

“数字经济”时代城市的未来

——互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响研究

吴思栩 李杰伟*

摘要: 本文利用中国“八纵八横”光缆干线网构造了互联网的工具变量以识别互联网对城市生产性服务业集聚的影响。研究发现：(1) 由于大城市知识密集度更高，互联网促进了生产性服务业向大城市集聚；(2) 互联网能加强本地及更大范围内制造业扩张对大城市生产性服务业的集聚作用，进而推动生产性服务业向大城市集聚。对于人口超过 400 万的城市，互联网能加强半径 300 公里范围内制造业对其生产性服务业的集聚作用，小城市即使 150 公里也不显著。

关键词: 互联网；生产性服务业集聚；辐射范围

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.02.06

一、引言

伴随着全球范围内新一轮科技革命和产业变革的深入发展，以互联网为代表的信息技术正推动着中国制造和服务体系的重构与升级，生产性服务业不断从制造业内部剥离并向大城市集中，在城市就业中占据越来越重要的地位，也潜移默化地引导着中国城市体系的演变。截至 2018 年，中国生产性服务业增加值近五年的平均增长率高达 14.3%^①，城市生产性服务业的就业规模也以近 7.7% 的增长率快速扩张^②。由于生产性服务业集聚的正外部性不仅体现在本地，还会通过空间溢出效应影响周边地区制造业的效率（宣烨，2012），其空间分布决定着更大范围内的区域经济发展格局。因此，生产性服务业的集聚与发展，对城市和区域经济的未来有重要影响。

目前，生产性服务业在全球范围内日趋向大城市集中（Mack, 2014）。在中国，生产性服务业同样更多地分布在城市群的中心城市，其在北京市和上海市总就业中的占比分别为 44.3% 和 26.7%；不仅存量，生产性服务业在大城市的新增就业岗位中也贡献了相当高的比例，以上海为例，2019 年新增企业提供的就业岗位中生产性服务业的占比超

* 吴思栩，南京师范大学商学院；李杰伟，上海海事大学经济管理学院。通信作者及地址：李杰伟，上海市浦东新区海港大道 1550 号上海海事大学经济管理学院 125 西，201306；电话：18702165579；E-mail: ljwauten@163.com。作者感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目（21JYC790060）和上海市哲学社会科学规划一般课题（2018BJB008）的资助。感谢两位匿名审稿专家给出的宝贵意见，文责自负。

① 数据来源：历年《中国统计年鉴》。

② 数据来源：为了更全面地反映生产性服务业的就业规模，本文利用各城市发布的统计年鉴数据计算了 2018 年生产性服务业的全社会从业人数，包括城镇单位、私营及个体从业人数。

过60%。^①然而,互联网技术的广泛应用对这一分布格局带来了相反的两重冲击:一方面,通过降低交流成本和远程交付产品的成本产生了使生产性服务业向小城市分散的力量;另一方面,通过降低由地理距离以及与制造业之间的市场协调等带来的高昂交易成本(江小涓,2011;宣烨,2013),并提高大城市生产性服务业的效率,为生产性服务业脱离制造业所在地并向具有生产优势的大城市集聚创造了条件(Kolko,1999a;陈建军等,2009)。随着“网络强国”和“数字中国”不断推进,互联网会如何影响中国生产性服务业的空间分布?是促进生产性服务业继续向大城市集聚还是向小城市分散?对这些问题的回答,对于判断“服务经济”与“数字经济”并行时代中国城市的发展格局具有重要意义。

现有研究仅在探寻生产性服务业集聚的众多影响因素中提及互联网的影响(Keeble and Nachum,2002;陈建军等,2009;盛龙和陆根尧,2013),而少有关于互联网影响城市生产性服务业集聚的直接研究。一个潜在的原因是,学术界至今仍无法很好地解决两者之间的内生性问题,因此鲜有直接的经验证据能为其影响和机制提供支撑。本文试图从“七五”到“九五”期间国家统一部署、相对外生的“八纵八横”光缆通信干线网络中寻找中国互联网的工具变量,识别互联网对城市生产性服务业集聚的影响。同时,基于与制造业互动是生产性服务业重要集聚动因这一事实^②,本文检验了互联网是否加强了本地以及更大范围内制造业市场对大城市生产性服务业的集聚作用,从而进一步促进生产性服务业向大城市集聚,并以构建缓冲区的形式确定了互联网加强作用的空间边界。本文利用2003—2016年中国289个城市的数据进行研究发现:第一,在人口规模越大的城市,互联网对生产性服务业的集聚作用越强,这是因为大城市经济活动中的知识密集度更高,线上线下交流的“互补效应”更强;第二,互联网加强了本地和周边地区制造业扩张对中心城市生产性服务业集聚的促进作用,但互联网的加强作用主要存在于大城市。对人口规模大于400万的城市,互联网能加强其周边300公里范围内制造业对中心城市生产性服务业集聚的促进作用,而小城市即使150公里也不显著。以上结论表明,互联网的持续渗透会推动中国生产性服务业向大城市集聚。互联网时代,中国的大城市会更加强大。

本文后续部分安排如下:第二部分,在文献综述与理论分析的基础上提出假说;第三部分介绍实证策略和“八纵八横”网络的背景;第四部分分析实证结果;第五部分是结论。

二、文献综述与理论假说

生产性服务业是产出知识,并向生产者而非最终消费者提供知识密集型、专业化中间服务的行业(Greenfield,1966)。作为从制造业内部生产服务环节分离出来的知识密集型行业,为了节省服务供给成本,生产性服务业往往选择集聚在制造业和其他服务业

^① 数据来源于上海脉策数据科技有限公司报告《经营一家员工10人的公司在上海算什么水平?》,原始数据由元素征信有限责任公司提供, https://mp.weixin.qq.com/s/n5_j1Cf3KDTRZu0Wh-HMdw, 访问时间:2024年2月20日。

^② 本文采用2002年、2007年、2012年、2017年的投入产出表计算得到,生产性服务业直接投入第二产业的比例分别为53%、59%、50%、44%,其中投入制造业的比例为35%、39%、35%、26%,说明制造业作为生产性服务业的消费市场对生产性服务业的集聚有举足轻重的影响。

附近 (Ellison et al., 2010; 陈建军和陈菁菁, 2011), 但其高知识溢出和低消费替代弹性的特征, 又决定了生产性服务业更适合分布在区域中心城市以获得知识溢出等规模经济, 而这里往往不利于对土地和廉价劳动力要求较高的制造业企业生存。因此, 生产性服务业的集聚动因可归为两类: (1) 生产优势: 基于新古典经济学的知识溢出与城市熟练劳动力池 (Marshall, 1920), 基于新经济地理学的交通成本优势, 以及分享、匹配、学习的规模报酬递增机制 (Krugman, 1991; Duranton and Puga, 2004); (2) 靠近客户市场的需求: 基于投入产出关联的交易成本最小化 (Venable, 1996; Keeble and Natchum, 2002)。

由于高知识含量和专业化服务产品的供给需要花费较高的交易费用 (江小涓, 2011), 交易成本一直是抑制生产性服务业集聚的重要因素 (宣烨, 2013)。而信息通信技术的发展降低了可贸易服务产品的交易成本, 被认为是重塑生产性服务业空间分布格局的重要力量。在与本文相关的两篇文章中, Mack (2014) 利用美国的企业数据, 描述了宽带提供商的空间分布与生产性服务业企业分布之间的正相关关系; Kolko (1999a) 基于美国商业服务业的研究也表明, 信息技术可以通过提升城市地区生产优势、降低服务产品交易成本推动商业服务业的城市化。而国内尚未有文献系统考察信息技术对城市生产性服务业集聚的影响, 但是可以从探讨生产性服务业集聚影响因素的文献中找到一些理论分析与经验证据 (陈建军等, 2009; 盛龙和陆根尧, 2013)。^①

现有文献为本文提供了良好的理论和实证基础, 但是仍存在以下不足: 首先, 已有研究未能解决互联网与生产性服务业集聚之间的反向因果问题。其次, 对互联网推动生产性服务业向何处集聚缺乏关注, 而这关系着未来中国的城市与区域发展格局。在影响机制上, 已有研究大多从产业间关联的视角出发, 认为互联网为生产性服务业突破需求市场的地理空间约束并实现远程集聚提供了技术支持, 但是既没有为该机制提供过直接的经验证据, 也忽视了互联网对产业间交易成本的降低作用是有限的, 这意味着互联网推动生产性服务业与制造业间的空间分离应该存在边界。最后, 已有研究很少关注除了产品的交易渠道, 互联网还会通过作用于企业生产过程中的互动交流影响生产性服务业的集聚。这些触发了本文后续的理论分析和实证研究。

(一) 互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响及假说

如前文所述, 生产性服务业是提供知识密集型中间服务的行业, 近距离交流所触发的知识溢出以及与需求市场 (制造业和服务业) 间的交流和贸易是其集聚的重要动因。互联网主要通过这两种渠道影响城市生产性服务业的集聚: (1) 影响生产性服务业企业间的面对面交流; (2) 影响生产性服务业与制造业之间的面对面交流与产品交付需求。

城市是方便人们交流和消费的场所, 通过分摊成本等方式减少面对面交流与产品交付所需支付的交通、会面场所等固定成本 (Gaspar and Glaeser, 1998)。而互联网技术通过不断地对知识和信息产品进行编码和传输来逼近真实的面对面沟通, 从而部分替代面对面交流和产品交付 (曾鸣, 2018)。但这种替代作用有限 (Panahi et al., 2013)。为

^① 有关信息与通信技术 (ICT) 对企业空间分布影响的研究较多, 但是对生产性服务业影响的分析较少, 机制也不相同。

此,本文需要将面对面接触中所涉及的知识分为可编码知识和默会知识(tacit knowledge)^①(Johnson et al., 2002)。可编码知识是标准化的,可以借助信息技术传输;而默会知识往往固化于地区的创新环境、人际网络与社会文化中,至今仍需要依靠面对面的形式来传输(Panahi et al., 2013)。

由于生产性服务业主要提供非标准化产品,其交流和产品交付过程往往同时涉及“可编码知识”(如方案、设计图纸)和“默会知识”(如产品开发过程中的战略设计步骤、设计策略和方法)。因此,互联网的发展虽然可以降低通信成本进而影响迁徙决策(万广华和张琰, 2021),但是会产生方向相反的两种影响。一方面,借助互联网技术,一些原本以面对面形式进行的交流可以在线上进行,进而产生“替代效应”。“替代效应”使企业不需要在空间上接近也能获得部分知识溢出,降低了知识密集度较高的大城市的吸引力。另一方面,如果某些交流同时需要“线上交流”和“面对面沟通”,那么当互联网技术降低线上交流的成本时,就会同时引发更多的“线上互动+面对面交流”,进而产生“互补效应”,促使企业集聚。只要沟通过程中,人们预期下一次面对面交流的净收益高于线上交流,“互补效应”都会出现(Gaspar and Glaeser, 1998; Kolko, 1999b)。

随着互联网技术的普及和发展,“替代效应”和“互补效应”均在增强,但是增强程度因城市而异。默会知识不是绝对隐性的,它可以通过不同的默会程度来表征(Panahi et al., 2013)。随着互联网技术的普及,其对知识的编码能力也在提升,足够实现对中、低程度默会知识的替代(Tranos, 2020),这将增强“替代效应”并加速企业分散。但与此同时,仍有大量的默会知识无法被替代(Bai and Massa, 2021)^②。信息化也推动了知识密集型城市的复兴,紧密交流的价值在不断增加(Glaeser, 2011)^③。这会提高“互补效应”并促使企业集聚。而生产性服务业是知识密集度最高、增加最快的行业之一。相较于小城市,大城市分布着更密集的知识产出主体,以及依赖默会知识投入的创新活动,其经济活动中知识密集度的提升势必比小城市更快(Davis and Dingel, 2019),相同的线上交流可能引发更多的面对面交流,“互补效应”的增强促使互联网在大城市产生更强的集聚力量^④。而小城市由于面对面交流的“互补效应”增强相对较慢,“替代效应”更可能超过“互补效应”成为主导力量,使互联网的净效应表现为分散化影响。所以本文提出:

假说1 由于大城市具有更高的知识密集度,互联网能促进生产性服务业由小城市向大城市集聚。

(二) 互联网加强制造业对生产性服务业集聚的效应及假说

第二条影响路径是,互联网通过影响生产性服务业在地理上靠近制造业市场的需

^① 现有文献,如Panahi et al. (2013)、Tranos (2020)等对知识做了更细致的划分,但是框架相同,为了叙述方便,我们只选用大的分类进行描述,更细致的划分并不影响结论。

^② (1) 长期沉浸在信息密集的环境中将产生大量无法被编码传输的默会知识;(2) 随机的个人互动,偶然知识的获得和协作创造力的培养等更加难以在互联网环境中获取(Glaeser, 2020);(3) 获取默会知识的高频沟通需要以信任机制为基础,而信任的建立需要面对面沟通;(4) 默会知识和适宜的编码技术都是高度个性化的(Panahi et al., 2013)。

^③ 先进的信息技术使得世界变得更加信息密集化,因此知识比从前更有价值了,这使得在城市里向他人学习变得更为重要(Gaspar and Glaeser, 1998; Glaeser, 2011)。

^④ 信息技术也为大城市的高技能劳动力提供了更好的学习和娱乐基础设施,并提高了他们与企业匹配的可能性,促使生产性服务业离开制造业向大城市集聚。

求，重塑生产性服务业的空间分布。为了最小化交易成本，以及获取产业间的知识溢出并推进产品革新和研发^① (Kolko, 2007; Ellison et al., 2010)，生产性服务业会在选址上靠近制造业。而互联网技术的革新不仅直接降低了交流成本，还衍生出了以平台经济为代表的新商业模式 (王如玉等, 2018)，通过提升空间上不相邻的供给者和需求者之间的匹配效率，降低远距离交易成本，使得企业不需要依靠地理空间的邻近并由此产生产业间的“替代效应”。

在本地市场，除替代效应外，互联网平台也有助于生产性服务业与本地制造业的沟通交流以推进产品革新并催生新业务关系的建立 (Kolko, 2007; 郭家堂和骆品亮, 2016)。在大城市，如果产业间的“互补效应”超过“替代效应”，就会促进两种产业在本地协同集聚。而小城市的“互补效应”往往较弱，“替代效应”会促使生产性服务业从小城市相对分散分布的制造业市场脱离出来。从更大的空间尺度来看，这些脱离出来的生产性服务业将向知识密集度更高的少数大城市集聚 (假说1)，同时可以依托互联网平台向辐射范围内的制造业市场提供更多服务，形成“虚拟集聚” (王如玉等, 2018)。而辐射范围内制造业的规模扩张又能进一步促进中心城市为它们提供服务的生产性服务业的集聚，形成正向循环。此外，互联网具有网络效应，在人口规模越大的城市对经济增长的促进作用越大 (李杰伟和吴思栩, 2020)，这有助于提升大城市生产性服务业的竞争力并扩大其辐射带动能力。

但是，尽管线上平台中基于可编码知识的交流不受距离限制，线下生产性服务业与制造业间的空间分离却存在边界。那些不能在线上进行的生产交流和产品交付过程仍然受通信技术传输能力和交通成本的制约。其中，通信成本限于技术，交通成本则随距离而增加。受制于面对面交流和交付的需要，互联网对大城市生产性服务业辐射带动能力的加强作用不能无限扩展。因此，即使是线上交流也具有空间邻近的特征 (黄鑫楠等, 2020)。所以本文提出：

假说2 互联网能加强市场范围内制造业对大城市生产性服务业的集聚作用，进而提升大城市生产性服务业的集聚水平，但是互联网的加强作用存在空间边界。

三、实证策略与“八纵八横”光缆干线网介绍

(一) 计量模型构建

第三部分将构建计量模型与工具变量对两个假说进行实证检验。首先，为了检验互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响及其在大、小城市的影响差异，即假说1，本文构建了计量模型 (1)：

$$\begin{aligned} \ln Proser_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln B_{i,t} + \beta_2 \ln B_{i,t} \times \ln L_{i,t} + \beta_3 \ln L_{i,t} + \beta_4 \ln H_{i,t} + \beta_5 \ln pergd p_{i,t} \\ & + \beta_6 \ln road_{i,t} + \beta_7 \ln distance_{i,t} + \beta_8 D_{hsri,t} + \beta_9 \ln mobilephone_{i,t} \\ & + \beta_{10} \ln gov_{i,t} + \beta_{11} D2012_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中， i 为城市， t 为年份。本文的核心被解释变量是 $Proser$ ，表示生产性服务业的集聚指数，为城市生产性服务业年末单位从业人数在全国的占比。 $Proser$ 应采用全社会从

^① 路风教授在著作《光变》中，详细地展示了研发部门与制造业部门之间互动的必要性。

业人数计算,但是由于缺少城市级别的生产性服务业就业人数的数据,本文用年末单位从业人数代替(袁志刚和高虹,2015)。^① 本文的核心解释变量是互联网渗透率,用互联网宽带接入渗透率 B 表示,为常住人口中每百人互联网宽带接入用户数。 L 为城市的常住人口,单位为万人。本文同时控制了可能导致遗漏变量偏误的因素(金煜等,2006;陈建军等,2009;陈国亮和陈建军,2012):(1)考虑新经济地理的三个规模报酬递增因素,分别控制人力资本优势、相对消费者需求、交通运输条件。 H 表示人力资本,为平均受教育年限^②; $pergdp$ 表示相对人均GDP,为城市人均实际GDP与全国均值的比值,代表相对消费者需求; $road$ 表示人均道路面积,为年末人均铺装道路面积,代表城市内交通条件; $distance$ 表示到周边城市平均距离,为市政府所在地之间的距离。(2)考虑其他对城市空间有重大影响的技术和基础设施,分别控制高速铁路以及移动电话带来的影响。 D_{hsr} 表示各城市开通高铁的虚拟变量,如果当年6月30日及之前开通了高铁则取1,否则取0; $mobilephone$ 表示移动电话渗透率,为移动电话用户数与常住人口的比值。(3)考虑经济政策因素,控制政府干预程度,用 gov 表示,为地方政府非公共财政支出占比与全国均值的比值。(4)考虑国民经济行业分类标准在2012年进行了调整,控制2012年后的年份虚拟变量,用 D_{2012} 表示,2012年及之后年份取1,否则取0。下文将以上控制变量统称为 X 。 μ_i 和 η_t 分别为城市固定效应和时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

其次,为了检验互联网能否加强本地及更大范围内制造业规模的扩张对中心城市生产性服务业集聚的促进作用,即假说2,本文构建了计量模型(2):

$$\ln Proser_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln B_{i,t} + \gamma_2 \ln B_{i,t} \times \ln Z_{i,t} + \gamma_3 \ln Z_{i,t} + \theta X_{i,t} + \mu'_i + \eta'_t + \epsilon'_{i,t}, \quad (2)$$

$$Z_{i,t} = Zloc_{i,t}, Zbuf_{i,t}, Zar_{i,t}.$$

本文对生产性服务业“市场范围”的设定依次从所在城市扩大到周边城市以及全国范围内城市。(1)估计互联网对本地“制造业促进生产性服务业集聚”效应的加强作用时, $Z_{i,t}$ 为 $Zloc_{i,t}$,指本地制造业从业人数占全国制造业从业人数的份额,代表本地制造业规模。(2)考虑到生产性服务业的可贸易性,一个城市的生产性服务业能服务于更大范围内的制造业。本文构建了城市缓冲区内制造业规模的变量 $Zbuf_{i,t}$,表示以该城市为圆心,一定半径范围内所有城市的制造业就业总人数。^③ (3)假设市场范围可以扩展到全国, $Zar_{i,t}$ 表示全国范围内的市场潜能,以第二产业的产值计算所得(席强敏等,2016)。^④ μ'_i 和 η'_t 分别为城市固定效应和时间固定效应, $\epsilon'_{i,t}$ 为随机误差项。其余变量均与模型(1)相同。

① 当生产性服务业的年末单位从业人数/全社会从业人数的占比相对固定时,本文即使采用年末单位从业人数,也不会对估计结果产生较大影响。本文采用2004年、2008年两次中国经济普查的微观数据,计算了样本城市生产性服务业的全社会从业人数,并与《中国城市统计年鉴》中的年末单位人数进行比较,发现占比非常稳定(见附录D)。篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 平均受教育年限的估算方法见附录II。

③ 具体统计方法为,首先,采用ArcGIS软件以*i*城市的市中心为圆心分别划定150公里、300公里、400公里、500公里与600公里半径的圆形缓冲区。其次,提取出*i*城市缓冲区内的所有城市。鉴于城市形状是不规则的,本文采取的提取标准是,只要该城市的市中心点(市政府所在地)坐标位于*i*城市的缓冲区内,则认为该城市是*i*城市缓冲区内城市。最后,将缓冲区内所有城市的制造业人数加总即为*i*城市缓冲区内制造业就业总人数。

④ 市场潜能的构造方法见附录III。

(二) 构造中国城市互联网渗透率的工具变量：基于“八纵八横”网络

由于互联网宽带的普及程度和生产性服务业集聚之间存在内生性，导致 OLS 估计的结果有偏且不一致。为了缓解由此带来的估计偏误，本文构建了工具变量。

工具变量的构建基于原中华人民共和国邮电部于 1998 年铺设完成的“八纵八横”光缆通信干线网。^① 该网络由国家、地方政府和军队共同参与工程建设，覆盖包括所有直辖市和省会城市在内的约 70% 的地级市，初步构成了中国信息网络的基本框架，后续只需要进行扩容改造而不用新增路由。因此，中国的宽带网络很大程度上是在该干线网络基础上发展起来的。1985 年 11 月，原中华人民共和国邮电部根据国务院、原国家计划委员会的批复，开启了“八纵八横”光缆干线网络蓝图中第一条干线的建设，全网的后续建设主要分为两个阶段：第一阶段，应急建设。1991—1995 年间共铺设省际干线 22 条，3.7 万公里干线光缆工程，除拉萨之外的省会城市全部纳入干线光缆网，形成两条纵向干线和四条横向干线。第二阶段，合理组网。1996—2000 年间对干线网络进行纵向补齐和横向补齐，并对已建光缆干线进行扩容改造。至 2000 年年底，全国建成光缆线路总长度达 125 万公里，其中长途干线光缆（包括专用网）39 万公里，最终形成“八纵八横”格局。“八纵八横”网络的最终整体结构是高度外生的，因此以此网络为起点预测的城市互联网宽带渗透率也相对外生。

由于后续省内城市光缆支线均从省际光缆干线接出，城市离干线越远，宽带网络铺设成本越高，互联网的扩散速度也会越慢。与此同时，一项新技术的扩散往往遵从 logistic 曲线的形式，随着时间的推移，呈现先慢、后快再减慢的扩散趋势（Geroski, 2000），互联网技术也不例外（Czernich et al., 2011；李杰伟和吴思栩，2020）。具体函数形式如下：

$$B_{it} = \frac{\gamma_i}{1 + \exp\{-\beta_1'(t - \beta_2')\}} + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

其中， B_{it} 为 i 城市， t 时期，经由 logistic 函数拟合出的外生互联网渗透率， β_1' 代表扩散速度， β_2' 代表拐点，据作者计算，样本期间内中国城市的渗透率尚未到达 logistic 曲线的拐点。因此，本文将拐点初步设定为样本最后一期，即 $\beta_2' = 2016$ 。 γ_i 为互联网渗透率的顶值。正如前文所述，我们假设城市到“八纵八横”光缆干线的距离会影响互联网每一时期的扩散速度，即将 logistic 曲线整体拉长或压扁进而影响 γ_i 。^② 因此，结合中国具体情况，中国城市互联网扩散的 logistic 函数形式可以改写为：

$$B_{it} = \frac{\beta_0 D_i}{1 + \exp\{-\beta_1'(t - 2016)\}} + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中， D_i 为根据到干线距离计算的指标， $D_i = 1/(\ln(\text{距离} + 2))$ ，指数越大表示距干线越近，互联网的扩散越快。考虑到光缆干线网络铺设过程中无法避免经济或人口等因素的影响，导致干线向经济发达地区扭曲靠近。因此，为了进一步剔除内生性影响，本文采用的距离并非到真实干线的距离，而是将“八纵八横”光缆干线的起点和终点直

① “八纵八横”光缆通信干线网络示意图见附录 IV。

② 这样做的好处是不同城市之间渗透率的顶点和扩散速度均不相同，可以增加方差，不足之处是人为设定了与干线距离不同的城市渗透率顶点不相同。由于网络外生，这样设定并不会影响工具变量的外生性。

接相连,形成一个新的几何干线网络(以下简称“OD干线网络”),再利用 ArcGIS 软件提取每个城市到这 16 条笔直干线的最短垂直距离。至此,基于中国“八纵八横”光缆通信干线网络以及 logistic 函数构造的工具变量,不仅可以满足相关性假定,也可以增加外生性来源:(1) logistic 函数设定形式外生,并且指标中仅“到 OD 干线网络的距离”是人为选取的变量。(2) 到 OD 干线网络的距离也相对外生。首先,“八纵八横”光缆干线网络是由国家主导建设并用于连接中国各大地区的重大基础设施,因此包括所有直辖市和省会城市在内的 64 个城市都成为网络的节点。从附录图 IV1 中可以看到网络的密度与城市人口并不相关,甚至中部的网络密度高于东部。本文将样本初期 2003 年的城市人口规模对距离进行回归,发现两者之间不存在显著的相关性,表明这张网是高度外生于经济与人口的。其次,本文将光缆干线做拉直处理也剔除了与人口、经济发展相关的内生性影响。最后,“八纵八横”干线网络的建设资金部分来源于国际组织以帮助“发展中国家经济建设”为由向中国提供的优惠贷款,与城市自身发展水平不直接相关。因此,后文将采用经由式(4)拟合出来的外生渗透率,后文称“拟合渗透率”,替代实际渗透率进入回归,以识别互联网对城市生产性服务业集聚的影响。

(三) 数据说明及描述性统计

本文采用的面板数据涵盖 2003—2016 年中国 289 个地级市相关经济和互联网发展水平。^① 其中,城市创新能力指数来源于寇宗来和刘学悦(2017)的《中国城市和产业创新能力报告 2017》。高速公路密度则是基于从高德地图提取的 2016 年高速公路矢量底图,利用 ArcGIS 软件提取每段国道、省道、环线、立交等高速公路并回溯它们开通的时间,然后加总各城市每年的高速公路里程并除以城市面积得到。城市常住人口数据采用各地年平均人口,主要来源为:(1)各地历年《国民经济和社会发展统计公报》,年平均人口由前后两年年末人口平均得到;(2)《中国城市统计年鉴》,由 GDP 比人均 GDP 得到。两种数据来源相互匹配印证,同时参考历次人口普查数据和各省市官方渠道发布的常住人口数据,形成本文的常住人口数据。^② 其余指标计算过程中所涉及的原始数据均来自《中国城市统计年鉴》。

关于生产性服务业的划分标准,本文采用中国国家统计局制定的《生产性服务业统计分类(2019)》,该分类的范围包括为生产活动提供的研发设计与其他技术服务。在历年《中国城市统计年鉴》所统计的分行业就业数据中,生产性服务业分别包含在交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,租赁和商业服务业,科学研究和技术服务业,以及批发和零售业这六个门类中。但是,虽然批发业属于生产性服务业,零售业却计入生活性服务业,所以本文在计算生产性服务业的就业人数时,不计入批发和零售业。主要变量统计描述如表 1 所示。

^① 由于生产性服务业往往集聚在市中心,所以用市辖区的数据进行分析更为准确,但是 2013 年之后《中国城市统计年鉴》就不再公布市辖区的互联网用户数,而这段时间恰好是互联网发展最迅速的时候,加上其他控制变量也缺乏市辖区数据,本文实证部分就专注于分析城市市域尺度上互联网与生产性服务业的关系,理论部分的逻辑则是相同的。

^② 该数据由上海交通大学“城市酷想家”团队 6 位成员历时 5 个月整理完成。2003 年的数据接近户籍人口,2013 年的数据存在较多异常值,因此本文也去掉 2003 年和 2013 年的数据做过稳健性检验,结果几乎没有变化(详细结果见附录 V)。

表 1 主要变量统计描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
生产性服务业集聚指数	4 012	0.35	0.88	0.01	13.89
渗透率 (%)	4 016	10.23	8.73	0.04	79.59
本地制造业就业/全国制造业就业 (%)	4 012	0.34	0.54	0.001	5.19
150 公里范围内制造业从业人数 (万人)	4 040	90.98	130.45	0.20	918.81
300 公里范围内制造业从业人数 (万人)	4 040	259.92	227.25	0.36	1 151.17
400 公里范围内制造业从业人数 (万人)	4 040	408.87	306.15	0.36	1 420.13
500 公里范围内制造业从业人数 (万人)	4 040	590.07	409.07	0.36	2 026.81
600 公里范围内制造业从业人数 (万人)	4 040	804.06	523.85	0.36	2 472.57
市场潜能	4 007	14.56	0.63	9	16.123
人口规模 (万人)	3 989	429.62	309.77	5.92	3 358.01
人力资本 (年)	4 011	8.85	0.85	6.78	13.00
相对人均实际 GDP	3 619	1.00	0.06	0.43	1.45
城市创新能力指数	4 046	6.86	38.48	0.001	1 061.37
人均道路面积 (平方米/人)	3 700	10.21	10.17	0.02	442.95
到周围城市平均距离 (公里)	4 046	127.96	63.15	44.99	639.72
移动电话渗透率 (%)	3 996	66.19	42.51	1.45	530.48
政府干预程度	4 010	1.00	0.72	0.08	17.99
距离指数	4 046	0.360	0.322	0.161	1.44
高速公路密度 (米/平方公里)	3 966	36.56	42.69	0	389.74

注：资料来源于历年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》，及作者自己的计算。

四、实证结果分析

(一) 基本估计结果：互联网对城市生产性服务业集聚的影响

本文首先基于计量模型 (1) 估计了互联网对生产性服务业集聚的影响及其在大、小城市的差异，以检验假说 1。

表 2 结果显示，平均而言，互联网不能显著促进城市生产性服务业集聚，但在人口规模越大的城市，互联网对生产性服务业的集聚作用越强。在常住人口规模超过 412 万的城市^①，互联网对生产性服务业集聚的影响由负转为正 (见表 2 第 (1)、(2) 列)。这意味着互联网渗透率的增加在提升大城市生产性服务业在全国的占比时，降低了小城市生产性服务业在全国的占比，证明互联网推动了全国生产性服务业由小城市向大城市集聚，即支持了假说 1。如理论部分所述，这可能是由于大城市具有更高的知识密集度，使互联网在大城市产生了更强的集聚力量，同时使生产性服务业流出小城市，在两种效应的叠加下，总体上呈现为不显著的负向影响。对五个细分行业的估计结果也类似 (见表 2 第 (3) — (7) 列)。

^① 在样本范围内的 289 个城市中，2016 年常住人口超过 412 万的城市有 127 个，几乎包含了国家批复的城市群中所有的中心城市。

表2 互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响

变量	生产性服务业		交通运输业	信息业	金融业	商业服务业	技术服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
渗透率	-0.016 (0.014)	-0.283*** (0.089)	-0.321** (0.139)	-0.177 (0.120)	-0.155** (0.067)	-0.538** (0.252)	-0.148 (0.099)
渗透率×人口规模		0.047*** (0.015)	0.054** (0.024)	0.027 (0.020)	0.026** (0.012)	0.087** (0.043)	0.031* (0.017)
人口规模	0.635*** (0.112)	0.627*** (0.114)	0.730*** (0.193)	0.439* (0.230)	0.582*** (0.123)	0.885*** (0.303)	0.409** (0.158)
R ²	0.188	0.203	0.104	0.170	0.181	0.055	0.055
观测值	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386

注：括号内为稳健标准误差，***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量包括人力资本、相对人均实际GDP、人均道路面积、到周围城市平均距离、高铁开通虚拟变量、移动电话渗透率、政府干预程度、2012年虚拟变量。回归均控制了城市固定效应和时间固定效应。常数项未报告。

为了缓解内生性，本文采用工具变量对表2进行了重新估计，结果如表3所示。

表3 互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响：工具变量

Panel A. 2SLS	生产性服务业		交通运输业	信息业	金融业	商业服务业	技术服务业
渗透率	-0.175 (0.128)	-0.537*** (0.191)	-0.472* (0.286)	-0.772*** (0.266)	-0.445*** (0.147)	-0.779* (0.470)	-0.345 (0.257)
渗透率×人口规模		0.067*** (0.023)	0.067** (0.034)	0.0770** (0.0309)	0.056*** (0.017)	0.109* (0.0601)	0.0284 (0.0321)
人口规模	0.651*** (0.112)	0.594*** (0.114)	0.694*** (0.195)	0.403* (0.230)	0.546*** (0.124)	0.850*** (0.305)	0.360** (0.161)
Panel B. 第一阶段回归							
到干线距离 (β_0)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)	65.178*** (1.425)
扩散速度 (β'_1)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)
F 值	3 808.66	3 808.66	3 808.66	3 808.66	3 808.66	3 808.66	3 808.66
R ²	0.487	0.487	0.487	0.487	0.487	0.487	0.487
R ² (2SLS)	0.188	0.202	0.102	0.174	0.188	0.053	0.051
观测值	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386

注：括号内为稳健标准误差，***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量同表2。回归均控制了城市固定效应和时间固定效应。常数项未报告。

表3第一阶段的结果显示,两个系数均显著且 F 值为3 808,不存在弱工具变量问题。为了检验经由logistic曲线拟合得到的渗透率的外生性,本文将生产性服务业集聚指数对“拟合渗透率”进行回归,结果显示拟合渗透率系数显著,但是在控制实际渗透率后,拟合渗透率的系数变得不显著,而实际渗透率的系数依然显著,表明本文工具变量仅通过实际互联网渗透率对城市生产性服务业集聚产生影响,进一步证明了工具变量的外生性。

第二阶段的结果与OLS回归的结果类似,表明互联网渗透率的提升推动了生产性服务业向大城市集聚。为了便于直接比较加入交互项和不加入交互项时的回归系数,本文对表2、表3的交互项回归中的人口规模进行了去均值处理。结果显示,去均值的稳健性检验结果与不去均值的结果差别不大。^①

正如上文所述,本文推测互联网对大城市生产性服务业有更强的集聚作用是因为大城市拥有更密集的默会知识。由于经济更发达、人力资本水平更高、创新能力更强的城市,往往拥有更密集的默会知识,本文选取相对人均实际GDP、人力资本和城市创新能力作为知识密集度的代理变量,记为 M ,检验互联网是否在知识密集度更高的城市更能促进生产性服务业集聚,结果汇报于表4。表中被解释变量均为生产性服务业的集聚程度。由于一阶段结果与表3相同,故后文均不再重复呈现。

表4 互联网对大城市生产性服务业集聚作用更强的机制

变量	OLS			工具变量		
	相对人均 实际GDP	人力资本 水平	城市创新 能力	相对人均 实际GDP	人力资本 水平	城市创新 能力
渗透率	-0.227** (0.104)	-0.416* (0.220)	0.029** (0.014)	-0.836*** (0.243)	-0.659** (0.305)	-0.505*** (0.136)
M	-0.035 (0.106)	-0.618** (0.261)	0.033 (0.025)	-0.102 (0.107)	-0.596** (0.283)	0.047** (0.023)
渗透率 $\times M$	0.023** (0.011)	0.190* (0.104)	0.024*** (0.006)	0.063*** (0.0182)	0.238* (0.126)	0.026*** (0.007)
R^2	0.192	0.191	0.234	0.200	0.192	0.233
观测值	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386	3 386

注:括号内为稳健标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量同表2。回归均控制了城市固定效应和时间固定效应。常数项未报告。

结果显示,在以人均实际GDP、人力资本水平、城市创新能力代表的知识密集度越高的城市,互联网对生产性服务业的集聚作用越强。由于大城市往往具有更高的人力资本水平、城市创新能力,这间接证明了互联网在大城市有更强的集聚作用是因为大城市具有较高的知识密集度,支持了假说1。此外,本文的进一步检验显示互联网促进了城市创新能力的提升,尤其在大城市的促进作用更强。这意味着,在知识密集度较高的大城市生产性服务业内部,以线上形式进行的互动交流可能引致了更多的面对面交流需求。

① 对人口规模进行去均值处理的稳健性检验结果见附录VI。

(二) 互联网对制造业促进生产性服务业集聚的影响

本文在理论分析部分指出,互联网可以通过影响市场范围内制造业对生产性服务业的集聚力量重塑生产性服务业的空间分布。本文依次扩展市场范围,分别从本地制造业、不同距离半径缓冲区内制造业以及全国范围内的市场潜能三个方面来考察互联网对市场范围内“制造业对生产性服务业的集聚力量”的加强作用,以检验假说2,并进一步区分互联网对大、小城市的异质性影响。为了节省篇幅,下文仅展示工具变量的估计结果(表5至表6)。OLS估计结果与工具变量的估计结果基本一致。^①

1. 互联网强化本地制造业发展对生产性服务业的集聚作用

首先,考察互联网能否加强本地制造业发展对生产性服务业的集聚作用,并采用划分子样本的方法分析互联网的加强作用是否仅在大城市显著。具体划分标准按表2计算结果,为400万常住人口规模,结果如表5所示。

表5 互联网强化本地制造业对生产性服务业的集聚作用

2SLS	全样本 (1)	$L > 400$ (2)	$L < 400$ (3)	全样本 (4)	$L > 400$ (5)	$L < 400$ (6)
本地制造业	0.176*** (0.032)	0.146*** (0.031)	0.186*** (0.051)	0.090* (0.046)	0.035 (0.045)	0.125 (0.081)
渗透率				0.076 (0.122)	-0.0003 (0.158)	0.178 (0.186)
本地制造业×渗透率				0.053*** (0.013)	0.075*** (0.019)	0.041 (0.027)
R^2	0.253	0.260	0.266	0.269	0.295	0.272
观测值	3 386	1 586	1 800	3 386	1 586	1 800

注:括号内为稳健标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量同表2。回归均控制了城市固定效应和时间固定效应。常数项未报告。

结果显示,本地制造业发展能显著促进生产性服务业的集聚,并且互联网进一步加强了本地制造业对生产性服务业的集聚作用。本文也采用门槛回归模型进行了更精确的估计,结果同样显示在渗透率的高区间,本地制造业对生产性服务业的集聚作用更强。但是,第(5)、(6)列结果显示互联网的加强作用仅在大城市显著存在,证实互联网对产业间关联的主导效应同样是“互补效应”,只是这种“互补效应”在大城市才存在。

2. 互联网强化缓冲区内制造业对生产性服务业的集聚作用

其次,本文考察了互联网能否加强周边更大范围内制造业的发展对中心城市生产性服务业的集聚作用,并确定互联网加强作用的空间边界。具体结果见表6。

^① OLS估计结果见附录Ⅶ。

表 6 互联网强化缓冲区内制造业对生产性服务业的集聚作用

Panel A. 2SLS 全样本	150 公里	300 公里	400 公里	500 公里	600 公里
渗透率	-0.177 (0.136)	-0.246* (0.139)	-0.176 (0.159)	-0.177 (0.162)	-0.200 (0.169)
缓冲区制造业	0.084** (0.039)	0.078 (0.061)	0.143* (0.078)	0.154** (0.076)	0.126 (0.082)
渗透率×缓冲区制造业	0.034*** (0.010)	0.028** (0.014)	0.014 (0.017)	0.012 (0.017)	0.016 (0.017)
R ²	0.229	0.210	0.209	0.206	0.203
Panel B. 2SLS 常住人口大于 400 万	150 公里	300 公里	400 公里	500 公里	600 公里
渗透率	-0.380** (0.185)	-0.526** (0.218)	-0.416 (0.264)	-0.444 (0.268)	-0.484* (0.271)
缓冲区制造业	0.016 (0.062)	0.013 (0.090)	0.044 (0.108)	0.016 (0.110)	-0.007 (0.112)
渗透率×缓冲区制造业	0.056*** (0.015)	0.066*** (0.022)	0.047 (0.029)	0.051* (0.030)	0.057* (0.030)
R ²	0.253	0.239	0.222	0.218	0.218
Panel C. 2SLS 常住人口小于 400 万	150 公里	300 公里	400 公里	500 公里	600 公里
渗透率	-0.001 (0.187)	-0.041 (0.181)	0.081 (0.204)	0.113 (0.202)	0.079 (0.211)
缓冲区内制造业	0.132** (0.051)	0.121 (0.078)	0.225** (0.103)	0.261*** (0.097)	0.221** (0.109)
渗透率×缓冲区制造业	0.018 (0.013)	0.006 (0.017)	-0.013 (0.022)	-0.019 (0.021)	-0.011 (0.021)
R ²	0.238	0.221	0.226	0.227	0.222

注：括号内为稳健标准误差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。控制变量同表 2。回归均控制了城市固定效应和时间固定效应；全样本的观测值为 3 386，人口大于 400 万的城市样本为 1 586，小于 400 万的城市样本为 1 800。常数项未报告。

结果显示，互联网能加强缓冲区内制造业对中心城市生产性服务业的集聚作用。平均而言，互联网的加强作用范围在 300 公里（OLS 结果为 150 公里），但在人口规模大于 400 万的城市，互联网加强作用的辐射范围更广，在 600 公里范围内依然显著（OLS 结果为 300 公里）。不过超过 300 公里之后，显著性有所降低，其中 400 公里范围内的强化作用接近显著（ P 值为 0.116）。而对于小城市来说，即使是在 150 公里范围内，互联网的加强作用也不显著。这说明在有限的辐射范围内，互联网的确加强了周边城市制造业对中心城市生产性服务业的集聚作用，但是这一加强效应主要发生在大城市，支持了假说 2。

最后，本文考察了互联网能否加强全国范围内以二产产值计算的市场潜能对生产性服务业的集聚作用。结果同样显示互联网能显著加强市场潜能对生产性服务业的集聚作

用。综合以上结论,本文证实了互联网的渗透加强了辐射范围内制造业规模扩张对中心城市生产性服务业的集聚作用。

(三) 稳健性检验^①

关于互联网指标的代表性。(1) 检验互联网渗透率能否反映企业的互联网使用水平。由于网站一般为企业所有,本文选取2003—2016年中国各省份的网站数量除以法人单位数量来衡量一省企业使用互联网资源的水平,并计算了各省互联网渗透率,然后对二者进行回归,发现相关系数显著, R^2 高达0.54,证明地区互联网渗透率的变动能够反映企业互联网使用水平的变动。此外,模型中控制了相对消费者需求也能减轻由消费者接入互联网所造成的影响,更加突出企业端的效应。(2) 渗透率是数量指标,不一定能够反映互联网的传输能力。本文整理了2003—2016年各省的宽带下载速率数据^②,发现各省宽带速度差异不大且提速幅度基本一致,因此渗透率也可以代表传输能力。为了进一步观察城市间的差异,本文在回归中分别加入了省份虚拟变量与时间趋势项的交互项,以及省份虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,结果与前文类似。

关于生产性服务业集聚指标的代表性。本文采用另外两个集聚指标进行稳健性检验:(1) 考虑各细分行业就业弹性不同,本文在原集聚指标基础上,采用全国层面各行业增加值/就业人数作为权重加权各行业就业人数;(2) 生产性服务业专业化集聚指数。结果与前文类似。

调整大小城市的划分标准。文中的划分方法是,当年城市人口规模大于400万则该城市这一年度的数据进入大城市的子样本。本文采取另外三种划分方法进行稳健性检验:(1) 前一期人口规模大于400万划为大城市;(2) 样本中期即2009年人口规模排名前40%的城市划为大城市;(3) 样本初期即2003年人口规模排名前40%的城市划为大城市。结果与前文类似。

进一步区分互联网和交通基础设施的影响。文中控制了高速铁路以及城市铺装道路面积的影响。为了更准确地剔除高速公路的影响,本文在回归中增加控制高速公路密度。结果与前文类似,表明本文发现的互联网对生产性服务业集聚的影响是剔除了交通基础设施影响后的“净效应”。

五、结 论

本文以互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响为切入点,回应了“数字经济”时代大城市会继续扩张还是会萎缩甚至消亡这一争议。实证结果表明,第一,在人口规模越大的城市,互联网对生产性服务业的集聚作用越大。这是因为大城市人力资本水平更高、创新能力更强,因而知识密集度更高,这可以提高线上线下交流的“互补效应”。所导致的知识密集度更高。第二,互联网可以强化本市以及城市周边一定辐射范围内制造业的发展对中心城市生产性服务业的集聚作用。在全国范围内,互联网同样能加强市

^① 稳健性检验的详细结果见附录Ⅷ至附录Ⅺ。

^② 数据来源于宽带发展联盟, <http://chinabda.cn/>, 访问时间:2019年11月8日。

场潜能对生产性服务业的集聚作用。但是，互联网的强化作用主要体现在大城市，在人口规模大于400万的城市，互联网的强化作用能扩展到其周边300公里的范围，大约是上海到南京或者到浙江中部城市的距离；而在人口规模小于400万的城市，互联网的强化作用即使在150公里范围都不显著。结果证明互联网推动了生产性服务业由小城市向大城市集聚。随着“数字经济”的发展，大城市将获得更长足的发展。

在统一的国家大市场下，规模经济不仅发生在企业，也发生在城市。而行政分割等制度壁垒限制了市场对地区间产业资源的整合，不利于规模经济的发挥。本文的研究证明借助互联网技术能有效破除生产性服务业相关要素的流动障碍，推动中心城市生产性服务业与更大范围内的制造业形成协作和分工。但是，互联网技术的作用并不能完全跨越距离。

基于以上结论，本文认为新型信息基础设施的投资应以城市群为单位。在城市群的内部，优先投向中心城市，在释放中心城市经济增长动力的同时，借助交通和通信系统的一体化建设，为中心城市与其周边城市产业间的高效协同分工提供支持，推动更高质量的区域一体化发展，进而缓解中国城市“不平衡不充分发展”的问题，发挥大国的规模优势。

参考文献

- [1] Bai, J., and M. Massa, “Is Hard and Soft Information Substitutable? Evidence from Lockdown”, NBER Working Paper, No. 29513, 2021.
- [2] 陈国亮、陈建军, “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》, 2012年第4期, 第82—100页。
- [3] 陈建军、陈国亮、黄洁, “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》, 2009年第4期, 第83—95页。
- [4] 陈建军、陈菁菁, “生产性服务业与制造业的协同定位研究——以浙江省69个城市和地区为例”, 《中国工业经济》, 2011年第6期, 第141—150页。
- [5] Czernich, N., O. Falck, T. Kretschmer, and L. Woessmann, “Broadband Infrastructure and Economic Growth”, *Economic Journal*, 2011, 121 (552), 505-532.
- [6] Davis, D. R., and J. I. Dingel, “A Spatial Knowledge Economy”, *American Economic Review*, 2019, 109 (1), 153-170.
- [7] Duranton, G., and D. Puga, “Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies”, In: J. V. Henderson and J. F. Thisse, (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. Holland: North Holland, 2004, Volume 4, 2063-2117.
- [8] Ellison, G., E. L. Glaeser, and W. R. Kerr, “What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns”, *American Economic Review*, 2010, 100 (3), 1195-1213.
- [9] Gaspar, J., and E. L. Glaeser, “Information Technology and the Future of Cities”, *Journal of Urban Economics*, 1998, 43, 136-156.
- [10] Geroski, P. A., “Models of Technology Diffusion”, *Reserch Policy*, 2000, 29 (4), 603-625.
- [11] Glaeser, E. L., *Triumph of the City*. London: Macmillan, 2011.
- [12] Glaeser, E. L., “Urbanization and Its Discontents”, *Eastern Economic Journal*, 2020, 46 (2), 191-218.
- [13] Greenfield, H. I., *Manpower and the Growth of Producer Services*. New York: Columbia University Press, 1966.
- [14] 郭家堂、骆品亮, “互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?”, 《管理世界》, 2016年第10期, 第34—49页。

- [15] 黄鑫楠、孙斌栋、张婷麟,“地理距离对互联网社会中网络信息传播的影响”,《地理学报》,2020年第75卷第4期,第722—735页。
- [16] 江小涓,“服务业增长:真实含义、多重影响和发展趋势”,《经济研究》,2011年第4期,第4—14页。
- [17] 金煜、陈钊、陆铭,“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》,2006年第4期,第79—89页。
- [18] Johnson, B., E. Lorenz, and B. A. Lundvall, “Why All This Fuss about Codified and Tacit Knowledge?”, *Industrial and Corporate Change*, 2002, 11 (2), 245-262.
- [19] Keeble, D., and L. Nachum, “Why Do Business Service Firms Cluster? Small Consultancies, Clustering and Decentralization in London and Southern England”, *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2002, 27 (1), 67-90.
- [20] Kolko, J., “Can I Get Some Service Here? Information Technology, Service Industries, and the Future of Cities”, SSRN Working Paper, 1999a, Nov.
- [21] Kolko, J., “The Death of Cities? The Death of Distance? Evidence from the Geography of Commercial Internet Usage”, SSRN Working Paper, 1999b, Nov.
- [22] Kolko, J., “Agglomeration and Co-Agglomeration of Services Industries”, Working paper, 2007, Nov.
- [23] 寇宗来、刘学悦,《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心,2017年。
- [24] Krugman, P. R., *Geography and Trade*. Cambridge: MIT Press, 1991.
- [25] 李杰伟、吴思栩,“互联网、人口规模与中国经济增长:来自城市的视角”,《当代财经》,2020年第1期,第3—16页。
- [26] 路风,《光变》。北京:当代中国出版社,2016年。
- [27] Mack, E. A., “Broadband and Knowledge Intensive Firm Clusters: Essential Link or Auxiliary Connection?”, *Papers in Regional Science*, 2014, 93 (1), 3-29.
- [28] Marshall, A., *Principles of Economics*. London: Macmillan Press, 1920.
- [29] Panahi, S., J. Watson, and H. Partridge, “Towards Tacit Knowledge Sharing Over Social Web Tools”, *Journal of Knowledge Management*, 2013, 17 (3), 379-397.
- [30] 盛龙、陆根亮,“中国生产性服务业集聚及其影响因素研究——基于行业和地区层面的分析”,《南开经济研究》,2013年第5期,第115—129页。
- [31] Tranos, E., “Social Network Sites and Knowledge Transfer: An Urban Perspective”, *Journal of Planning Literature*, 2020, 35 (4), 408-422.
- [32] Venable, A. J., “Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries”, *International Economic Review*, 1996, 37 (2), 341-359.
- [33] 万广华、张琰,“信息与城市化——基于跨国数据的实证研究”,《经济学》(季刊),2021年第21卷第2期,第465—492页。
- [34] 王如玉、梁琦、李广乾,“虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态”,《管理世界》,2018年第2期,第13—21页。
- [35] 席强敏、陈曦、李国平,“中国生产性服务业市场潜能与空间分布——基于面板工具模型的实证研究”,《地理科学》,2016年第1期,第1—9页。
- [36] 宣烨,“生产性服务业空间集聚与制造业效率提升——基于空间外溢效应的实证研究”,《财贸经济》,2012年第4期,第121—128页。
- [37] 宣烨,“本地市场规模、交易成本与生产性服务业集聚”,《财贸经济》,2013年第8期,第117—128页。
- [38] 袁志刚、高虹,“中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应”,《经济研究》,2015年第7期,第30—41页。
- [39] 曾鸣,《智能商业》。北京:中信出版集团,2018年。

The Future of Cities in the “Digital Economy” Era

—A Study on the Impact of Internet on the Agglomeration of Producer Services in Chinese Cities

WU Sixu

(Nanjing Normal University)

LI Jiewei*

(Shanghai Maritime University)

Abstract: We construct an instrumental variable for the Internet penetration rate using China’s “8-horizontal-8-longitudinal” optical cable network to identify the impact of the Internet on the agglomeration of producer services in cities. We find that, (i) the Internet promoted the agglomeration of producer services to cities with larger population size due to the higher knowledge intensity of large cities; (ii) the Internet can strengthen the role of the expansion of manufacturing industry in a city or its surrounding areas in promoting producer services agglomeration in large cities, which in turn promotes the agglomeration of producer services to large cities.

Keywords: the Internet; agglomeration of producer services; radiation range

JEL Classification: L80, R10, O18

* Corresponding Author: Li Jiewei, No. 125 West, School of Economics & Management, Shanghai Maritime University, No. 1550 Haigang Avenue, Pudong New Area, Shanghai 201306, China; Tel: 86-18702165579; E-mail: ljwauten@163.com.