	0.000	0.118
技术创新	tech	264	0.168	0.368	0.001	3.589
环境规制	er	264	10.990	15.690	0.002	92.780

表2 基准回归结果

变量	gdp		
	(1)	(2)	(3)
lq	0.133** (2.27)	0.142*** (3.10)	1.126*** (2.75)
lq ²			-0.567** (-2.38)
fin		0.293** (2.53)	0.276** (2.48)
ind		-0.882*** (-2.68)	-0.951*** (-3.02)
gov		-1.275*** (-2.96)	-1.253*** (-2.99)
fdi		2.803*** (2.80)	2.679*** (2.68)
hc		9.719*** (6.71)	10.262*** (7.45)
常数项	0.433*** (2.79)	-0.590** (-2.20)	-0.941*** (-3.23)
观测值	264	264	264
City	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
R ²	0.726	0.841	0.847
F	16.99	24.53	25.00

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

技术创新之间具有倒U形曲线关系。拐点处的集聚度为0.884,小于模型(2)的拐点值0.993。因此,当集聚度小于0.884时,生产性服务业集聚促进经济增长,与此同时,技术创新水平呈上升趋势,表现出部分的中介效应使得经济增长进一步得到提升,即增强了生产性服务业集聚对经济增长的正向促进作用;当集聚度大于0.884且小于0.993时,技术创新水平随着集聚水平的上升而下降,呈现的遮掩效应不利于经济进一步的生长,即削弱了生产性服务业集聚对经济增长的正向促进作用。综上所述,目前湖北地区整体生产性服务业集聚对经济增长影响处于倒U形曲线的上升阶段,因此判断出技术创新水平在生产性服务业集聚与经济增长之间的关系中表现为部分中介效应。基于此,H2得以验证。

4.2.2 调节效应检验

表3列(3)和列(4)报告了环境规制的调节效应检验结果,生产性服务业集聚二次项与调节变量环境规制的交互项系数均在1%水平下显著为正,其与生产性服务业集聚二次项系数符号相反,说明调节变量削弱了倒U形曲线的前半段的正向效应和后半段的负向效应,使得倒U形曲线更加平缓。可能的原因是在集聚前半段,严格的环境规制水平下,

表3 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gdp	tech	gdp	gdp
lq	1.126*** (2.754)	2.693** (2.298)	1.130*** (2.747)	1.497*** (3.957)
lq ²	-0.567** (-2.383)	-1.523** (-2.130)	-0.570** (-2.383)	-0.954*** (-4.355)
er			-0.001 (-0.865)	0.028*** (2.910)
er×lq				-0.098*** (-4.298)
er×lq ²				0.079*** (6.267)
fin	0.276** (2.482)	-0.092 (-0.522)	0.287** (2.557)	0.110 (1.476)
ind	-0.951*** (-3.024)	-0.678 (-1.141)	-0.905*** (-2.894)	-0.568** (-2.269)
gov	-1.253*** (-2.989)	1.044 (1.012)	-1.311*** (-2.951)	-0.177 (-0.542)
fdi	2.679*** (2.682)	-2.442 (-1.030)	2.764*** (2.738)	1.383** (2.508)
hc	10.262*** (7.450)	12.498* (1.873)	10.205*** (7.291)	8.431*** (9.096)
常数项	-0.941*** (-3.234)	-1.168* (-1.958)	-0.975*** (-3.329)	-0.770*** (-3.616)
观测值	264	264	264	264
R ²	0.847	0.354	0.847	0.937
F	24.997	2.141	24.215	86.028

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

企业的生产成本被挤压,限制集聚规模经济的发挥,从而减弱了前半段集聚对经济增长带来的正向影响,但随着集聚程度超过拐点值,环境规制会开始产生正向补偿效应,即企业为了从根源上减少污染,规避高环境规制成本,会加速绿色技术创新,进而削弱了后半段集聚对经济增长的负向效应。因此,从长期来看,环境规制能有效削弱生产性服务业集聚对经济增长的负向影响。与此同时,回归系数 $\pi_1\pi_4 - \pi_2\pi_3 > 0$,说明曲线拐点会向右移动,随着环境规制水平的提升,生产性服务业集聚与经济增长倒U形曲线拐点向集聚水平增大的方向移动,表明环境规制能有效缓解生产性服务业集聚对经济增长的阈值效应,可部分减弱生产性服务业集聚对经济增长的抑制作用。基于此,H3得以验证。

4.2.3 地区异质性分析

由于生产性服务业集聚受区位和要素禀赋等因素的约束且不同区域的经济水平不同,因此,各地生产性服务业集聚对经济增长的影响存在着差异性。将研究样本依据横向三分法划分为鄂东、鄂中和鄂西3个区域,鄂东地区包括武汉、鄂州、

黄冈、黄石和咸宁,鄂中地区为荆州、孝感、荆门和随州,鄂西地区为宜昌、襄阳和十堰。结果如表4所示,鄂中地区的生产性服务业集聚的一次项系数在10%的水平下显著为正,表明鄂中地区生产性服务业集聚对经济增长呈正向促进作用;鄂东地区生产性服务业集聚一次项,二次项系数分别在5%和10%的水平下显著为正和负,表明鄂东地区生产性服务业集聚与经济增长仍呈倒U形曲线关系;鄂西地区集聚一次项和二次项系数均未通过显著性检验。

3个地区出现影响差异的原因在于:观察样本数据可知,近些年,鄂中地区4个地级市平均集聚度小于基准回归拐点值0.993,因此随着生产性服务业集聚水平不断上升,产生的知识技术溢出效应和规模经济效应,优化了地区的资源配置,从而促进了经济增长;鄂东地区内的武汉市作为集聚中心城市,不断地吸引周边城市的人才、资金等优势资源,其历年的集聚度皆大于基准回归拐点值0.993,故使得整个鄂东地区到达其拐点值0.834后,生产性服务业集聚会对经济增长会产生抑制作用;鄂西地区3个城市经济发展水平差异较小,没有首位城市,集聚优势未能很好的体现出来,因此难以形成一定的集聚效应或拥塞效应,使得生产性服务业集聚对经济增长未能呈现出显著影响。

4.2.4 行业异质性分析

由于生产性服务业细分行业之间差异性较大,划分为以下6个细分行业,表5列(1)为科学研究和技术服务和地质勘探业、列(2)为交通运输仓储和

邮政业、列(3)为金融业、列(4)为信息传输计算机服务和软件业、列(5)为租赁和商务服务业、列(6)为批发和零售业。分别考察各细分行业集聚度对经济增长的影响效应。

由表5结果可知,6大细分行业异质性显著,其中,交通运输仓储和邮政业、租赁和商务服务业、批发和零售业3个低端生产性服务集聚与经济增长呈显著的倒U形曲线关系,表明“威廉姆森假说”在部分细分行业也是客观存在的,其拐点值分别为0.904、1.980、1.947。从样本数据来看,武汉在这些细分行业的集聚度都超过拐点或将要超过拐点,其他地级市多处于拐点前半段,原因可能是湖北省绝大多数地区生产性服务业以劳动密集型产业为主,形成的传统低端生产性服务业集聚对经济增长的促进作用明显。此外,比较三者拐点值大小,交通运输仓储和邮政业较租赁和商务服务业与批发和零售业两个行业有着巨大的集聚规模效应提升空间。信息传输计算机服务和软件业则呈显著U形曲线关系,拐点值为0.650,样本中大多数都超过了拐点值,即湖北地区整体处于拐点半段上升阶段,究其原因是信息传输计算机服务和软件业集聚于武汉,并以武汉为中心向周边扩散,使得鄂中、鄂东地区的集聚度在不同程度皆有提高。科学研究和技术服务和地质勘探业与金融业没有通过显著性检验,可能是因为湖北高端生产性服务业发展相对缓慢,难以形成集聚优势,暂未产生对经济增长的影响作用。

表4 地区异质性分析

变量	鄂中地区		鄂东地区		鄂西地区	
lq	0.026* (1.729)	0.009 (0.089)	0.081 (0.368)	1.678** (2.125)	-0.058 (-1.239)	-0.089 (-0.288)
lq ²		0.010 (0.168)		-1.006* (-1.887)		0.016 (0.106)
fin	-0.122** (-2.058)	-0.123** (-2.022)	0.594*** (2.737)	0.538** (2.479)	-0.079 (-1.683)	-0.079 (-1.670)
ind	-0.027 (-0.178)	-0.024 (-0.161)	-2.232*** (-3.194)	-1.699* (-1.990)	0.459** (2.102)	0.456** (2.049)
gov	0.248** (2.578)	0.248** (2.565)	-3.137*** (-2.788)	-2.359* (-1.985)	-0.348 (-1.110)	-0.337 (-0.932)
fdi	-1.252** (-2.447)	-1.246** (-2.403)	5.680** (2.579)	5.714** (2.613)	-2.875*** (-3.836)	-2.879*** (-3.746)
hc	0.237 (0.141)	0.213 (0.123)	9.073*** (3.912)	11.526*** (4.410)	-14.377*** (-4.610)	-14.419*** (-4.454)
常数项	0.092 (0.968)	0.098 (0.950)	-0.374 (-0.850)	-1.195* (-1.795)	-0.033 (-0.192)	-0.017 (-0.076)
观测值	88	88	110	110	66	66
R ²	0.977	0.977	0.887	0.895	0.974	0.974
F	173.069	168.691	15.487	20.084	136.540	123.167

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

表5 细分行业异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lq	-0.045 (-1.036)	0.609*** (4.832)	-0.053 (-0.360)	-0.347* (-1.726)	0.194*** (4.127)	0.222*** (3.240)
lq ²	0.013 (1.351)	-0.337*** (-5.030)	-0.079 (-0.804)	0.267** (1.971)	-0.049*** (-3.173)	-0.057** (-2.391)
fin	0.256** (2.168)	0.192** (2.105)	0.299** (2.544)	0.212** (2.301)	0.253** (2.223)	0.303*** (2.676)
ind	-0.766** (-2.382)	-0.621** (-2.293)	-0.613* (-1.867)	-0.759** (-2.211)	-0.722** (-2.351)	-0.947*** (-2.702)
gov	-1.098** (-2.409)	-0.743** (-2.054)	-1.024** (-2.286)	-1.509*** (-3.662)	-1.012** (-2.420)	-0.978** (-2.387)
fdi	2.811*** (2.750)	2.349** (2.459)	2.564*** (2.754)	2.454*** (2.826)	2.581*** (2.696)	2.791*** (2.713)
hc	10.653*** (7.181)	11.964*** (8.234)	11.495*** (7.196)	9.980*** (6.754)	11.313*** (7.611)	10.129*** (6.853)
常数项	-0.425 (-1.591)	-0.698*** (-2.996)	-0.503* (-1.922)	-0.292 (-1.197)	-0.670** (-2.511)	-0.616** (-2.344)
观测值	264	264	264	264	264	264
R ²	0.836	0.866	0.844	0.860	0.847	0.847
F	19.759	20.361	21.971	25.170	22.647	23.540

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

4.3 稳健性检验

4.3.1 替换核心解释变量

基准回归中采用区位熵指数计算生产性服务业的集聚程度,然而这种测度方法没有考虑到地理空间因素。避免因指标选取对研究结果产生偏差,借鉴田孟和熊宇航^[18]的研究方法,用就业密度替换区位熵重新进行估计,如表6列(1)所示,与基准回归相比,生产性服务业集聚一次项和二次项的系数和显著性水平均为未发生较大改变,说明两者具有稳定的显著倒U形关系。

4.3.2 缩尾处理

为了减少极端值对实证结果的产生的不良影响,对所有变量在1%分位数水平上进行双边缩尾处理,由表6列(2)可见,集聚一次项和二次项的显著性水平和系数符号与基准回归一致,说明基准回归结果具有较好的稳健性。

4.3.3 内生性检验

经济增长的变化具有惯性趋势,一旦生产性服务业集聚与经济发展质量之间产生双向因果,则会产生内生性问题。因此,为解决内生性问题,借鉴张信东和赫盼盼^[19]的做法,由于生产性服务业集聚影响经济发展需要一定的时间,所以生产性服务业集聚对于经济增长的作用具有滞后性。因此,为消除内生性对回归结果的影响,使用选取核心解释变量的滞后一期的一次项和二次项进行回归,以控制其惯性趋势和双向因果。由表6列(3)可看出,滞后

表6 稳健性检验

变量	替换核心解释变量	缩尾	内生性检验
	(1)	(2)	(3)
lq	0.090*** (8.586)	1.285*** (2.918)	
L.lq			0.975** (2.346)
lq ²	-0.004*** (-6.258)	-0.670** (-2.586)	
L.lq ²			-0.476* (-1.963)
fin	0.268** (2.475)	0.141* (1.736)	0.333** (2.599)
ind	-0.614** (-2.276)	-1.046*** (-3.238)	-0.824** (-2.578)
gov	-1.067*** (-2.761)	-1.385*** (-3.526)	-1.264*** (-2.714)
fdi	1.500* (1.902)	3.503*** (3.089)	2.700** (2.520)
hc	10.913*** (8.076)	10.466*** (8.738)	11.000*** (6.363)
常数项	-0.792*** (-3.572)	-0.775*** (-3.479)	-1.106*** (-3.313)
观测值	264	264	252
R ²	0.877	0.852	0.847
F	27.358	21.875	23.091

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

一期的生产性服务业集聚一次项和二次项的显著性水平稍有下降,但与经济增长仍呈稳定的倒U形关系,因此进一步验证了研究结果的稳健性。

5 结论和建议

本文选用 2000—2021 年共 22 年湖北省 12 个地级市的面板数据为样本,基于双向固定效应模型,研究生产性服务业集聚对经济增长的影响与作用机制。得到的具体结论如下:①生产性服务业集聚与经济增长呈显著的倒 U 形曲线关系,其拐点为 0.993,总体而言,湖北地区生产性服务业集聚对经济增长的影响处于倒 U 形曲线的上升阶段。②技术创新在生产性服务业集聚和经济增长之间起部分中介作用,提升技术创新水平,有利于提高生产性服务业集聚对经济增长的正向促进作用。环境规制对生产性服务业集聚与经济增长的倒 U 形关系发挥着调节作用,使得曲线两侧更为平缓且拐点向右移动,从长期来看,能有效削弱生产性服务业集聚对经济增长的负向影响。③生产性服务业集聚对经济增长的影响效应存在区域异质性和行业异质性。从分区域看,鄂东地区两者呈倒 U 形关系,鄂中地区两者呈正向关系,鄂西地区不显著。从分行业看,交通运输仓储和邮政业,租赁和商务服务业和批发和零售业三个行业的生产性服务集聚与经济增长呈显著的倒 U 形曲线关系,信息传输计算机服务和软件业则呈 U 形曲线关系,科学研究和技术服务和地质勘探业与金融业没有通过显著性检验。基于上述研究结论,提出如下几点建议。

第一,引导生产性服务业有效集聚。现阶段,促进生产性服务业集聚发展仍然是实现经济高速增长的首要选择。在集聚发展过程中,应遵循适度原则。对于集聚初期的地区,为打破集聚初期的障碍,实行补贴倾斜政策或措施,实现生产性集聚带来的经济增长红利,并尽量维持在倒 U 形曲线前半段,从而充分释放集聚带来的规模效应。在形成一定规模以后,让市场机制发挥资源配置作用。集聚度受制于一定市场规模的限制,市场机制下的自然集聚能削减过度集聚带来的负面影响。

第二,提升技术创新水平。加大对生产性服务业的技术创新力度,能推动传统的低端生产性服务业升级转型,并促进信息技术、科学研究等高端生产性服务业发展,以此产业内形成的良性集聚能带来经济持续增长。与此同时,人才是技术创新的核心要素,充分发挥湖北省特别是武汉市的高校人才优势,培育高素质创新人才队伍,加强地区间技术交流和提升,通过提升技术创新以充分发挥集聚规模所带来的正外部性和涓流效应,带动本地和周边城市一同实现经济持续增长。

第三,科学制定环境规制标准。在生产性服务业集聚尚未形成一定规模效应前,保持适度的环境规制强度,避免过度打压企业,并在治污方面给予一定的资金支持,削减环境成本负担对经济增长的负面影响,对于跨过阈值的武汉,仍需实施更为严格的环境规制措施,鼓励企业在可承受的生产成本的范围内进行创新升级,并激发出环境规制的创新补偿效应,加速企业绿色技术创新,推动经济长期的可持续增长。

第四,因地制宜发展生产性服务业。各地区生产性服务业集聚水平较大,充分考虑到各区域资源禀赋比较优势,有针对性地制定和实施差异化的生产性服务业政策。具体来说,对于鄂中地区,由于经济欠发达,结合自身区位和自然资源优势大力发展交通运输仓储和邮政业、租赁和商务服务业和批发和零售业等传统生产性服务业,适度发展高端生产性服务业;对于鄂东地区,由于武汉作为集聚的核心城市,应发展高端化多样化的生产性服务业,如信息传输和科学研究和技术服务和地质勘探业等;对于鄂西地区,由于宜昌、襄阳等城市制造业生产效率较高,构建制造业和生产性服务业的协同机制,优化生产性服务业内部结构和规模,促使生产性服务业集聚发挥出对经济增长的影响效应。

第五,合理布局生产性服务业各细分行业。首先,交通运输仓储和邮政业,租赁和商务服务业和批发和零售业三个传统型生产性服务业具有较大集聚提升空间,各地区根据自身优势,选择性地推动传统生产性服务业集聚;信息传输计算机服务和软件业处于上升阶段,加大武汉市信息产业的辐射力度,带动周边城市信息产业的发展;相比传统型生产性服务业,金融业与科学研究和技术服务和地质勘探业等现代高端生产性服务业集聚并未显著的影响地区经济增长。因此,合理调配高端生产性服务业要素,实现生产性服务业内部结构优化。同时,湖北作为制造业大省,重视金融业和科技高技术型产业与制造业的深度融合,打造二、三产业链协同效应,增强高端生产性服务业的发展潜力及其对经济增长的推进作用。

参考文献

- [1] 纪玉俊,唐庆超.生产性服务业集聚与城市绿色全要素生产率:数字经济下的新机制与新证据[J].产经评论,2024,15(2):111-112.
- [2] 刘书瀚,于化龙.城市群生产性服务业集聚对经济增长

- 的空间溢出效应——基于长三角、珠三角和京津冀城市群比较分析[J]. 预测, 2020, 39(4): 83-89.
- [3] BROWNING H, SINGELMAN J. The emergency of a service society; demographic and sociological aspects of the serotral transformation in the labor force of the USA national technical information service[M]. Springfield: Springfield College, 1975.
- [4] 顾乃华, 毕斗斗, 任旺兵. 生产性服务业与制造业互动发展: 文献综述[J]. 经济学家, 2006(6): 35-41.
- [5] CHRISTOPHER S C, VESE R D, BOYD M A, et al. Servicing our economy; producer service location and government procurement 2004—2010 in the Washington DC Metropolitan Area[J]. Growth and Change, 2016, 47(4): 631-647.
- [6] 李斌, 杨冉. 生产性服务业集聚与城市经济绩效[J]. 产业经济研究, 2020(1): 128-142.
- [7] KIM Y R, WILLIAMS A M, PARK S, et al. Spatial spillovers of agglomeration economies and productivity in the tourism industry; the case of the UK[J]. Tourism Management, 2021(82): 104-201.
- [8] 龚勤林, 王舒鹤. 西部地区生产性服务业集聚对区域经济发展的影响: 机制与实证[J]. 经济体制改革, 2021(5): 48-54.
- [9] ARIN K, Omay T, TIMURIN D, et al. A note on the efficiency effects of agglomeration economies; Turkish evidence[J]. Journal of Reviews on Global Economics, 2014(3): 186-189.
- [10] 张红霞, 李家琦, 李育哲. 生产性服务业集聚与城市绿色经济效率——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的实证检验[J]. 华东经济管理, 2022, 36(12): 75-86.
- [11] Au C C, Henderson J V. How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2006, 80(2): 350-388.
- [12] 陈晓峰. 生产性服务业与制造业的协同集聚效应分析——以长三角地区为例[J]. 城市问题, 2016(12): 63-70.
- [13] PORTER M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment; competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [14] 樊丽, 邹琪. 高等教育振兴推动了地方经济增长吗? ——来自中西部高等教育振兴计划的准自然实验[J]. 中国人民大学教育学报, 2024(1): 175-176.
- [15] 陈晓春, 谭娟. 政府环境规制视角下低碳经济发展理论研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2011, 32(8): 146-150.
- [16] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-200.
- [17] 刘新智, 张鹏飞, 史晓宇. 产业集聚、技术创新与经济高质量发展——基于我国五大城市群的实证研究[J]. 改革, 2022(4): 67-80.
- [18] 田孟, 熊宇航. 生产性服务业集聚对农业高质量发展的影响——基于地区异质性视角[J]. 经济问题, 2023(8): 105-107.
- [19] 张信东, 郝盼盼. 企业的研发投入存在城市效应吗? ——基于企业家活力视角的解释[J]. 中国软科学, 2017(3): 110-122.

Influence Effect of Productive Service Industry Agglomeration on Economic Growth: An Empirical Analysis Based on 12 Prefectural-level Cities in Hubei Region

JIANG Hao

(School of Economics, South-Central University For Nationalities, Wuhan 430074, China)

Abstract: Based on the panel data of 12 prefectural-level cities in Hubei Province for a total of 22 years from 2000 to 2021, a two-way fixed-effects model was selected to study the impact and mechanism of productive service industry agglomeration on economic growth. It is found that the impact of productive service industry agglomeration on economic growth in Hubei is characterized by an inverted U-shape, and except for Wuhan at this stage, the other regions are in the first half of the inverted U-shape. From the results of the mechanism test, in the process of productive service industry agglomeration on economic growth, technological innovation is part of the mediating effect, and environmental regulation has a significant moderating effect. The impact of productive service industry agglomeration on economic growth is heterogeneous in sub-region and sub-industry.

Keywords: productive services; industrial agglomeration; economic growth