

城市电商化发展与生产性服务业集聚

——效应识别与影响机制

李宏兵 吴 淳 李 震

内容提要:城市电商化发展是促进城市转型与提高城市经济表现的重要推力。本文基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验,识别城市电商化发展影响生产性服务业集聚的效应及其影响机制。本文发现城市电商化发展促进了生产性服务业的专业化集聚,但对多样化集聚效果不明显。这是由中低端生产性服务业产品特性所致。在长江经济带城市、数字基础设施领先城市、初始生产性服务业集聚程度高的城市,电商化发展对生产性服务业专业化集聚影响更明显。城市电商化发展通过提高地区产业协同度、降低制造业和内资私营企业交易成本促进生产性服务业集聚。城市电商化发展在促进生产性服务业集聚的同时,也提高了城市的创新水平和创新质量。本文为城市电商化发展如何有效促进生产性服务业不同维度集聚提供了参考。

关键词:城市电商化发展 生产性服务业集聚 产业协同 交易成本 创新

中图分类号:F724.6;F269.23

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)05-0041-19

一、问题提出

扩大内需是构建新发展格局的必然选择,而电子商务作为推动内需的重要力量,国家也出台了一系列政策促进实体经济转型升级、推动电子商务在全国范围内的普及和发展。自2009年国家发展改革委和商务部批准深圳开展首个国家电子商务示范城市试点工作以来,中国电子商务发展的政策改革加速推进,截至2019年年底全国累计70个城市被批准为国家电子商务示范城市。电子商务是经济社会全面数字化转型的重要引擎,全国电子商务交易额从2011年的5.88万亿元增加到2022年的43.83万亿元,有力推进了产业结构转型升级并增强了经济发展活力^[1]。在此背景下,生产性服务业作为制造业的上游产业,为制造业的生产活动提供必要投入,其集聚被认为是破解“鲍莫尔病”、助力制造业转型升级和推动经济高质量发展的关键^[2]。2021年,国家发展改革委等13个部委联合印发《关于加快推动制造服务业高质量发展的意见》(发改产业[2021]372号,以下简称《意见》),指出要加强政策引导、人才培养和技术创新,优化营商环境,促进

收稿日期:2023-11-14;修回日期:2024-03-02

基金项目:北京市社会科学基金重点项目“数据跨境安全有序流动支撑北京数字经济高质量发展研究”(23JJA002)

作者简介:李宏兵 北京邮电大学经济管理学院教授、博士生导师,北京,100876;

吴 淳 北京邮电大学经济管理学院硕士研究生;

李 震 北京邮电大学经济管理学院副教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

制造业和服务业深度融合,推动生产性服务业高质量发展。一方面,作为知识密集型企业的代表,生产性服务企业在商品和服务的生产过程投入大量的知识和人力资本^[3],通过人才之间近距离面对面交流与互动,能够促进隐性知识传播,产生较强的知识和技术的外溢效应。另一方面,由生产性服务业集聚引起的竞争和技术创新,使制造业能以更低的成本获得更优质的服务,且人力资本、新知识和新技术对生产力提升的影响会传递到制造业,推动制造业升级^[4-6]。中国已经进入工业化中期阶段,正处于结构化转型的关键时期,电子商务作为经济社会全面数字化转型的重要引擎,势必深刻影响制造业和服务业融合及生产性服务业发展。作为政府推动电子商务规范发展的政策抓手,电子商务示范城市建设有利于城市网络基础设施完善,通过城市互联网发挥网络连接效应,促使企业通过互联网实现规模经济、降低交易成本和促进产业结构升级^[7-8],进而会对生产性服务业的集聚产生影响。

已有研究中,部分文献基于制造业与生产性服务业协同视角,考察制造业集聚对生产性服务业集聚的促进作用^[6]。其机制主要是通过增加对中间投入品需求,为生产性服务业提供更大需求市场。一方面,更大的市场规模使企业获取市场信息更加便捷,有助于降低销售成本,影响产业的集聚程度^[9]。另一方面,在市场规模较大地区进行生产能够减少企业与客户之间的运输和交易费用,帮助企业实现规模经济^[10]。也有部分文献基于交易成本视角,发现运输成本对服务业集聚具有显著影响,尤其是金融、研发设计、商务服务、物流仓储等对信息技术依赖程度较高的服务行业^[11]。刘玉荣等(2023)研究发现,对外开放程度提高、数字技术使用导致交易成本降低,能够促进生产性服务业集聚^[12]。但也有研究认为,生产性服务业提供的是无形产品,地理距离接近产生的成本节约并不能很好地解释生产性服务业集聚的原因^[13]。生产性服务业提供的无形产品可以通过网络进行传输,信息网络的建设使其拥有更大的服务半径,为其空间集聚提供了可能。因此,陈建军等(2009)建议使用信息传输成本作为传统运输成本的替代^[14]。还有部分文献基于要素流动视角,考察要素区域间流动激发隐性知识传播共享,进而对生产性服务业集聚产生的影响。由于生产性服务业是知识密集型产业,高铁开通、空气污染、政府干预、信息化水平等通过影响知识资本的流动进而会对生产性服务业集聚产生影响^[2,6,15]。可以看出,已有研究基于基础设施建设、城市绿色转型、制造业与生产性服务业协同、贸易等视角探讨了影响生产性服务业集聚的因素,但是忽略了国内电子商务发展这一影响因素。

本文选取国家级电子商务示范城市建设作为城市电商化发展的代理变量。国家级电子商务示范城市建设分批次试点、逐步推行的实施方式,为本文有效识别城市电商化发展对城市生产性服务业集聚的效应提供了良好的准自然实验。本文基于2003—2021年中国城市层面数据,研究发现,城市电商化发展有效促进了生产性服务业专业化集聚,对于多样化集聚没有影响。经过一系列稳健性检验后,上述结论仍然成立。进一步研究发现,城市电商化发展对生产性服务业集聚的作用会受到城市地理区位、数字基础设施水平和初始生产性服务业集聚程度的影响。影响机制方面,城市电商化发展会通过产业协同和交易成本两种渠道影响生产性服务业集聚。城市电商化发展有利于地区产业协同度提高和地区交易成本降低,从而推动地区生产性服务业集聚水平的提高。

本文可能的边际贡献如下:(1)从电子商务视角系统考察城市电商化发展对地区生产性服务业集聚的影响,拓展和深化了已有关于生产性服务业集聚影响因素的研究;(2)利用明朝时期驿站数量和城市到杭州的球面距离作为工具变量的识别策略,有效识别城市电商化发展与生产性服务业集聚的因果关系;(3)现有文献关于城市交易成本测算多使用中国工业企业数据库^[16-17],受限于数据库的观测时间和样本类别不能有效考察政策冲击对城市内部交易成本的影响,本文使用全国税收调查数据测算城市平均交易成本,并根据企业的所有权和行业类别,细化城市内部交易成本变动,更精准地识别城市电商化发展对生产性服务业集

聚交易成本的降低机制。

二、理论分析与研究假设

(一) 城市电商化发展对生产性服务业集聚的影响

已有文献研究发现,电商发展对缓解信息不对称、推动范围经济实现有正向影响。在信息不对称方面,电商发展通过降低市场搜寻成本、提高需求方的搜寻次数,缓解信息不对称问题,进而弱化地理距离带来的负面影响^[18]。在范围经济实现方面,电商发展通过发挥物联网的网络连接效应,扩大企业可及市场边界^[8]。“长尾效应”的存在使企业能够以较低的边际成本满足多样化的市场需求,帮助企业实现生产的规模经济。同时,跨境电商的发展还能够帮助企业克服贸易成本、拓宽贸易边界、降低企业成本和出口风险、提高企业出口绩效,进而对地区生产性服务业集聚产生影响。作为影响城市电商化发展的重要政策,国家级电子商务示范城市建设已被证明能够对城市的绿色高质量发展^[7]、市场一体化水平^[19]、技术创新、人力资本流动产生正向影响^[20]。因此本文认为,城市电商化发展会对生产性服务业集聚产生重要影响。据此,本文提出以下研究假设。

假设 1:城市电商化发展会促进城市生产性服务业集聚。

(二) 城市电商化发展提高产业协同度、降低地区交易成本促进生产性服务业集聚

城市电商化发展会通过提高地区制造业与生产性服务业产业协同度影响生产性服务业集聚。一方面,城市电商化发展通过引入大数据、物联网、云计算等新一代数字技术,对传统制造业进行全方位的改造、整合要素资源、提高要素市场配置效率^[21],促进制造业专业化提升^[22]、信息化水平提高、市场竞争加剧,进而催生企业对内部生产服务过程外包的需求。市场机制是推动产业结构变化的重要渠道^[23],城市信息化水平的提升能够使市场主体掌握更充分的市场需求信息,降低企业由于信息不对称面临的市場风险,进而提高生产性服务业对制造业需求的感知能力。城市电商化发展通过提高制造业与生产性服务业供需匹配效率,促进双方协同程度提高,有利于生产性服务业快速实现规模经济,进而促进生产性服务业集聚。另一方面,城市电商化发展带动数字基础设施建设、促进新的消费需求、提高生产要素配置效率,进而有利于城市内部制造业发展^[24-25]。由于生产性服务业原本是从制造业中某些高端部分分离,较多的制造业集聚对生产性服务业的产品形成较大的需求市场,能够通过规模经济降低生产性服务业为单个制造业企业提供服务的成本,从而激励制造业将企业内部服务生产过程的业务进行外包。城市电商化发展通过提高制造业服务外包化意愿,提高地区内部制造业与生产性服务业协同程度,进而促进生产性服务业集聚。

城市电商化发展通过降低交易成本促进生产性服务业集聚。交易成本通过影响实物和人员流动对生产性服务业集聚产生重要影响^[26]。知识更有可能在距离更近的个人之间流动^[27]。当企业面临的交易成本过高时,企业倾向于异地分散生产;当交易成本降低时,企业倾向于集聚化生产,以获得学习交流、创新环境等因素带来的外部性^[14]。一方面,城市电商化发展过程中,数字技术的使用会降低企业面临的搜寻成本和交流的信息损失、抑制市场中机会主义行为、降低经营过程的不确定性、提高交易频率,进而降低企业的交易成本^[20]。另一方面,电商发展过程中,运输基础设施的完善提高城市的物流运输效率、降低物流运输成本、提高企业的存货周转效率^[28],最终能够减少企业的非生产性费用,降低企业的交易成本。由于生产性服务业是知识密集型企业,交易成本的降低为企业集中化生产提供了机会,城市电商化发展通过降低企业面临的交易成本,进而促进了生产性服务业集聚。综合以上分析,本文提出以下研究假设。

假设 2:城市电商化发展会通过提高地区产业协同度、降低城市交易成本效应促进生产性服务业集聚。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文以入选国家电子商务示范城市建设作为准自然实验,将电商示范城市视为处理组,非示范城市视为控制组。由于示范城市的创建时间存在差异,本文采用交叠 DID(staggered difference-in-differences)模型评估城市电商化发展对生产性服务业集聚的影响。基准模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy_{it} + \sum \gamma control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为城市 i 第 t 年的生产性服务业集聚水平; $policy_{it}$ 为表示国家电子商务示范城市试点政策的虚拟变量,城市 i 批复为试点城市的当年及以后年份,该变量取值为 1,否则为 0; $control_{it}$ 为本文的一系列控制变量; λ_i 和 μ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。本文结果在城市层面进行标准误差聚类。

(二) 变量测度

1. 被解释变量

本文的被解释变量为生产性服务业专业化和多样化集聚水平。专业化集聚是指在特定的时间和空间范围内,由相同产业内企业形成的一定规模产业集群;多样化集聚是指在特定的时间和空间范围内,由多个产业内企业组成的一定规模产业集群。根据国家统计局发布的《生产性服务业统计分类(2019)》和刘玉荣等(2023)^[12]的研究,本文将生产性服务业界定为:科学研究和技术服务业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业,租赁和商务服务业六个行业。

(1) 生产性服务业专业化集聚($spec$),参考韩峰和阳立高(2020)^[29]的研究,以区位熵表示行业 j 的专业化集聚程度:

$$spec_{ijt} = \frac{l_{ijt} / \sum_{i=1}^N l_{ijt}}{l_{it} / \sum_{i=1}^N l_{it}} \quad (2)$$

其中, l_{ijt} 为 t 年 i 城市内 j 行业的就业人数, l_{it} 为 t 年 i 城市的总就业人数, N 表示城市数。 $spec_{ijt}$ 越大表明 j 行业在 i 城市的空间集聚程度越高,即专业化集聚程度越高。用 J 来表示生产性服务业细分行业数, t 年 i 城市生产性服务业整体专业化集聚程度指标为所有细分行业专业化集聚程度的加总,计算公式为:

$$spec_{it} = \frac{\sum_{j=1}^J l_{ijt} / \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J l_{ijt}}{l_{it} / \sum_{i=1}^N l_{it}} \quad (3)$$

(2) 生产性服务业多样化集聚($divst$),参考已有研究^[30]的方法测算 j 行业的多样化集聚程度:

$$divst_{ijt} = \frac{1 / \sum_{g=1, g \neq j}^J (l_{igt} / \sum_{q=1, q \neq j}^J l_{iqt})^2}{1 / \sum_{g=1, g \neq j}^J (\sum_{i=1}^N l_{igt} / \sum_{i=1}^N \sum_{q=1, q \neq j}^J l_{iqt})^2} \quad (4)$$

其中, $divst_{ijt}$ 表示 t 年 i 城市排除 j 行业后余下生产性服务业的规模分布。与全国平均水平相比, i 城市除 j 行业外余下的生产性服务业分布越均匀, j 行业的多样化集聚水平就越高。通过对每个城市加权平均各

行业多样化集聚水平得到 i 城市整体的多样化集聚水平,计算公式为:

$$divst_{it} = \frac{\sum_{j=1}^J divst_{ijt} l_{ijt}}{\sum_{j=1}^J l_{ijt}} \quad (5)$$

2. 解释变量

使用国家电子商务综合示范城市试点政策作为城市电商化发展 ($policy_{it}$) 的代理变量,如果在 t 年 i 城市入选为电商示范城市,则在该年及以后各年, $policy_{it}$ 赋值为 1, 否则为 0。

3. 控制变量

参考宣烨(2013)^[31]、林伯强和谭睿鹏(2019)^[32]的研究,本文对以下可能影响生产性服务业集聚的变量进行控制,包括:城市经济发展状况 ($pergdp$),以城市人均生产总值衡量,单位为元;人力资本 (hum),以城市人均科教支出衡量,单位为元;外资存量 (fdi),以地区当年使用外资数衡量,用地区生产总值标准化处理;产业结构 (ind),以第二产业增加值占城市生产总值比重衡量;基础设施水平 ($infra$),用每万人拥有医院床位数衡量,单位为张;资源丰裕度 (res),用城市采掘业从业人员比例衡量。所有缺失值均使用插值法补充。

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取 2003—2021 年地级及以上城市作为研究对象,剔除数据缺失较为严重的城市。在样本期间先后有 70 个城市被批复为国家电子商务示范城市,电商示范城市信息主要通过国务院网站查询中华人民共和国国务院公报获取。交易成本指标的测算使用全国企业税收调查数据库。其他相关数据来源于《中国城市统计年鉴》和国家统计局网站。描述性统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$lnspec$	(生产性服务业专业化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.289	0.404	-2.537	1.335
	$lndivst$	(生产性服务业多样化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.152	0.127	-0.801	0.186
	$lnspec_l$	(中低端生产性服务业专业化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.369	0.486	-2.962	1.673
	$lnspec_h$	(高端生产性服务业专业化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.223	0.407	-2.048	1.524
	$lndivst_l$	(中低端生产性服务业多样化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.106	0.138	-0.590	0.184
	$lndivst_h$	(高端生产性服务业多样化集聚+1)取自然对数	4 731	-0.073	0.071	-0.485	0.093
核心解释变量	$policy$	某城市入选国家电子商务示范城市当年及以后取 1, 否则取 0	4 731	0.086	0.280	0	1
控制变量	$pergdp$	城市经济发展状况	4 731	10.210	0.837	4.595	13.060
	ind	产业结构	4 731	47.600	11.060	10.680	90.970
	hum	人力资本	4 731	8.332	0.728	4.901	10.160
	fdi	外资存量	4 638	0.003	0.003	0	0.045
	res	资源丰裕度	4 643	0.033	0.061	0	0.433
	$infra$	基础设施水平	4 731	206.800	83.620	25.530	837.500

四、实证结果

(一) 基准回归

1. 生产性服务业专业化和多样化集聚

表2报告了交叠DID的基准回归结果。仅控制城市和时间固定效应,不加入其他控制变量的回归结果显示,城市电商化发展(*policy*)对生产性服务业专业化集聚的估计系数在1%的水平上显著为正,而对生产性服务业多样化集聚的估计系数不显著。加入影响生产性服务业集聚的控制变量后,*policy*对专业化集聚的估计系数仍然在1%的水平上显著为正,对多样化集聚的估计系数仍然不显著。表2结果显示,入选国家级电子商务示范城市会使得生产性服务业专业化集聚程度平均提高9.7%。其他条件不变时,城市电商化发展对生产性服务业专业化集聚产生了促进作用。影响多样化集聚的系数不显著,可能是受到中低端服务业多样化集聚的影响,由于交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、租赁和商务服务业提供的服务具有实体性,其消费和生产要求处于同一时空,因此无法享受城市电商化发展带来的积极影响。

表2 基准回归模型

变量	未加入控制变量		加入控制变量	
	<i>lnspec</i>	<i>lndivst</i>	<i>lnspec</i>	<i>lndivst</i>
<i>policy</i>	0.095*** (2.955)	0.007 (0.571)	0.097*** (2.969)	0.013 (0.964)
<i>hum</i>			0.256*** (3.552)	0.033* (1.772)
<i>fdi</i>			-4.760 (-1.463)	2.621** (2.578)
<i>Ind</i>			-0.004** (-2.474)	-0.001 (-0.896)
<i>pergdp</i>			-0.091** (-2.293)	0.011 (0.765)
<i>res</i>			1.149*** (2.852)	-0.214 (-1.314)
<i>infra</i>			0.001*** (5.353)	-0.000 (-0.274)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4 731	4 731	4 549	4 549
\bar{R}^2	0.649	0.620	0.726	0.634

注: *代表 $P < 0.1$, **代表 $P < 0.05$, ***代表 $P < 0.01$, 括号内为 t 值, 回归系数的标准误在城市层面进行聚类。后表同。

2. 平行趋势检验

为了使模型得到的城市电商化发展对生产性服务业集聚的估计系数具有因果效应解释,潜在假设是实验组和对照组之间不存在系统性差异,两组对象结果变量的变化趋势在没有政策冲击时应该相同。本文使用事件研究法(event study)验证平行趋势假设。图1结果表明,电商示范城市的生产性服务业专业化集聚水平始终高于非示范城市,并且在政策试点前电商示范城市和非示范城市的生产性服务业专业化集聚水平

变化趋势相同。电商示范城市和非示范城市的生产性服务业多样化集聚程度在政策试点前后变化趋势都相同。上述结果表明,实验组和对照组符合平行趋势假设,基准回归结果是稳健的。

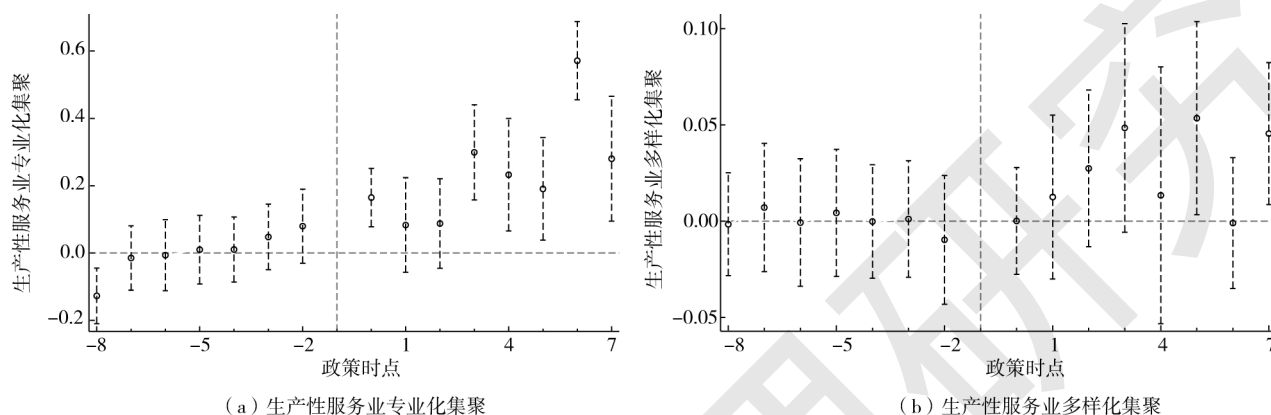


图 1 平行趋势检验

3. 交叠 DID 偏误诊断与稳健估计

在交叠 DID 估计中,处理效应可能随时间而变化,后处理组与先处理组相比,通常被认为是“坏对照组”^[33]。当城市电商化发展对生产性服务业集聚存在异质性处理效应时,模型的假设条件平行趋势将无法实现,并且坏对照组的权重较大时还会影响估计结果的因果效应解释。因此,本文采用培根(Bacon)分解的方法,对交叠 DID 的偏误进行诊断。诊断结果见表 3,坏对照组(后处理组与先处理组)所占的权重较小(0.022),不会对最终的估计结果造成太大影响。为确保结果稳健,采用两阶段双重差分模型获得稳健且更加合理的 DID 系数估计值。表 4 结果显示,异质性处理效应在本文研究中影响较小,采用交叠 DID 模型的估计结果是稳健且有效的。

表 3 交叠双重差分回归估计

比较组别	权重	估计值
先处理组与后处理组	0.045	0.045
后处理组与先处理组	0.022	-0.018
处理组与从未处理组	0.933	0.100

注:双重差分系数估计为 0.095。

表 4 两阶段双重差分

变量	Inspec	Indivst
policy	0.117*** (3.372)	0.018 (1.337)
样本量	4 553	4 552

4. 基于不同层次服务业的视角

为了进一步检验基准回归中生产性服务业多样化系数不显著的原因,本文将交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业,租赁和商务服务业划分为中低端生产性服务业;将科学研究和技术服务业,信息传输、软件

和信息技术服务业,金融业划分为高端生产性服务业。根据式(3)和式(5),计算出中低端生产性服务业专业化集聚($spec_l$)和多样化集聚($divst_l$)、高端生产性服务业专业化集聚($spec_h$)和多样化集聚($divst_h$),将上述变量代入式(1)进行回归,得到的结果报告在表5中。结果显示,城市电商化发展对中低端服务业和高端服务业的专业化集聚程度都有促进作用,并且对高端生产性服务业多样化集聚有正向影响,发现城市整体的生产性服务业多样化集聚系数不显著是受到中低端服务业的影响。中低端生产性服务业提供的产品要求生产和消费具有时空一致性。因此,城市电商化发展虽然能够促进中低端生产性服务业的专业化集聚,但是城市资源、本地市场规模、与目标市场距离等因素导致的拥堵效应限制了中低端生产性服务业在城市中的多样化集聚。相比之下,高端生产性服务业提供的无形产品通过城市电商化发展拓宽了其市场边界,因此能够不受与目标市场距离的限制,进行多样化集聚。

表5 基于高低端服务业分解视角

变量	中低端生产性服务业		高端生产性服务业	
	$lnspec_l$	$lndivst_l$	$lnspec_h$	$lndivst_h$
$policy$	0.114** (2.499)	0.002 (0.168)	0.071*** (2.701)	0.021*** (2.674)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4 549	4 549	4 549	4 549
$\overline{R^2}$	0.669	0.573	0.819	0.463

进一步采用事件研究法绘制动态效应图^①。在入选国家级电子商务示范城市前,试点城市和非试点城市的中低端和高端生产性服务业专业化和多样化集聚趋势没有差异。在入选国家级电子商务示范城市当年及以后,对中低端和高端生产性服务业专业化集聚影响的估计系数开始在统计上都显著为正。这表明电商示范城市建设对生产性服务业专业化集聚的促进作用仅在试点后起作用,不存在时滞和预期效应;在入选国家级电子商务示范城市两年后,影响高端生产性服务业多样化集聚的系数开始在统计上显著,表明城市电商化发展对高端生产性服务业的多样化集聚存在促进作用,并且该影响存在滞后性。由此验证了本文的研究假设1。

(二) 稳健性检验

1. 排除干扰性政策

考虑到在本文研究样本期内同时实施了跨境电商综试区政策,且已有研究表明综试区政策对生产性服务业的专业化和多样化集聚存在反向影响^[12],可能会干扰本文的研究结论。国务院从2015年开始,先后公布了7批165个跨境电商综试区,涵盖了31个省份。本文通过引入跨境电商综试区设立的虚拟变量(D_{it})控制该政策对研究结果的干扰。表6结果显示,在排除跨境电商综试区政策干扰后, $policy$ 的系数仍然在1%的水平显著为正,且与基准回归结果的系数大小没有明显差异,表明国家电子商务示范城市建设对生产性服务业集聚的作

① 限于篇幅未列示,备索。

用并未受到其他政策冲击的影响,前文的研究结论仍然成立。

2. 剔除部分样本

本文将北京、上海、广州、深圳四个城市的样本剔除后重新进行回归。深圳成为国家电子商务示范城市的试点时间要先于《意见》的出台时间,城市得到更多政策优惠;超一线城市和其他城市相比,在城市规模、经济发展水平、行政级别和政策资源等方面存在明显优势,会导致在研究样本期内这四个城市样本与其他城市不具有可比性,因此将这些样本剔除以排除异常干扰。回归结果报告在表6中。剔除部分样本稳健性检验的结果表明,基准回归得到的结论是稳健可靠的。

3. 更换被解释变量

为了排除被解释变量衡量方法对回归结果的干扰,本文还使用地区新建企业数构造生产性服务业集聚程度指标进行稳健性检验,以保证回归结果的可靠性。具体而言,本文使用各城市2003—2019年各个行业新建企业数,根据式(2)和式(3)重新构造地区生产性服务业专业化和多样化集聚指标,再进行回归。回归结果报告在表6中。更换被解释变量的结果表明,采用不同方法测度城市生产性服务业集聚程度,城市电商化发展(*policy*)对生产性服务业专业化集聚的估计系数仍在1%的水平上显著为正,对多样化集聚的估计系数仍然不显著。上述结果进一步表明,本文的研究结论较为稳健。

表6 稳健性检验 I

变量	排除干扰性政策		剔除北、上、广、深		更换被解释变量	
	<i>Inspec</i>	<i>Indivst</i>	<i>Inspec</i>	<i>Indivst</i>	<i>Inspec</i>	<i>Indivst</i>
<i>policy</i>	0.083** (2.585)	0.006 (0.421)	0.089*** (2.627)	0.013 (0.944)	0.097*** (2.969)	0.013 (0.961)
<i>D</i>	0.099** (1.977)	0.049*** (3.823)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 549	4 549	4 483	4 483	4 549	4 549
$\overline{R^2}$	0.727	0.636	0.706	0.629	0.722	0.634

4. 内生性问题

(1) 工具变量估计

鉴于国家电子商务示范城市的试点并非完全外生的政策冲击。除了城市内部资源、人力资本等可观测因素的影响,一些不可观测因素以及生产性服务业集聚本身也可能会对是否成为国家电子商务示范城市产生影响,进而导致基准回归模型面临内生性问题。本文借鉴张勋等(2020)^[34]和刘乃全等(2021)^[7]的研究方法,选取明朝时期驿站数量和各城市到杭州的球面距离两个截面变量作为国家电子商务示范城市的工具变量,解决可能存在的内生性问题。首先,在工具变量相关性方面,明朝驿站承担古代社会远距离信息交流和商品运送的枢纽,与现代通讯和物流基础设施存在相关性。历史上驿站数量更多的地区更可能是当前基础设施完善、信息技术水平较高、电子商务蓬勃发展的地区,因此更有可能被选为国家电子商务示范城市;

杭州聚集了阿里巴巴等电子商务巨头,其电子商务发展水平处于领先地位,可以预期与杭州的地理距离越近,电子商务的发展程度应该越好,也更容易入选成为国家级电子商务示范城市。因此,明朝时期驿站数量和城市到杭州的球面距离与入选国家电子商务示范城市存在相关关系,满足工具变量相关性。其次,在工具变量外生性方面,由于地区明朝时期驿站数量和到杭州的球面距离都是历史数据,在国家电子商务示范城市政策及生产性服务业概念之间便已经存在,不会对生产性服务业集聚产生直接影响,满足工具变量外生性假设。最后,由于截面变量无法直接用于面板数据的固定效应模型回归,借鉴田鹤和张勋(2022)^[35]的方法,本文使用政策虚拟变量与截面工具变量进行交互,作为政策的工具变量。

表7的回归结果显示,本文使用的工具变量均通过工具变量检验,验证了工具变量的有效性。并且,使用工具变量时,*policy*对生产性服务业专业性集聚估计结果的系数值和显著性与基准回归结果均没有明显差异,*policy*对生产性服务业多样化集聚的回归结果仍然不显著。综上所述,排除遗漏变量导致的内生性,证明了前文研究结论的可靠性。

表7 稳健性检验 II

变量	明朝时期驿站数		城市到杭州球面距离	
	Inspec	Indivst	Inspec	Indivst
<i>policy</i>	0.175*** (3.741)	-0.001 (-0.050)	0.107*** (2.679)	0.012 (0.759)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap LM	56.319***	56.319***	61.984***	61.984***
Kleibergen-Paap Wald F	369.074 [16.38]	369.074 [16.38]	169.490 [16.38]	169.490 [16.38]
样本量	3 022	3 022	4 516	4 516
$\overline{R^2}$	0.237	0.033	0.216	0.014

注:中括号内的数值为 Kleibergen-Paap Wald F 检验中 10% 分数对应的 F 值。

(2) 安慰剂检验

为了进一步检验基准回归结果并非偶然事件导致,本文进行了安慰剂检验。通过随机设定入选国家电子商务示范城市的试点地区和随机生成入选国家电子商务示范城市的试点时间两种方法进行安慰剂检验,以确保政策处理效应真实有效。由于安慰剂测试中的“入选”城市和“入选”时间是随机生成的,可以预测,“入选”国家电子商务示范城市应该不会对生产性服务业集聚产生影响,即安慰剂检验中处理效应的回归系数应该在零点附近,否则,证明政策处理效应不是真实有效的。本文将上述随机过程重复 500 次进行模型估计,绘制出“入选”国家电子商务示范城市变量估计系数的核密度图。图 2 显示,生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的系数均不显著。同时,入选国家电子商务示范城市对生产性服务业专业化集聚影响的实际估计系数(0.097)在上述核密度图中属于小概率事件,验证了基准回归结果的稳健性。

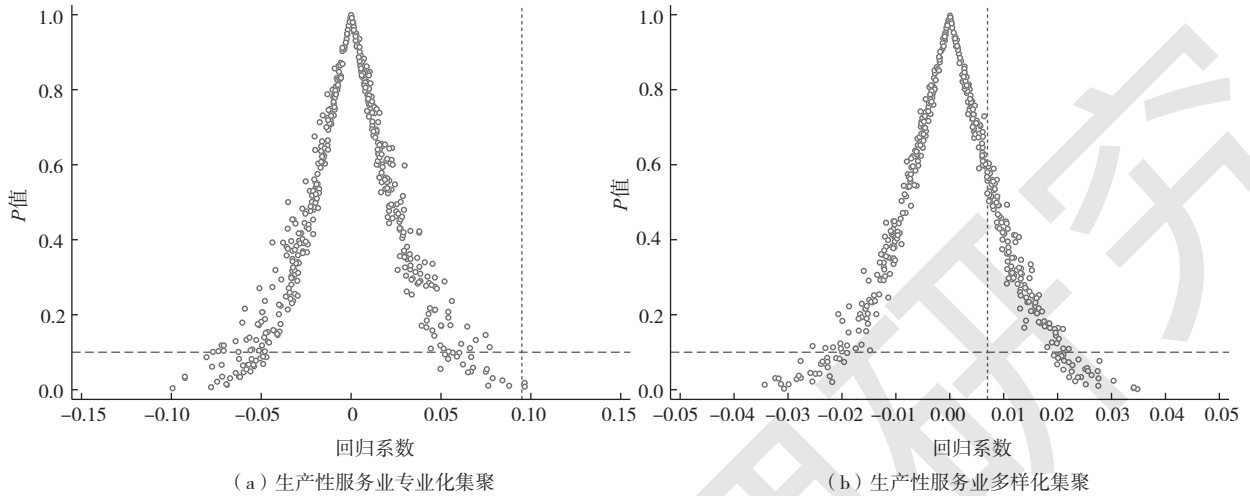


图2 安慰剂检验

五、机制检验

基于前文的理论分析,为进一步验证研究假设2,本文基于祝树金和汤超(2020)^[36]的方法,使用中介效应模型从提高地区产业协同度和交易成本降低两个视角,检验城市电商化发展影响生产性服务业集聚的内在机理。

(一) 提高地区产业协同度的机制检验

城市电商化发展通过促进信息技术应用、企业生产效率提高,增加制造业企业与生产性服务业供需匹配效率,提高制造业企业生产服务流程外包意愿,增强生产性服务业对市场需求感知程度,促使地区制造业与生产性服务业协同水平提高,进而有利于生产性服务业实现规模经济,提高生产性服务业集聚水平。为了验证该作用机制,本文借鉴许丽萍等(2023)^[6]的方法,利用制造业与生产性服务业的区位熵构造地区产业协同度指数。具体计算公式如下:

$$M_{it} = \frac{l_{iMt}/l_{it}}{\sum_{i=1}^N l_{iMt} / \sum_{i=1}^N l_{it}} \quad (6)$$

$$P_{it} = \frac{\sum_{j=1}^J l_{ijt}/l_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J l_{ijt} / \sum_{i=1}^N l_{it}} \quad (7)$$

$$Col_{it} = \ln \left(1 - \frac{|M_{it} - P_{it}|}{M_{it} + P_{it}} + M_{it} + P_{it} + 1 \right) \quad (8)$$

其中, M_{it} 和 P_{it} 分别表示 i 城市 t 年制造业和生产性服务业的区位熵。 l_{iMt} 分别表示 i 城市 t 年制造业就业人数。 Col_{it} 为地区制造业与生产性服务业协同度加 1 取对数,数值越大说明协同程度越高。其余变量含义与前文一致。将地区产业协同度 (Col_{it}) 代入如下中介效应模型:

$$N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{it} + \sum \gamma control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy_{it} + \beta_2 N_{it} + \sum \gamma control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表 8 机制 I :提高地区产业协同度

变量	Col	lnspec
<i>policy</i>	0.075 *** (4.953)	0.139 *** (5.201)
<i>Col</i>		1.452 *** (26.195)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	3 988	3 988
$\overline{R^2}$	0.384	0.689

其中, Y_{it} 为被解释变量, N_{it} 为中介变量, 其他变量定义如前文所述。回归结果报告在表 8 中, 被解释变量分别是地区产业协同度和生产性服务业专业化集聚程度。结果显示, *policy* 的估计系数在前一列中显著为正, 表明城市电商化发展提高了地区产业协同度; 后一系列中 *Col* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 表明城市电商化发展会通过提高地区产业协同度影响城市生产性服务业的专业化集聚。

(二) 交易成本降低效应的机制检验

电子商务的应用能降低信息传输的成本、提高传输效率, 企业通过虚拟网络接触消费者。一方面, 降低企业和消费者之间的搜寻成本, 扩大了产品的需求市场规模, 有利于该地区的企业实现规模经济、降低成本。另一方面, 企业对市场信息反应更加灵敏, 减少了菜单成本和线下推广人员的支出, 从而降低企业的交易成本。同时, 城市电商化发展会完善当地交通基础设施, 提高物流运输效率、降低物流运输成本、提高企业的存货周转效率, 最终减少企业的非生产性费用, 降低企业的交易成本。本文借鉴刘乃全等(2021)^[7]的方法, 使用城市中企业的平均交易成本衡量城市层面的交易成本 (*City_cost*)。具体而言, 本文使用全国税收调查数据库中企业的财务费用、业务招待费或交际应酬费、销售费用测算企业层面交易成本, 并用企业营业收入进行标准化。城市层面交易成本采用城市中所有企业的平均交易成本衡量。第一, 由于企业规模会对企业的经营产生影响, 使用中国工业企业数据库测算城市层面的交易成本可能会与现实情况存在较大偏差, 导致测量误差。全国税收调查数据库使用抽样调查的方法、包含各种类型和规模的企业, 能够更全面地反映城市交易成本的变化情况。第二, 相比于已有研究, 本文认为管理费用中的“为研究新产品、新技术、新工艺发生的费用”是企业为研究新产品、新技术而进行的投入, 由企业自身创新意愿决定, 且对企业有正向的影响。因此, 将该部分费用排除在企业交易成本的计算之外。

为了验证交易成本降低效应的作用机制, 本文将城市层面的交易成本 (*City_cost*) 作为中介变量构建与式(9)类似的中介效应模型。回归结果报告在表 9 城市交易成本一列中, 其被解释变量都是城市层面的交易成本, *policy* 的系数估计都显著为负, 表明城市电商化发展降低了城市层面的交易成本。为了更准确地识别城市电商化发展影响生产性服务业专业化集聚的交易成本降低机制, 本文从产业分类和企业所有权分类两个角度考察城市内部交易成本变化。

1. 产业分类角度

制造业是生产性服务业下游的需求方, 大量的制造业企业会产生对地区生产性服务企业产品的需求。制造业企业交易成本的降低, 会增加对生产性服务业产品的需求, 促进生产性服务业集聚。基于此, 按照全国税收调查数据中企业所在行业代码, 将企业划分为制造业和非制造业, 分别计算各城市制造业平均

交易成本 ($Mcost$) 和非制造业平均交易成本 ($NMcost$), 并将其作为中介变量代入式(9)中介效应模型, 回归结果报告在表9中。由结果可知, 城市电商化发展 ($policy$) 对城市制造业的平均交易成本的影响系数显著为负, 对城市非制造业平均交易成本的影响系数不显著。

进一步地, 将城市制造业平均交易成本 ($Mcost$) 作为中介变量代入式(10), 回归结果报告在表9中, 其被解释变量为生产性服务业专业化集聚。由结果可知, $Mcost$ 的系数在 1% 的显著性水平上为负, 而 $policy$ 的系数不显著, 意味着存在很强的中介效应, 城市电商化发展通过使城市制造业平均交易成本降低促进了生产性服务业集聚。城市制造业交易成本降低会促进生产性服务业集聚的可能解释是: 当集聚的收益大于运输费用和劳动力工资等成本时集聚就会发生^[37]。当交易费用较高时, 制造业企业倾向于在各个产品需求市场进行分散化生产。随着城市交易成本的降低, 制造业企业在城市集中化生产, 其作为生产性服务业的需求方, 较大的需求市场会吸引生产性服务业集聚。

最后, 按照前文的标准将生产性服务业划分为中低端和高端生产性服务业, 考察交易成本降低对生产性服务业专业化集聚的异质性影响。将中低端生产性服务业专业化集聚 ($spec_l$) 和高端生产性服务业专业化集聚 ($spec_h$) 作为被解释变量代入式(10), 回归结果报告在表9中。由表9后三列结果可知, 交易成本降低效应对中低端和高端生产性服务业专业化集聚都有促进作用, 但缺组间系数差异检验说明。可能的原因是: 中低端生产性服务业主要为制造业日常生产经营活动提供支持, 因此, 当城市制造业交易成本降低吸引更多制造业企业进入时, 直接增加了对于中低端生产性服务业产品的需求, 促进其集聚。

2. 企业所有权分类角度

首先, 按照全国税收调查数据中企业的登记注册类型, 将企业划分为内资企业和外资企业, 分别计算各城市中外资企业平均交易成本 ($FEcost$) 和内资企业平均交易成本 ($DEcost$), 并将其作为中介变量代入式(9)中介效应模型, 回归结果报告在表10。由回归结果可知, 入选国家电子商务示范城市 ($policy$) 对城市内资企业的平均交易成本的影响系数在 5% 的显著性水平上显著为负, 而对城市外资企业的平均交易成本没有影响。

其次, 将内资企业划分为国有企业和内资私营企业, 分别计算城市中国有企业平均交易成本 ($SOEcost$) 和内资私营企业平均交易成本 ($NSOEcost$), 并将其作为中介变量代入式(9)的中介效应模型, 并将回归结果报告在表10中。由结果可知, $policy$ 的估计系数显著为负, 表明城市电商化发展同时降低了城市内国有企业和内资私营企业平均交易成本。

最后, 分别将城市国有企业平均交易成本 ($SOEcost$) 和内资私营企业平均交易成本 ($NSOEcost$) 作为中介变量, 代入式(10)。由于城市国有企业平均交易成本对生产性服务业专业化集聚回归结果不显著, 仅展示将内资私营企业平均交易成本 ($NSOEcost$) 作为中介变量的回归结果, 其结果报告在表10最后一列中, $policy$ 系数的显著性相对基准回归结果有所下降, 而 $NSOEcost$ 的系数显著为负, 意味着存在较强的中介效应, 城市电商化发展通过降低城市内资私营私企交易成本促进生产性服务业专业化集聚。可能的原因是: 民营经济作为中国市场经济的重要组成部分, 其企业数量占比超过 90%、吸纳的就业人口超过 80%, 交易成本的降低有效激发出民营企业的活力, 进而拉动就业人口的增加, 促进生产性服务业集聚。

综上所述, 产业结构升级效应和交易成本降低效应是城市电商化发展影响生产性服务业集聚的作用机制, 即城市电商化发展通过影响产业结构升级、降低城市的交易成本促进生产性服务业专业化集聚, 验证了

研究假设 2。

表 9 按三次产业分类的机制检验

变量	城市交易成本	非制造业交易成本	制造业交易成本	专业化集聚	中低端专业化集聚	高端专业化集聚
<i>policy</i>	-0.003** (-2.202)	-0.003 (-1.569)	-0.004** (-2.114)	0.076** (2.486)	0.065 (1.497)	0.090*** (3.439)
<i>Mcost</i>				-0.820*** (-2.811)	-0.873** (-2.084)	-0.595** (-2.389)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2 626	2 613	2 455	2 455	2 455	2 455
$\overline{R^2}$	0.625	0.593	0.686	0.816	0.767	0.864

表 10 按所有权分类的机制检验

变量	城市交易成本	外资企业交易成本	内资企业交易成本	国有企业交易成本	内资私营企业交易成本	专业化集聚
<i>policy</i>	-0.003** (-2.202)	-0.002 (-1.179)	-0.004** (-2.227)	-0.005** (-2.107)	-0.003* (-1.828)	0.072** (2.298)
<i>NSOEcost</i>						-0.594* (-1.844)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2 626	2 370	2 622	2 473	2 612	2 612
$\overline{R^2}$	0.625	0.490	0.616	0.464	0.632	0.792

六、异质性分析与城市技术创新效应

(一) 异质性分析

1. 地理区位异质性

为了考察城市电商化发展对生产性服务业集聚的影响在不同地理区位的城市中是否有差异,本文将城市划分为长江经济带城市和非长江经济带城市。长江经济带横跨中国东中西三大区域,覆盖 11 个省份,人口和生产总值在全国占比超过 40%,是维系中国经济增长和国家重大发展战略最大的区域之一。已有文献显示,长江经济带各城市生产性服务业专业化和多样化集聚会影响城市的创新水平、经济效率以及全要素生产率^[38-40]。因此,本文根据城市是否属于长江经济带地区对样本进行划分,将分组后的样本使用式(1)进行回归,将得到的回归结果报告在表 11PanelA 中。结果显示,城市电商化发展对于长江经济带城市和非长江经济带城市的专业化集聚都有正向影响,但长江经济带城市受到的影响效果更大。可能是因为,入选国家电子商务示范城市能够吸引大量劳动力流入和引入先进的技术,而长江经济带城市和非长江经济带城市

相比拥有更大的城市规模,因此,长江经济带城市能够吸纳更多的劳动力进而更有利于中低端生产性服务业专业化集聚。同时,长江经济带城市的经济发展程度更高、技术更加先进,更有利于高端生产性服务业专业化集聚。

2. 地区数字基础设施完善程度

数字经济作为新的经济形态,已经渗透到经济各个领域,城市电商化发展对生产性服务业集聚的促进作用必然会受到城市数字基础设施完善程度的影响。考虑到不同城市的电子商务制度、网络设施水平和电商资源禀赋存在差异,初始数字基础设施完善程度会通过影响电商示范城市建设效果,进而影响城市电商化发展对生产性服务业集聚的促进作用。因此,本文选取“宽带中国试点”政策作为城市数字基础设施完善程度的代理变量,将城市划分为数字基础设施领先城市和数字基础设施落后城市。考察不同数字基础设施完善程度城市的电商化发展对生产性服务业集聚的作用效果,回归结果展示在表 11PanelA 中。结果显示,数字基础设施领先城市的电商化发展对生产性服务业专业化集聚有影响,但数字基础设施落后城市的电商化发展对生产性服务业专业化集聚未产生影响。可能的原因是:数字基础设施更完善的城市,电子商务发展越有利,从而更有利于电子商务发挥对生产性服务业专业化集聚的促进作用。

3. 初始生产性服务业集聚程度异质性

国家级电子商务示范城市建设并非集中于某一个地理区域,试点城市广泛分布在几乎所有的省、自治区和直辖市。然而各城市生产性服务业集聚水平在试点之前存在差异,初始阶段生产性服务业集聚程度的不同,可能使城市电商化发展对生产性服务业集聚的影响产生异质性。因此,根据基准年份中各城市生产性服务业专业化集聚水平的高低将城市划分为四组,考察初始生产性服务业专业化集聚水平对城市电商化发展的调节效应。回归结果展示在表 11PanelB 中。回归结果显示,初始生产性服务业集聚程度位于样本后 50%的城市,电商化发展对生产性服务业专业化集聚没有影响。对于初始集聚程度位于样本前 50%的城市,城市电商化发展促进了其生产性服务业专业化集聚程度,并且初始集聚程度越高,政策效果越明显。可能的原因是:初始年份生产性服务业专业化集聚程度高的城市通常有更大的城市规模、更完善的市场机制和城市基础设施,形成独特的集聚优势,因此在入选国家级电子商务示范城市后能够更有效地将配套实施政策落实,能够更有效地吸纳人才和资源。

表 11 异质性检验

变量	Panel A			
	长江经济带	非长江经济带	数字基础设施 领先城市	数字基础设施 落后城市
<i>policy</i>	0.164 ** (2.538)	0.069 ** (2.369)	0.111 ** (2.355)	0.054 (1.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 805	2 778	1 679	2 870
$\overline{R^2}$	0.637	0.800	0.746	0.713
组间系数差异 <i>P</i> 值	0.022 **		0.000 ***	

表11(续)

变量	Panel B			
	25%	50%	75%	100%
<i>policy</i>	-0.043 (-0.795)	0.103 (1.064)	0.176*** (3.216)	0.184*** (3.640)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 138	1 107	1 148	1 123
\bar{R}^2	0.597	0.550	0.765	0.712
组间系数差异 <i>P</i> 值				0.030**

(二) 城市技术创新

城市电商化发展中生产性服务业集聚会吸引人才流入、促进区域内人才的交流。在生产性服务业集聚过程中会产生共享、匹配和学习效应,为地区内企业提供更多面对面交流的机会,为人才提供正式或非正式网络进行高频的知识交流和学习。这种“集体学习过程”最终会促进技术进步和知识创新。本文拟探索城市电商化发展对城市技术创新的影响,以及生产性服务业集聚在其中所发挥的作用。本文使用城市每万人新增专利数量作为城市技术创新 (*invent*) 的代理变量。分别使用每万人发明专利授权数、每万人发明专利公布数、每万人外观设计专利数和每万人实用新型专利数作为被解释变量,其结果汇报于表 12。结果显示, *policy* 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,并且仅发明专利授权数中的交乘项 $\lnspec \times policy$ 的估计系数在 5% 的水平上显著为正。这表明城市电商化发展能够提高城市整体创新水平,但生产性服务业专业化集聚促进了城市发明专利授权数量的增加,有效增强了城市高水平创新能力。

进一步,考虑到不同类型专利的创新难度和质量存在差异,本文采用专利知识宽度法,考察城市电商化发展对于城市整体创新质量的影响。本文参考张杰和郑文平(2018)^[41]的方法,使用中国工业企业数据库与专利数据库匹配数据,计算专利层面的知识宽度,汇总到城市层面作为城市创新质量 (*invent_quality*) 的代理变量,结果见表 12。表 12 中最后一列结果显示, *policy* 的估计系数在 5% 的水平上显著为正,表明城市电商化发展促进了城市创新质量的提升。

综上所述,城市电商化发展有效提高了城市的创新水平和创新质量,并且生产性服务业专业化集聚通过增强城市高水平创新能力,助力城市高质量发展。

表 12 拓展性分析

变量	发明专利授权数	发明专利公布数	外观设计专利数	实用新型专利数	城市创新质量
<i>policy</i>	3.672*** (4.270)	9.229*** (4.753)	2.262** (2.189)	8.696*** (4.870)	0.011** (2.214)
$\lnspec \times policy$	3.081** (2.188)	4.886 (1.438)	-1.208 (-0.569)	-1.032 (-0.229)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

表12(续)

变量	发明专利授权数	发明专利公布数	外观设计专利数	实用新型专利数	城市创新质量
样本量	4 412	4 462	4 411	4 476	2 662
\bar{R}^2	0.760	0.663	0.642	0.624	0.113

七、研究结论与政策建议

城市电商化发展在完善城市电商基础设施、促进信息技术应用的同时,也会引领和带动城市生产性服务业集聚。本文在文献梳理与理论分析基础上,借助国家电子商务示范城市建设的准自然实验,以2003—2021年全国284个地级市数据作为研究样本,使用熵值法构建城市生产性服务业专业化集聚和多样化集聚指标,运用交叠DID模型考察了城市电商化发展对生产性服务业集聚的影响及其作用机制。研究结果显示,城市电商化发展促进了城市的生产性服务业专业化集聚,而对生产性服务业多样化集聚没有影响。将生产性服务业区分为高端和中低端后发现,城市电商化发展对中低端和高端生产性服务业专业化集聚都有促进作用,但只对高端生产性服务业多样化集聚有正向影响,稳健性检验也证实了结论的可靠性。异质性研究发现,长江经济带城市、数字基础设施领先城市、初始生产性服务业集聚程度较高城市的电商化发展对生产性服务业专业化集聚影响更明显。在作用机制检验中发现,城市电商化发展提高地区产业协同度、降低城市内部制造业和内资私营企业的交易成本促进了生产性服务业专业化集聚。进一步分析证实,城市电商化发展在促进生产性服务业集聚的同时,也提高了城市的创新水平和创新质量。

基于以上结论,本文提出以下政策建议:

第一,对于电商发展落后地区,政策支持重点应落实在有潜力发展成为地区特色的专业化服务业中。

第二,考虑到电商化发展仅对高端生产性服务业多样化集聚有正向影响,对于发展落后地区,重点应该放在引进优质企业、人才,与高校、研究机构合作,着重促进当地高端生产性服务业的发展。

第三,可以通过扶持城市内部制造业的发展,同时提高城市内部产业协同度,进而带动生产性服务业集聚。

第四,城市应有效落实“减税降费”等政策,改善制造业和内资私营企业面临的交易成本,进而促进地区生产性服务业集聚。

参考文献:

- [1] 谢文栋. 城市电商化发展能否实现稳就业? [J]. 财经研究, 2023, 49(1): 139-153.
- [2] 孙淼林, 马绍雄, 文泽宙. 空气污染是否影响了生产性服务业集聚? [J]. 产业经济研究, 2022(6): 14-28.
- [3] 陈柳, 刘志彪. 本土创新能力、FDI技术外溢与经济增长[J]. 南开经济研究, 2006(3): 90-101.
- [4] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. The American Economic Review, 1980, 70(5): 950-959.
- [5] KOH H J, RIEDEL N. Assessing the localization pattern of German manufacturing and service industries: a distance-based approach[J]. Regional Studies, 2014, 48(5): 823-843.
- [6] 许丽萍, 吴玉鸣, 马为彪. 高铁建设促进制造业与生产性服务业协同集聚了吗? [J]. 产业经济研究, 2023(1): 1-14.
- [7] 刘乃全, 邓敏, 曹希广. 城市的电商化转型推动了绿色高质量发展吗? ——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. 财经研究, 2021, 47(4): 49-63.
- [8] 卢福财, 胡平波. 全球价值网络下中国企业低端锁定的博弈分析[J]. 中国工业经济, 2008(10): 23-32.
- [9] 曹开军, 龙顺发. 新疆县市旅游产业集聚演变及其影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(12): 205-213.

- [10] 盛龙, 陆根尧. 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[J]. 南开经济研究, 2013(5): 115-129.
- [11] LIU Z M, ZENG S X, JIN Z Z, et al. Transport infrastructure and industrial agglomeration: evidence from manufacturing industries in China[J]. *Transport Policy*, 2022, 121: 100-112.
- [12] 刘玉荣, 杨柳, 刘志彪. 跨境电子商务与生产性服务业集聚[J]. 世界经济, 2023, 46(3): 63-93.
- [13] MOULAERT F, GALLOUJ C. Advanced producer services in the French space economy: decentralisation at the highest level[J]. *Progress in planning*, 1995, 43(2/3): 139-154.
- [14] 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[J]. 管理世界, 2009(4): 83-95.
- [15] SHAO S, TIAN Z H, YANG L L. High speed rail and urban service industry agglomeration: evidence from China's Yangtze River Delta region [J]. *Journal of Transport Geography*, 2017, 64: 174-183.
- [16] AMITI M. Location of vertically linked industries: agglomeration versus comparative advantage[J]. *European Economic Review*, 2005, 49(4): 809-832.
- [17] 石大千, 李格, 刘建江. 信息化冲击、交易成本与企业 TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 117-130.
- [18] 孙浦阳, 张靖佳, 姜小雨. 电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 139-154.
- [19] 李仁君, 张涵月. 城市电商化转型对市场一体化的影响研究——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. 江南大学学报(人文社会科学版), 2023, 22(1): 50-64.
- [20] 李震, 赵春明, 刘珊珊. 城市电商化转型、市场主体活力与稳就业[J]. 经济经纬, 2023, 40(3): 13-23.
- [21] 冯素玲, 许德慧. 数字产业化对产业结构升级的影响机制分析——基于 2010—2019 年中国省际面板数据的实证分析[J]. 东岳论丛, 2022, 43(1): 136-149.
- [22] 王文倩, 张羽. 金融结构、产业结构升级和经济增长——基于不同特征的技术进步视角[J]. 经济学家, 2022(2): 118-128.
- [23] 艾阳, 宋培, 李琳. 数字产业化的结构转型效应研究——理论模型与实证检验[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(12): 3-23.
- [24] 杨汝岱, 李艳, 孟珊珊. 企业数字化发展、全要素生产率与产业链溢出效应[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 44-61.
- [25] 吴涵, 郭凯明. 双循环视角下要素市场化配置、产业结构转型与劳动生产率增长[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 61-78.
- [26] 张远, 李焕杰. 金融科技发展如何影响制造业服务化? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(2): 57-74.
- [27] BAI J, JIN W, ZHOU S F. Proximity and knowledge spillovers: evidence from the introduction of new airline routes[J/OL]. *Management Science*, 2023[2024-01-10]. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.01717>.
- [28] 李小平, 余娟娟, 余东升, 等. 跨境电商与企业出口产品转换[J]. 经济研究, 2023, 58(1): 124-140.
- [29] 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.
- [30] COMBES P P. Economic structure and local growth: France, 1984-1993[J]. *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3): 329-355.
- [31] 宣烨. 本地市场规模、交易成本与生产性服务业集聚[J]. 财贸经济, 2013(8): 117-128.
- [32] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 2019, 54(2): 119-132.
- [33] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [34] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-62.
- [35] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84.
- [36] 祝树金, 汤超. 企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2020(2): 117-135.
- [37] CHATMAN D G, NOLAND R B. Transit service, physical agglomeration and productivity in US metropolitan areas[J]. *Urban Studies*, 2014, 51(5): 917-937.
- [38] 张治栋, 陈竞. 异质性产业集聚及其协同发展对经济效率的影响——以长江经济带 108 个城市为例[J]. 工业技术经济, 2019, 38(6): 97-104.
- [39] 陈晓峰, 周晶晶. 生产性服务业集聚、空间溢出与城市绿色全要素生产率——来自长三角城市群的经验证据[J]. 经济经纬, 2020, 37(4): 89-98.
- [40] 李勇辉, 沈波, 胡舜, 等. 生产性服务业集聚空间效应与城市技术创新——基于长江经济带 108 个城市面板数据的实证分析[J]. 经济地理, 2021, 41(11): 65-76.
- [41] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28-41.

Urban E-commerce Development and Productive Service Industry Agglomeration —Effect Identification and Impact Mechanism

LI Hongbing, WU Chun, LI Zhen

(Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876)

Abstract: The emergence of e-commerce has brought significant vitality to the economy, driving progress in the fields of information and communication, transportation and logistics, and financial payments. This paper starts with the disparities in investments in e-commerce infrastructure among cities over 30 years and the resulting differences in the distribution of related industries due to economic development. By leveraging the shock of the e-commerce demonstration city construction policy implemented in 2009, this paper investigates the effect of urban e-commerce development on the agglomeration of related industries and impact mechanisms.

Based on the *China City Statistical Yearbook* from 2003 to 2021, this paper calculates the degree of agglomeration of urban productive service industries and uses the staggered difference-in-differences model for empirical analysis. The results show that urban e-commerce development promotes specialized agglomeration rather than diversified agglomeration. Further investigation indicates that the characteristics of mid- and low-end service industry products are not conducive to diversified agglomeration. However, urban e-commerce development can still promote the diversified agglomeration of high-end services. In identifying the impact mechanisms, this paper examines the effect of urban e-commerce development on service industry agglomeration through regional industrial synergy and intra-city transaction costs. It is found that urban e-commerce development can enhance the synergy between manufacturing and service industries, pulling up the level of productive service industry agglomeration within cities from the demand side. Urban e-commerce development can reduce the transaction costs required for business operations within cities, and service industry agglomeration is achieved mainly through reducing the transaction costs faced by manufacturing enterprises and domestically funded private enterprises within cities. Therefore, cities in the Yangtze River Economic Belt, those with advanced digital infrastructure, and those with a high initial degree of agglomeration possess more favorable conditions for e-commerce development, which in turn facilitates the specialized agglomeration of services within cities.

The contributions of this paper are as follows. Firstly, it systematically examines the impact of urban e-commerce development on the agglomeration of regional productive service industries, expanding and deepening existing research on the factors influencing service industry agglomeration. Secondly, it effectively identifies the causal relationship between urban e-commerce development and service industry agglomeration, taking the number of postal stations during the Ming Dynasty and the spherical distance from cities to Hangzhou as instrumental variables. Thirdly, it uses the China Tax Survey Database to measure transaction costs at the city level and refines changes in intra-city transaction costs, effectively identifying the transaction cost mechanism.

Keywords: urban e-commerce development; productive service industry agglomeration; industrial synergy; transaction cost; innovation

责任编辑:姜 莱