

最优生产性服务业相对多样化水平研究： 一个大都市带城市经济增长的视角

胡晨光¹, 唐 奇¹, 孙久文², 单静怡¹

(1. 浙江工业大学经济学院, 浙江 杭州 310023;

2. 中国人民大学应用经济学院, 北京 100872)

摘 要:明确区域最优生产性服务业相对多样化水平,有利于优化全国统一大市场建设背景下区域生产性服务业发展的空间布局,推动中国式现代化产业体系建设。以中国环渤海、长三角、粤闽三大都市带为例,通过理论分析和实证研究,探究城市生产性服务业相对多样化水平影响经济增长的机制,以及基础设施和产业结构高级化的调节影响。研究发现:(1)城市存在有利于经济增长的最优生产性服务业相对多样化水平,城市遵循动态比较优势的适度的生产性服务业相对多样化发展能促进经济增长;(2)发挥基础设施和产业结构正向调节城市生产性服务业相对多样化发展绩效的作用,提高城市最优生产性服务业相对多样化水平,需要使基础设施资本存量和产业结构高级化水平,与城市生产性服务业相对多样化发展保持较好协同性。研究结论可为优化大都市带城市生产性服务业发展空间布局、提升其发展绩效的政策实践提供重要理论借鉴和决策参考。

关键词:经济增长;生产性服务业;相对多样化;大都市带

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2025)04-0101-12

Study on the optimal relative diversification level of producer services: a perspective on the economic growth of cities in Megalopolis

HU Chenguang¹, TANG Qi¹, SUN Jiuwen², SHAN Jingyi¹

(1. School of Economics, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China;

2. School of Applied Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Clarifying the optimal relative diversification level of regional producer services is conducive to optimizing the spatial layout of regional developing producer services under the context of the construction of a unified national market and promoting the construction of the Chinese-style modern industrial system. Taking China's three Megalopolis of Bohai Rim, Yangtze River Delta, and Guangdong-Fujian as examples, through theoretical analysis and empirical research, this study explores the mechanism by which the relative diversification level of urban producer services affects economic growth, as well as the moderating role of infrastructure and advanced industrial structure. This study finds that there exists an optimal relative diversification level of producer services in cities that is favorable to economic growth. The proper development of relative diversification of producer services in cities following dynamic comparative advantage can foster economic growth. To leverage the positive moderating role of infrastructure and industrial structure on the relative diversification development

收稿日期:2024-12-13 修回日期:2025-03-24

基金项目:国家社会科学基金重大项目(18ZDA067);浙江省软科学基金重点项目(2022C25031)。

作者简介:胡晨光(1973—),男,江西南昌人,经济学博士,浙江工业大学健行特聘教授、博士生导师,浙江工业大学现代化产业体系研究院副院长,研究方向为区域与城市经济、产业经济。通信作者:孙久文。

performance of urban producer services, and thereby enhance the optimal relative diversification level of producer services, it is necessary to ensure that the stock of infrastructure capital and the level of advanced industrial structure are in good coordination with the relatively diversified development of producer services. The findings of this study can provide an important theoretical and decision-making reference for the policy practice of optimizing the spatial layout and enhancing the development performance of the urban producer services in the Megalopolis.

Key words: economic growth; producer services; relative diversification; megalopolis

由于服务的生产与消费不可分割,且无法被生产者储存^[1],传统的国际经济学教科书倾向于假定服务大部分“不可贸易”^[2]。然而,事实上,自 20 世纪 60 年代以来,在信息技术革命和经济全球化驱动下,许多服务业“不可分割”“无法储存”的特征已发生改变,国际化的服务供给和消费不断增加,这种变化逐渐改变了人们对服务业“不可贸易”的认知。1972 年,经济合作与发展组织(OECD)发布的《贸易和相关问题高级别工作组报告》首次正式提出“服务贸易”这一概念;1974 年,美国出台的《1974 年贸易法》首次使用“世界服务贸易”概念,将服务纳入国际贸易范畴;1986 年,关税与贸易总协定(GATT)乌拉圭回合中,服务贸易被首次列入谈判范围。随后,诸多学者围绕服务业贸易问题展开研究^[3-5],相关研究认为服务业中生产性服务业更具可贸易性^[6-7]。根据联合国贸发会议(UNCTAD)数据,2022 年全球服务贸易额占贸易总额的比重已达 22%,其中生产性服务贸易占服务贸易的比重超过 80%。

推进生产性服务贸易,发展生产性服务业对经济增长具有重要影响。Markusen^[8]通过构建垄断竞争模型提出,允许生产性服务贸易比仅进行货物贸易能实现帕累托改进。生产性服务业能通过金钱和知识溢出效应,带动制造企业全要素生产率提升^[9]。部分研究关注了生产性服务业绝对多样化发展对经济发展的影响,发现其能通过技术溢出效应促进制造业结构升级^[10]、价值链攀升^[11]。然而,鲜有研究从区域间竞争视角,探究生产性服务业相对多样化趋同发展对区域经济增长

的影响。

生产性服务业的“可贸易性”,决定区域间生产性服务业相对多样化趋同发展必然引致区域间生产性服务业的竞争,从而影响区域经济增长。已有关于区域间产业“趋同”或“同构”对经济增长绩效影响的研究多聚焦于工业或制造业,忽略了对生产性服务业的关注,这使能够为区域生产性服务业相对多样化趋同发展实践提供理论指导的研究成果,还十分缺乏。部分文献提出地区间生产性服务业发展要避免重复建设^[12]或同构^[13],这一判断似乎主要基于研究者对地区间生产性服务业相对多样化竞争发展可能不利经济增长的直觉,缺乏系统的理论和实证分析。生产性服务业是现代化产业体系的重要组成部分,是推动中国经济高质量发展,促进产业链、价值链和创新链融合的重要主体。从理论与实证层面深入探究中国区域生产性服务业相对多样化发展影响经济增长的机制,明确其最优生产性服务业相对多样化水平,有利于为优化中国统一大市场建设背景下生产性服务业发展的空间布局,推动中国式现代化产业体系建设,提供理论思路和政策启示。城市是区域空间的基本单位,本文尝试基于城市经济增长视角,以 2007—2016 年中国环渤海、长三角、粤闽三大都市带为例^①,通过理论分析和假说提炼,构建计量模型,对大都市带城市生产性服务业相对多样化影响经济增长的机制进行研究,探究其最优生产性服务业相对多样化水平,为优化大都市带城市生产性服务业相对多样化发展的政策实践提供理论借鉴与决策参考。

① 大都市带这一称谓源于 Gottmann^[14-15]提出的“Megalopolis”一词,意即巨大的大都市和城市化区域的综合体,该词在国内也被译成经济带、大都市连绵带。本文中所述环渤海、长三角、粤闽三大都市带分别指京津冀冀鲁、沪苏浙、粤闽区域,这些区域内部城市地理空间相邻,文化习俗相近,经济联系密切。改革开放以来,这些区域内部城市快速的工业化和城市化,使各区域成为巨大的大都市和城市化的综合体。

生产性服务业是中国服务业出口的主导力量。图1报告了2013—2022年中美英德日各国服务业出口额占全球比重,以及国内三大都市带生产性服务业产值占中国比重。中国服务业出口额占全球比重从2013年的4.12%增长至2022年的5.12%,与位于各国之首美国的比重相差甚大,当前亟需提升其生产性服务业竞争力。三大都市带历年生产性服务业产值占中国比重,一直保持在62%以上。数据表明,三大都市带生产性服务业是中国生产性服务业国际竞争力核心所在,以其城市为研究对象探索生产性服务业相对多样化发展的效率增进区间,明确其相对多样化发展道路的合理选择,具有重要理论价值与现实意义。

以中国三大都市带为例进行研究,不仅因为三大都市带是中国参与国际经济竞争的核心载体,研究其城市经济增长问题非常重要,更是因为三大都市带城市间地理空间相邻,要素禀赋相似,城市间生产性服务业相对多样化发展更容易构成市场意义的竞争。这能更有效地验证区域间生产性服务业同构竞争对经济增长的影响。本文认为,大都市带城市生产性服务业相对多样化发展,有其必然性和合理性,是其基于动态比较优势发展经济,工业化和价值链分工演进的必然产物;它存在一个最优相对多样化水平,相对多样化未超过最优水平时,生产性服务业相对多样化发展有利经济增长。

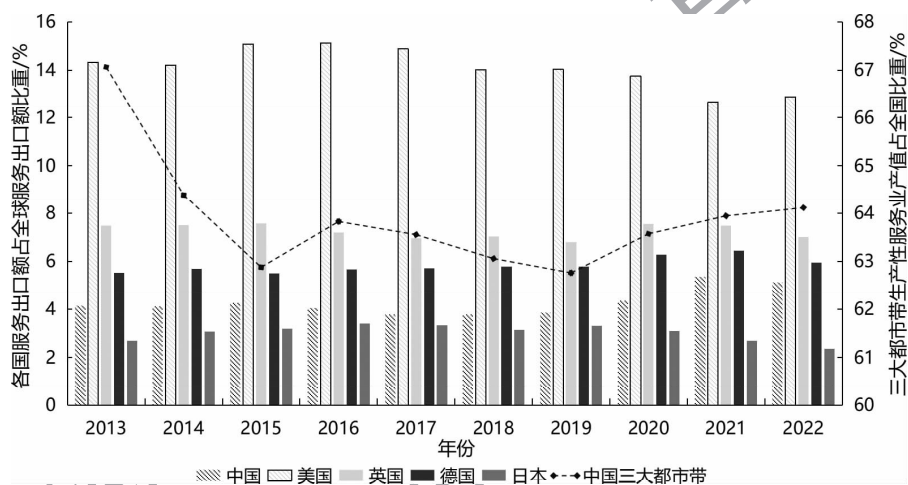


图1 服务出口额全球占比和生产性服务业产值全国占比

一般而言,调节区域生产性服务业相对多样化影响经济增长绩效的因素有两方面。一是外部环境因素。如果不存在基础设施投资的资源错配,基础设施通常能通过影响区域资源配置和技术溢出等方面^[16-18],构成调节区域生产性服务业相对多样化,继而影响经济增长绩效的外部环境因素。二是内部因素,即生产性服务业自身发展水平及在此基础上产业结构的高级化水平。产业结构高级化作为衡量产业结构升级的一种方式^[19],表征为产业结构的重心由第一产业逐次向第二产业、第三产业转移,生产要素由劳动密集部门逐步转移到资本、技术密集部门^[20]。区域产业结构高级化程度越高,其经济高端生产性服务化

趋势就越明显;高端生产性服务业在服务业中占比越大,其生产性服务业发展水平就越高。区域产业结构高级化发展带来的高端生产性服务业的高附加值特征和对制造业的高赋能影响,使其构成调节生产性服务业相对多样化,从而影响区域经济增长绩效的内部因素。已有文献对区域基础设施和产业结构高级化调节生产性服务业相对多样化,影响经济增长绩效的机制,还缺乏研究。以大都市带城市为研究对象,研究上述机制,揭示相应机理,可以为大都市带城市政府通过推动基础设施投资和产业结构高级化,优化区域生产性服务业相对多样化发展绩效的政策实践,提供理论支撑和决策参考,是本文关注的另一方面。

本文潜在的边际贡献有:(1)基于经济增长的实践标准,通过理论分析和假说验证,探究了大都市带城市生产性服务业相对多样化发展影响经济增长的内在机制,为明确城市最优生产性服务业相对多样化水平,提升生产性服务业相对多样化发展绩效的政策实践提供了一个可供借鉴的理论分析框架;(2)揭示了基础设施和产业结构高级化水平通过调节城市生产性服务业相对多样化发展绩效,继而影响城市最优生产性服务业相对多样化水平的机制,为中国统一大市场建设背景下政府提升大都市带城市生产性服务业相对多样化发展绩效的政策实践,提供了基础设施投资和产业结构高级化方面的理论支撑和决策参考。

一、理论分析与研究假说

(一)最优生产性服务业相对多样化

大都市带城市生产性服务业相对多样化发展,是市场经济条件下城市基于动态比较优势发展经济,产业在城市间集聚扩散和转移的必然。大都市带内后发城市按动态比较优势发展经济,必然因先发城市产业的转型升级和集聚扩散,通过承接先发城市产业转移或自身产业升级,实现与先发城市要素禀赋和发展阶段的趋同。要素禀赋趋同为城市间产业相对多样化发展提供了相似生产条件,而发展阶段趋同则提供了相似市场需求条件,两者驱动大都市带城市间产业相对多样化——包括生产性服务业相对多样化发展。

大都市带城市要素禀赋和发展阶段的趋同,实质是后发城市与先发城市工业化进程和价值链分工的趋同。后发城市工业化和价值链分工演进推动当地生产性服务业绝对多样化发展,并通过与先发城市工业化进程和价值链分工的趋同,促成大都市带城市间生产性服务业相对多样化发展。大都市带后发城市生产性服务业相对多样化发展,内生于其通过工业化进程和价值链分工趋同追赶先发城市,为城市工业化和价值链分工赋能的绝对多样化发展过程。

首先,城市生产性服务业绝对多样化发展内生于其为工业化赋能演进的过程。城市工业化进

程深化,通常体现为三次产业结构产值占比排序,由“一二三”,经“二三一”,向“三二一”转化。与城市三次产业占比变化相对应,城市生产性服务最大需求主体,由第一产业向第二产业,继而向第三产业转变。这一转变,要求生产性服务业绝对多样化发展必须符合和满足工业化演进过程对其提出的赋能新需求。城市工业化进程对生产性服务业绝对多样化发展的赋能需求可以概述如下。工业化初期,劳动密集型制造业占据经济主导地位。劳动密集型产业发展对生产性服务业发展的赋能需求,主要集中在批发零售和交通运输这两类传统生产性服务业^[21]。工业化中期,主导产业转向资本密集型重化工业。由于生产工序逐渐复杂化、产业链向上下游延伸,这一时期经济发展对生产性服务业的赋能需求主要转向金融、租赁和商务服务业。工业化后期,主导产业向高技术制造业和服务业转变。与这一转变相伴随的产业结构升级和工业化进程深化,需要高质量的生产性服务业发展支持^[22],信息传输、技术服务、科学研究等技术密集型生产性服务业逐渐成为赋能经济发展的最大需求。

其次,城市生产性服务业绝对多样化发展,内生于其为价值链分工演进的赋能过程。与城市工业化进程相适应的价值链分工演进包括两方面:一是产业沿附加值相对较低的产业价值链向附加值更高的产业价值链演进,即城市产业价值链由以往劳动密集制造业为主延伸形成的价值链,逐渐向资本、技术密集制造业为主延伸形成的价值链跃迁;二是产业沿同一产业价值链低端环节向高端环节演进,即城市产业由“微笑曲线”底部的制造、加工和组装环节,逐渐向两端附加值更高的研发、设计和销售、服务环节攀升。产业价值链跃迁推动城市对生产性服务业的赋能需求,由主要服务劳动密集产业的批发零售、人力资源服务业,逐渐向服务资本、技术密集产业的金融、租赁、软件和信息技术服务业转变。同一产业价值链由“微笑曲线”低端向两端演进,推动城市对生产性服务业的赋能需求,由主要服务制造、加工和组装

环节的交通运输仓储业,逐渐向服务研发、设计、销售和服务环节的技术推广、调查咨询、广告和快递服务等行业转变。

大都市带后发城市生产性服务业内生于工业化和价值链分工趋同过程的绝对多样化发展,促成了城市间生产性服务业的相对多样化发展。这一发展不仅通过将制造企业生产性服务需求外包、专业化分工,降低生产性服务和制造企业生产成本,还通过生产性服务业的绝对多样化发展,实现了生产性服务业由服务劳动密集低端制造业的低端生产性服务业,向服务资本、技术密集高端制造业的高端生产性服务业转变。这一发展不仅通过上述途径优化城市资源配置,还通过给城市产业发展带来的多样化知识溢出,以及与制造业发展的双向赋能,提升城市资源配置效率,促进城市经济增长。

大都市带城市生产性服务业相对多样化发展,既包括后发城市生产性服务业绝对多样化发展引致的生产性服务业相对多样化发展的趋同过程,又包括先发城市由于产业升级与集聚扩散引起的本地生产性服务业绝对多样化发展的变化过程。然而,无论后发城市生产性服务业绝对多样化发展对先发城市提供的生产性服务如何形成“进口替代”,只要先发城市遵循经济发展的动态比较优势,推动生产性服务业服务当地经济发展转型升级需求,其与后发城市生产性服务业相对多样化的趋同发展,必然有利于其城市经济增长。顺应经济发展动态比较优势的大都市带城市生产性服务业相对多样化发展,不仅能通过提供产品研发、运输、仓储、融资和技术等生产性服务为城市工业化和价值链分工演进过程赋能,还能通过提供信息传输、软件和信息技术等生产性服务,使企业和行业间联系协作突破时空限制、降低交易成本、促进“知识溢出”,从而提高城市三次产业生产效率;而三次产业生产效率提高给城市带来的生产优势,通过推动城市经济增长,进一步为生产

性服务业相对多样化开辟发展道路。

大都市带城市生产性服务业相对多样化发展,一方面满足本地城市工业化和价值链分工演进对生产性服务业发展的需求,另一方面满足大都市带内其他城市对生产性服务进口的需求。然而,若这种相对多样化发展过度趋同,将导致本地生产性服务供给与本地城市工业化、价值链分工演进对生产性服务的需求不匹配,使本地生产性服务业多样化供给与需求相脱节,经济发展违背本地城市动态比较优势。城市对生产性服务的进口需求有限,生产性服务业相对多样化发展过度趋同,会加剧城市间生产性服务输出的市场竞争,使生产性服务市场份额过度分散,不利于其规模经济、范围经济的形成和发挥。因此,大都市带城市生产性服务业相对多样化发展必须保持在合适范围内,适度的生产性服务业相对多样化发展有利城市经济增长,过度则抑制经济增长。根据上述分析,可以提出假说1。

假说1:生产性服务业相对多样化趋同发展对城市经济增长具有倒U型影响,城市存在一个有利于经济增长的最优生产性服务业相对多样化水平。

(二)基础设施与产业结构高级化的调节

基础设施构成城市经济发展的外部环境变量,可以被分为“经济性基础设施”和“社会性基础设施”^②。基础设施存量水平变化,通过影响生产性服务业相对多样化对工业化和价值链分工演进的赋能过程,进而影响城市最优生产性服务业相对多样化水平。城市经济性基础设施资本存量增加通常带来交通、网络、通信等基础设施供给改善。交通基础设施改善通过降低城市货物运输成本、提高人员运输效率^[24],可以促进交通运输、仓储和邮政等生产性服务业生产效率提高;网络、通信等信息基础设施改善则通过降低信息成本、加快信息传播和知识溢出^[25-26],可以促进城市金融、软件和信息技术服务业等借助信息手段进行

② 经济性、社会性基础设施分类参见胡晨光等^[23]。

传输和交易的生产性服务业生产效率提高。城市社会性基础设施资本存量增加常改善科教文卫等基础设施供给,这有利于人力资本形成^[27]和质量改善^[18],继而通过提升劳动力专业技能水平和驱动技术创新,促进商业服务、科技推广、市场营销等具有人力资本密集和知识技术密集特征的生产性服务业生产效率提高。

城市顺应经济发展动态比较优势推动产业结构高级化的过程,是其产业结构和价值链分工不断由低端向高端演进,高端制造业和高端服务业不断发展的过程。城市生产性服务业相对多样化发展内生于其产业结构高级化过程,而其产业结构高级化又内生于其工业化和价值链分工演进过程。城市产业结构高级化通常可以通过两方面途径为城市生产性服务业相对多样化发展赋能:一是高端制造业发展为城市金融、软件和信息技术服务业等具有高附加值的高端生产性服务业提供市场需求和发展空间,促进生产性服务业要素资源配置效率提升;二是高端生产性服务业的发展通过为城市高端制造业发展提供资金融通、软件、信息技术等高端生产性服务,消除其发展瓶颈,优化其要素资源配置、提升生产效率。

根据本文分析,可以发现:一方面,大都市带城市的生产性服务业相对多样化发展是基于动态比较优势的城市间经济发展及工业化、价值链分工演进的必然结果;另一方面,基础设施给城市提供的金钱外部性、技术外部性等外部经济,通过改善城市生产性服务业相对多样化发展的资源配置效率,有利于减轻大都市带城市间城市生产性服务业相对多样化趋同发展给城市经济发展带来的竞争影响。产业结构高级化通过促进高端制造业和高端生产性服务业双向赋能,改善城市要素资源配置效率,同样可以减轻生产性服务业相对多样化趋同发展给城市经济带来的消极影响。这些均有利于提升城市最优生产性服务业相对多样化水平,为此可以提出假说 2.1、假说 2.2。

假说 2.1:城市基础设施资本存量越高,城市最优生产性服务业相对多样化水平越高。

假说 2.2:城市产业结构高级化程度越高,城市最优生产性服务业相对多样化水平越高。

二、研究设计

(一) 变量说明

1. 被解释变量

本文经济增长以城市人均实际 GDP (*gdp*) 测度。人均实际 GDP 通过用 GDP 指数将各城市名义 GDP 转化为实际 GDP,再除以各市常住人口计算,单位为元/人。

2. 解释变量

(1) 生产性服务业相对多样化指数(*prdi*)。参考

Duranton 等^[28]的研究,用公式 $prdi_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^n |S_{ij} - S_j|}$ 计算。其中, S_{ij} 代表 i 城市生产性服务业细分行业 j 总产值占 i 城市生产性服务业总产值的比例, S_j 代表大都市带生产性服务业细分行业 j 总产值占大都市带生产性服务业总产值的比例, n 为细分行业数量。*prdi* 越大表示城市生产性服务业相对多样化水平越高,与其他城市生产性服务业结构趋同程度越大^③。

本文参考 Ke 等^[31]及韩峰等^[10]对生产性服务业的分类方法,将批发和零售,交通运输、仓储和邮政,信息传输、软件和信息技术服务,金融,租赁和商务服务,科学研究和技术服务,水利、环境和公共设施管理 7 个行业划分为生产性服务业。

(2) 基础设施资本存量(*inf*)。根据胡晨光等^[18],以人均实际基础设施资本存量测度,单位为元/人。

(3) 产业结构高级化(*ais*)。根据干春晖等^[19],以第三产业与第二产业产值之比测度。

3. 控制变量

本文引入城市制造业相对多样化指数、人均非基础设施资本存量、城市规模和对外开放度作

③ 本文以产业相对多样化指数测度生产性服务业趋同程度,这一测度方法优于已有文献采用产业结构相似系数^[29-30]测度产业趋同之处在于,该方法可以反映一城市与所有其他城市产业的趋同,而产业结构相似系数只能反映两城市间的产业趋同。

为控制变量。制造业相对多样化指数参照生产性服务业相对多样化指数计算公式测算。对外开放度采用城市人均实际 FDI 存量与人均实际非基础设施资本存量之比测度,人均非基础设施资本存量、人均 FDI 存量的实际值根据胡晨光等^[18] 计算,单位为元/人。城市规模采用城市常住人口测度,单位为万人。

(二)数据来源与描述统计

本文以中国环渤海、长三角、粤闽三大都市带 99 个地级以上城市 2007—2016 年的面板数据为观测值,通过构建计量模型,对生产性服务业相对多样化水平影响经济增长的机制进行实证研究^④。研究数据来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》,以及对应城市统计年鉴。由于各城市统计指标报告的差异,本文对少数未报告的生产性服务业细分行业总产值数据采用插值法进行补充。核心变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

地区	变量	<i>gdp</i>	<i>prdi</i>	<i>ais</i>	<i>inf</i>
环渤海	均值	41 004. 380	3. 479	0. 825	22 809. 250
	标准差	24 265. 730	1. 665	0. 482	18 501. 460
	变异系数	0. 592	0. 479	0. 584	0. 811
	最大值	156 711. 900	12. 205	4. 165	113 211. 900
	最小值	6 638. 890	1. 099	0. 239	2 712. 715
	观测值	440	440	440	440
长三角	均值	47 918. 400	4. 669	0. 889	31 306. 080
	标准差	21 735. 440	2. 126	0. 246	19 894. 210
	变异系数	0. 454	0. 455	0. 277	0. 635
	最大值	124 268. 600	19. 244	2. 339	162 839. 900
	最小值	10 000. 580	1. 794	0. 542	4 900. 490
	观测值	250	250	250	250
粤闽	均值	39 064. 450	3. 616	0. 861	24 624. 750
	标准差	21 871. 920	2. 588	0. 279	17 200. 410
	变异系数	0. 560	0. 716	0. 324	0. 699
	最大值	112 644. 400	24. 302	2. 357	91 858. 990
	最小值	8 258. 501	1. 033	0. 431	3 161. 759
	观测值	300	300	300	300

(三)计量模型和估计方法

1. 计量模型

本文通过构建模型(1)、模型(2)、模型(3)所示多元二次模型实证研究大都市带城市生产性服务业相对多样化水平对经济增长影响的非线性机

制,以及基础设施资本存量、产业结构高级化对这一机制的调节影响。其中,模型(1)用于验证假说 1,模型(2)、模型(3)分别用于验证假说 2. 1、假说 2. 2。模型中,*prdi* 表示生产性服务业相对多样化水平;*inf* 表示基础设施存量水平;*ais* 表示产业结构高级化水平;*ln* 表示对变量取自然对数;*c* 为常数项;*W_{jt}* 代表控制变量矩阵;*μ_i* 为个体固定效应;*ε_{it}* 为随机扰动项。

$$\ln gdp_{it} = c_1 + \alpha_1 \ln^2 prdi_{it} + \alpha_2 \ln prdi_{it} + \alpha_3 \ln inf_{it} + \alpha_4 \ln ais_{it} + W_{jt} \alpha_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$\ln gdp_{it} = c_2 + \beta_1 \ln^2 prdi_{it} + \beta_2 \ln prdi_{it} + \beta_3 \ln inf_{it} + \beta_4 \ln ais_{it} + \beta_5 \ln prdi_{it} \times \ln inf_{it} + W_{jt} \beta_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\ln gdp_{it} = c_3 + \gamma_1 \ln^2 prdi_{it} + \gamma_2 \ln prdi_{it} + \gamma_3 \ln inf_{it} + \gamma_4 \ln ais_{it} + \gamma_5 \ln prdi_{it} \times \ln ais_{it} + W_{jt} \gamma_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

2. 估计方法

Wooldridge^[32] 提出如果观测值不能被看成总体的随机抽样,特别是观测单位是很大的地理单位,面板模型应采用固定效应。本文将三大都市带城市观测值视为有限总体,计量回归采用固定效应模型。考虑到本文面板数据为较长时间序列数据,控制时间固定效应易引起多重共线性,故与张成思等^[33] 一致,本文计量回归不控制时间固定效应。为克服核心解释变量内生性对计量回归系数偏误的影响,本文在针对模型相关协变量进行内生性检验基础上,选取外生协变量滞后项以及根据过度识别检验遴选相关协变量的外生滞后变量,作为工具变量;并在针对模型进行异方差和自相关检验基础上,采用 GMM 估计法和聚类稳健标准误处理模型内生性、异方差和自相关问题。为使模型主变量系数有意义,本文对交互变量去中心化后再交互。

三、实证分析

(一)最优生产性服务业相对多样化

表 2 报告了各大都市带模型(1)回归结果,假说 1 在除环渤海外的长三角和粤闽得到了实证支

④ 本文涉及 GDP、基础设施存量等变量实际值计算均以 2003 年为基期,但考虑到生产性服务业相对多样化指数测算数据的可获得性,所有研究观测值均选取 2007—2016 年数据。

持。长三角和粤闽生产性服务业相对多样化指数的回归系数,一次项显著为正、二次项显著为负,表明两地城市生产性服务业均存在最优相对多样化水平。环渤海生产性服务业相对多样化指数的回归系数,一次项显著为负、二次项显著为正,表明其城市存在最差生产性服务业相对多样化水平。环渤海不存在城市最优相对多样化水平可能和其计量模型函数的设定形式不完整有关,其相对多样化指数对经济增长促进作用可能体现在二次项,抑制作用体现在一次项和三次项。

表 2 最优生产性服务业相对多样化

地区	环渤海	长三角	粤闽
变量	lngdp	lngdp	lngdp
lnprdi	-0.102 ** (0.050)	0.203 ** (0.082)	0.118 ** (0.052)
ln ² prdi	0.045 *** (0.017)	-0.060 *** (0.022)	-0.029 ** (0.013)
lninf	0.098 *** (0.035)	-0.037 (0.034)	0.161 *** (0.032)
lnais	-0.019 (0.031)	0.385 *** (0.075)	0.163 *** (0.041)
Weak IV	31.482 (13.43)	94.422 (19.93)	34.066 (13.43)
Hansen J statistic	0.615	0.212	0.363
Endogeneity test	0.040	0.015	0.000
R ²	0.957	0.974	0.961

注:(1)变量系数下方括号内为聚类稳健标准误; R^2 为拟合优度;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义;(2)Weak IV 报告的是 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量,括号内为 Stock-Yogo 检验在 10% 水平的临界值,用于弱工具变量检验;(3)Hansen J statistic 和 Endogeneity test 报告的均为 p 值,分别用于工具变量外生性检验和解释变量内生性检验;(4)限于论文篇幅,未报告常数项和控制变量回归结果;(5)以上注释,下同。

(二)基础设施和产业结构高级化的调节

环渤海城市不存在二次函数假定下的最优相对多样化水平,因而此处采用二次函数研究基础设施和产业结构高级化对大都市带城市最优生产性服务业相对多样化水平的调节影响,不纳入环渤海。表 3 报告了长三角和粤闽大都市带模型(2)、模型(3)的回归结果,假说 2.1 仅在长三角得到实证支持,而假说 2.2 在两大都市带都得到实证支持。

假说 2.1 没有在粤闽得到实证支持,与粤闽城市生产性服务业相对多样化发展与基础设施存量变化协调性不够有关。表 1 数据表明,长三角基础设施与生产性服务业相对多样化指数变异系数分

别为 0.635、0.455;而粤闽基础设施与生产性服务业相对多样化指数变异系数分别为 0.699、0.716。粤闽与长三角相比,其城市基础设施,特别是生产性服务业相对多样化指数具有相对较大变异系数,这易于导致生产性服务业相对多样化发展与基础设施投资的空间分布出现错配,表现为城市基础设施投资相对于生产性服务业相对多样化发展需求过度或不足,不利于发挥其对生产性服务业相对多样化发展绩效的积极调节作用。长三角和粤闽城市产业结构变异系数分别为 0.277、0.324,两者产业结构高级化正向调节生产性服务业相对多样化发展绩效的回归结果表明,两大都市带城市产业结构高级化和生产性服务业相对多样化发展具有较好的协调性,产业结构高级化通过促进高端制造业和高端生产性服务业发展的双向赋能,提升生产性服务业相对多样化的资源配置效率,促进了城市经济增长。

表 3 基础设施和产业结构高级化的调节

地区	长三角	粤闽	长三角	粤闽
变量	lngdp	lngdp	lngdp	lngdp
lnprdi	0.220 *** (0.078)	0.112 ** (0.051)	0.149 * (0.087)	0.146 ** (0.057)
ln ² prdi	-0.068 *** (0.021)	-0.027 ** (0.013)	-0.041 * (0.024)	-0.040 ** (0.016)
lninf	-0.026 (0.035)	0.168 *** (0.032)	-0.048 (0.034)	0.161 *** (0.032)
lnais	0.360 *** (0.071)	0.160 *** (0.042)	0.395 *** (0.072)	0.164 *** (0.044)
lnprdi × lninf	0.071 *** (0.027)	-0.014 (0.021)	—	—
lnprdi × lnais	—	—	0.104 ** (0.049)	0.153 * (0.090)
Weak IV	90.691 (19.93)	22.947 (6.61)	40.783 (13.43)	10.005 (6.61)
Hansen J statistic	0.196	0.208	0.655	0.165
Endogeneity test	0.012	0.001	0.014	0.001
R ²	0.975	0.961	0.974	0.962

四、进一步讨论

(一)环渤海城市最优生产性服务业相对多样化

前文提出,环渤海城市不存在最优生产性服务业相对多样化水平的原因可能在于,其生产性服务业相对多样化发展对经济增长的非线性影响并非以二次函数而是以三次函数体现。此处通过

在前文模型中引入生产性服务业相对多样化指数的三次项,构建模型(4)、模型(5)、模型(6),对上述判断进行验证。

$$\begin{aligned} \ln gdp_{it} = & c_4 + \theta_1 \ln^3 prdi_{it} + \theta_2 \ln^2 prdi_{it} + \\ & \theta_3 \ln prdi_{it} + \theta_4 \ln inf_{it} + \theta_5 \ln ais_{it} + W_{jt} \theta_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(4)

$$\begin{aligned} \ln gdp_{it} = & c_5 + \omega_1 \ln^3 prdi_{it} + \omega_2 \ln^2 prdi_{it} + \\ & \omega_3 \ln prdi_{it} + \omega_4 \ln inf_{it} + \omega_5 \ln ais_{it} + \omega_6 \ln prdi_{it} \times \\ & \ln inf_{it} + W_{jt} \omega_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(5)

$$\begin{aligned} \ln gdp_{it} = & c_6 + \varphi_1 \ln^3 prdi_{it} + \varphi_2 \ln^2 prdi_{it} + \\ & \varphi_3 \ln prdi_{it} + \varphi_4 \ln inf_{it} + \varphi_5 \ln ais_{it} + \varphi_6 \ln prdi_{it} \times \\ & \ln ais_{it} + W_{jt} \varphi_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(6)

表4报告了环渤海模型(4)、模型(5)、模型(6)的回归结果。结果表明,生产性服务业相对多样化指数一次项、三次项系数显著为负,二次项系数显著为正,这验证了有关环渤海城市生产性服务业相对多样化指数一次项和三次项抑制经济增长的分析。假说1在环渤海大都市带进一步的实证研究中得到了部分支持,其城市生产性服务业相对多样化发展对经济增长的影响呈倒S型,即∩型:在对经济增长产生倒U型影响、具有最优生产性服务业相对多样化水平之前是正U型影响,具有最差生产性服务业相对多样化水平。

调节效应方面,环渤海城市基础设施和产业结构高级化并没有发挥正向调节生产性服务业相对多样化水平促进经济增长的作用,其城市生产性服务业相对多样化指数一次项增长抑制城市经济增长,这是限制城市基础设施和产业结构高级化发挥正向调节作用的因素。环渤海城市基础设施、产业结构的变异系数为0.811、0.584,均为三大都市带之最。这易于导致其城市基础设施投资和产业结构与生产性服务业相对多样化发展协调性不好,从而使基础设施存量或产业结构高级化水平相对于城市生产性服务业相对多样化发展需

求,呈现为过度或不足。这一结果表明:发挥基础设施和产业结构对城市生产性服务业相对多样化发展的调节作用,需要使两者存量水平与城市生产性服务业相对多样化发展需求保持较好协调性。

表4 环渤海城市最优生产性服务业相对多样化

地区	环渤海		
变量	lngdp		
lnprdi	-0.508 *** (0.161)	-0.517 *** (0.158)	-0.518 *** (0.165)
ln ² prdi	0.353 *** (0.117)	0.360 *** (0.116)	0.360 *** (0.121)
ln ³ prdi	-0.071 *** (0.026)	-0.073 *** (0.026)	-0.072 *** (0.027)
lninf	0.090 *** (0.034)	0.092 *** (0.032)	0.092 *** (0.032)
lnais	-0.021 (0.030)	-0.021 (0.029)	-0.021 (0.029)
lnprdi × lninf	—	0.005 (0.019)	—
lnprdi × lnais	—	—	0.007 (0.046)
Weak IV	31.691 (13.43)	23.157 (6.61)	23.120 (6.61)
Hansen J statistic	0.798	0.964	0.962
Endogeneity test	0.042	0.028	0.073
R ²	0.957	0.958	0.958

(二)最优生产性服务业相对多样化水平的测算与比较

为更直观理解三大都市带各城市生产性服务业相对多样化发展对经济增长影响的差异,本文根据表2~表4相关回归系数,以及三大都市带城市基础设施存量和产业结构高级化水平均值和2016年最大、最小值,测算出各城市最优生产性服务业相对多样化水平,结果如表5所示^⑤。表5表明,基础设施存量和产业结构高级化均值水平上,三大都市带城市最优生产性服务业相对多样化水平最高的是环渤海,其次是粤闽,长三角最低^⑥。均值水平上环渤海城市最优生产性服务业相对多样化水平最高,与其最差生产性服务业相对多样化水平右侧的城市相对较少,且右侧城市相较于

⑤ 环渤海城市基础设施存量和产业结构高级化,以及粤闽城市基础设施存量对生产性服务业相对多样化对城市经济增长的影响缺乏调节作用,因而在测算其最优生产性服务业相对多样化水平时,本文采用不含调节项模型回归结果的系数进行计算。

⑥ 由于置信区间的存在,不同样本观测值解释变量的回归系数通常被认为难直接比较。然而本文将观测值视为有限总体,根据Abadie等^[34]的研究,有限总体观测值解释变量回归系数实际标准误为0,回归标准误可用于状态因果关系统计推断,因而其回归系数是确定值,可以根据回归系数直接计算三大都市带最优生产性服务业相对多样化水平,并比较高低。

长三角和粤闽,在要素禀赋方面具有相对较好的生产性服务业方面的竞争优势有关。要素禀赋带来的市场规模优势,使这些右侧城市相较于长三角和粤闽能够容纳更高的产业相对多样化水平带来的竞争效应。长三角和粤闽均是中国经济发展最具活力的区域,虽然均值水平上粤闽城市最优生产性服务业相对多样化水平超出长三角并不多,但这一差距同样反映粤闽城市生产性服务业在服务全球市场上具有相对强的竞争力,如 2016 年,广东服务出口总额达 3 847.3 亿元,位居全国省(区)、直辖市首位^⑦。

表 5 结果还表明,由于基础设施存量对环渤海和粤闽城市生产性服务业相对多样化缺乏调节作用,因而两者基础设施均值水平上最优生产性服务业相对多样化水平,即为大都市带内部城市不考虑其他因素调节影响的所有城市所有年份的最优生产性服务业相对多样化水平。长三角基础设施正向调节城市生产性服务业相对多样化发展绩效,其城市基础设施存量水平提高能显著提升最优生产性服务业相对多样化水平。与长三角和粤闽城市产业结构高级化正向调节生产性服务业相对多样化发展绩效、环渤海缺乏调节影响相对应,长三角和粤闽城市产业结构高级化能显著提升其最优生产性服务业相对多样化水平,环渤海缺乏类似影响。

表 5 最优生产性服务业相对多样化水平测算

地区	环渤海		长三角		粤闽
变量	$prdi^{worst}$	$prdi^{optimal}$	$prdi^{optimal}$	$prdi^{optimal}$	
$\bar{inf}$	2.865	9.799	5.045		7.850
$\bar{inf}_{16max}$	2.865	9.799	13.167		7.850
$\bar{inf}_{16min}$	2.865	9.799	4.180		7.850
$\bar{ais}$	2.865	9.799	6.096		6.191
$\bar{ais}_{16max}$	2.865	9.799	21.559		45.818
$\bar{ais}_{16min}$	2.865	9.799	5.732		3.664

注:变量上方加“—”表示对变量 2007—2016 年数据取均值,下标 16max、16min 表示变量 2016 年最大、最小值, $prdi^{optimal}$ 、 $prdi^{worst}$ 表示生产性服务业相对多样化最优水平和最差水平。

(三)生产性服务业相对多样化水平的非线性分布

城市生产性服务业相对多样化对经济增长的

影响,在环渤海为倒 S 型,在长三角和粤闽为倒 U 型,这一非线性分布差异,由各大都市带城市生产性服务业相对多样化指数的空间分布差异决定。根据本文测算的三大都市带各城市各年度生产性服务业相对多样化实际值分布数据,环渤海城市实际值低于最差值、高于最优值的观测值分别为 186 个和 5 个,处于最差值和最优值之间的数量为 249 个。这表明,环渤海城市生产性服务业相对多样化指数有 42.27% 的观测值位于最差值左侧,有 1.14% 的观测值位于最优值右侧,均位于最差至最优的区间之外。长三角和粤闽存在基础设施和产业结构高级化对城市最优生产性服务业相对多样化水平的不同调节影响,这使两地在分别考虑上述两变量特定值影响时,均具有两条不同的城市生产性服务业对经济增长影响的倒 U 型曲线。根据本文测算的三大都市带城市生产性服务业相对多样化水平实际值和最差、最优值数据,如表 6 所示,2016 年环渤海仍有唐山、鞍山、枣庄等 23 个城市位于最差生产性服务业相对多样化指数左侧。长三角和粤闽在基础设施和产业结构高级化共同调节影响下,分别有 22 个和 28 个城市位于最优值左侧;另各自有苏州和南通 2 个城市,以及佛山 1 个城市位于最优值右侧^⑧。表 6 数据再次表明,与环渤海城市较高比例位于生产性服务业相对多样化水平最差值左侧相比,长三角与粤闽绝大多数城市位于最优值左侧,其生产性服务业相对多样化发展总体具有较高资源配置效率。

表 6 2016 年三大都市带城市生产性服务业相对多样化水平实际观测值分布

地区	观测数	$prdi^{act} < prdi^{worst}$	$prdi^{worst} < prdi^{act} < prdi^{optimal}$	$prdi^{act} > prdi^{optimal}$
环渤海	44	23	21	0
地区	观测数	$prdi^{act} < prdi^{optimal}$		$prdi^{act} > prdi^{optimal}$
长三角	25	22		2
粤闽	30	28		1

注: $prdi^{act}$ 、 $prdi^{optimal}$ 和 $prdi^{worst}$ 分别表示观测值中大都市带城市生产性服务业相对多样化发展的实际水平、最优水平和最差水平。

⑦ 数据来源:笔者根据《中国商务年鉴 2017》整理所得,不含港澳台地区。
⑧ 长三角和粤闽因各有 1 个城市处于两条倒 U 型曲线最优值之间,而不能直接判断其是处于最优值的左侧还是右侧。进一步判断,需要整体考虑两种调节影响,这不是本文关注的重点,因此不另行研究。

五、结论与启示

本文以中国环渤海、长三角、粤闽三大都市带为例,通过理论与实证分析,在城市空间尺度上探究生产性服务业相对多样化发展对经济增长的影响机制,以及基础设施和产业结构高级化对这一机制的调节影响。研究发现:①城市存在有利于经济增长的最优生产性服务业相对多样化水平,城市遵循动态比较优势的适度的生产性服务业相对多样化发展能促进经济增长;②要发挥基础设施和产业结构正向调节城市生产性服务业相对多样化发展绩效的作用,提高城市最优生产性服务业相对多样化水平,需要使基础设施资本存量和产业结构高级化水平,与城市生产性服务业相对多样化发展保持较好协同性。

本文弥补了已有文献对区域间生产性服务业趋同发展是否有益经济增长这一问题关注的不足,丰富了城市生产性服务业相对多样化发展的研究文献,研究结论可为中国统一大市场建设背景下优化大都市带城市生产性服务业发展空间布局、提升其发展绩效的政策实践提供以下启示。

(1)政府应遵循按城市动态比较优势发展经济的理念,适度推动生产性服务业相对多样化发展。城市走生产性服务业相对多样化发展道路,既不能将其视为服务业发展的重复建设或恶性竞争而一味防范,也不能无视资源禀赋约束过度发展。城市生产性服务业相对多样化发展,是城市遵循经济发展动态比较优势,工业化和价值链分工演进的必然。推动城市生产性服务业在相对多样化发展的最优水平限度内合理发展,有利于通过引入新的生产性服务业为当地工业化和价值链分工赋能,发挥生产性服务业相对多样化外部性,优化资源配置效率。不同发展阶段城市应按照各自动态比较优势引入新的生产性服务业为当地工业化和价值链分工赋能:处于工业化中期的城市应注重引入和发展与资本密集型重化工业密切相关的金融、租赁和商务服务业,而处于工业化后期的城市则应更加聚焦研发设计、技术服务等高端

生产性服务业的创新与发展。

(2)政府应重视通过政策引导,保持基础设施、产业结构高级化水平与生产性服务业相对多样化发展需求的良好协同性,以强化城市生产性服务业相对多样化发展对城市经济增长的促进作用。政策引导要因地制宜地制定基础设施投资政策,既要避免因基础设施投资不足约束生产性服务业相对多样化发展对相应城市经济增长的促进作用,又要避免因投资过度造成相应城市资源浪费和资源配置效率降低。在产业结构高级化方面,政府要重视通过政策引导,推动产业结构高级化与城市工业化和价值链分工演进相适应,不能脱离工业化和价值链分工需求,片面强调产业结构高级化程度提高或一味固守传统产业,缺乏对城市新质制造业和新质生产性服务业发展的推进。

参考文献:

- [1] HILL P. On goods and services[J]. Review of income and wealth, 1977, 23: 315-338.
- [2] FRANCOIS J, HOEKMAN B. Services trade and policy[J]. Journal of economic literature, 2010, 48(3): 642-692.
- [3] MELVIN J R. Trade in producer services: a heckscher-ohlin approach[J]. Journal of political economy, 1989, 97(5): 1180-1196.
- [4] 程大中. 中国服务贸易显性比较优势与“入世”承诺减让的实证研究[J]. 管理世界, 2003(7): 29-37.
- [5] BARATTIERI A. Comparative advantage, service trade, and global imbalances[J]. Journal of international economics, 2014, 92(1): 1-13.
- [6] 江小涓. 服务全球化的发展趋势和理论分析[J]. 经济研究, 2008(2): 4-18.
- [7] BREINLICH H, CRISCUOLO C. International trade in services: a portrait of importers and exporters[J]. Journal of international economics, 2011, 84(2): 188-206.
- [8] MARKUSEN J R. Trade in producer services and in other specialized intermediate inputs[J]. American economic review, 1989: 85-95.
- [9] FERNANDES A M, PAUNOV C. Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: evidence for chile

- [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 305-321.
- [10] 韩峰, 阳立高. 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[J]. *管理世界*, 2020, 36(2): 72-94, 219.
- [11] 喻胜华, 李丹, 祝树金. 生产性服务业集聚促进制造业价值链攀升了吗: 基于 277 个城市微观企业的经验研究[J]. *国际贸易问题*, 2020(5): 57-71.
- [12] 顾乃华. 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[J]. *中国工业经济*, 2010(5): 48-58.
- [13] 姚星, 杨锦地, 袁东. 对外开放门槛、生产性服务业与制造业生产效率: 基于省际面板数据的实证分析[J]. *经济学动态*, 2012(5): 24-28.
- [14] GOTTSMANN J. Megalopolis or the urbanization of the northeastern seaboard [J]. *Economic geography*, 1957, 33(3): 189-200.
- [15] GOTTSMANN J. Megalopolitan systems around the world [J]. *Ekistics*, 1976, 41(243): 109-113.
- [16] BARRO R J. Government spending in a simple model of endogenous growth [J]. *Journal of political economy*, 1990, 98(S5): 103-125.
- [17] 张勋, 王旭, 万广华, 孙芳城. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架[J]. *经济研究*, 2018, 53(1): 50-64.
- [18] 胡晨光, 孙久文, 王婷婷. 大都市带基础设施、城市规模与城市经济增长: 一个中介效应与调节效应的综合分析框架[J]. *中国软科学*, 2020(10): 85-95.
- [19] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [20] 顾雪松, 韩立岩, 周伊敏. 产业结构差异与对外直接投资的出口效应: “中国—东道国”视角的理论 with 实证[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 102-115.
- [21] 叶祥松, 殷红. 产业结构变迁、产业互动与全要素生产率增长: 基于动态结构的视角[J]. *经济学动态*, 2023(6): 44-62.
- [22] 黄群慧. 改革开放 40 年中国的产业发展与工业化进程[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 5-23.
- [23] 胡晨光, 厉英珍, 张迪, 等. FDI 的基础设施偏好与城市经济增长: 来自中国东部沿海 3 大都市带的证据[J]. *中国软科学*, 2023(7): 89-101.
- [24] 高翔, 龙小宁, 杨广亮. 交通基础设施与服务业发展: 来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J]. *管理世界*, 2015(8): 81-96.
- [25] 孙早, 徐远华. 信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗: 基于 2002—2013 年高技术 17 个细分行业面板数据的经验分析[J]. *南开经济研究*, 2018(2): 72-92.
- [26] 孙伟增, 郭冬梅. 信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响: 需求规模、结构变化及影响路径[J]. *中国工业经济*, 2021(11): 78-96.
- [27] 李平, 王春晖, 于国才. 基础设施与经济发展的文献综述[J]. *世界经济*, 2011, 34(5): 93-116.
- [28] DURANTON G, PUGA D. Diversity and specialisation in cities: why, where and when does it matter? [J]. *Urban studies*, 2000, 37(3): 533-555.
- [29] UNIDO. World industry since 1960: progress and prospects [M]. New York: United Nations, 1979: 69-76.
- [30] KANG L, LIU Y. Characteristics of industrial structure evolution and isomorphism in central asia [J]. *Journal of geographical sciences*, 2020, 30(11): 1781-1801.
- [31] KE S, HE M, YUAN C. Synergy and co-agglomeration of producer services and manufacturing: a panel data analysis of chinese cities [J]. *Regional studies*, 2014, 48(11): 1829-1841.
- [32] WOOLDRIDGE J M. Introductory econometrics: a modern approach [M]. Cincinnati: South-Western College, 2000: 473-474.
- [33] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究: 基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. *经济研究*, 2018, 53(12): 51-67.
- [34] ABADIE A, ATHEY S, IMBENS G W, et al. Finite population causal standard errors [R]. NBER Working Papers No. 20325, 2014.

(本文责编: 润 泽)