

【城市经济研究】

国家级城市群建设与互联网产业空间变革

赵传羽 杜万里 张洁

摘要:互联网产业作为推动中国经济社会发展的重要力量,其空间布局对高质量发展具有深远影响。基于2011—2019年中国236个地级及以上城市的面板数据,以设立国家级城市群为外生冲击,考察城市群与互联网产业空间分布的联系。研究发现:设立国家级城市群显著促进了成员城市互联网产业占全国的比重,即城市群对互联网产业发展呈现正向的经济效应。平行趋势及动态效应检验的结果表明,设立国家级城市群的经济效应是长期存在的。设立国家级城市群的经济效应具有非对称性,非中心城市的收益要高于中心城市。未来,应积极发挥城市群的带动作用,更大效能地促进互联网产业在空间上的合理布局。

关键词:互联网产业;新增互联网企业;国家级城市群

中图分类号:F293.1 文献标识码:A 文章编号:2095-5766(2023)04-0126-10 收稿日期:2023-04-20

作者简介:赵传羽,男,宁波大学商学院讲师,博士(宁波 315211)。

杜万里,男,国家发展和改革委员会创新驱动发展中心(数字经济研究发展中心),高级工程师(北京 100037)。

张洁,女,国家税务总局宁波前湾新区税务局法制科副科长(宁波 315336)。

一、引言

互联网产业是数字经济的主导力量,推动和促进经济社会多个方面的发展和前行,对生产效率(郭家堂、骆品亮,2016;黄群慧等,2019)、产业结构(左鹏飞等,2020)、创新绩效(韩先锋等,2019;沈国兵、袁征宇,2020)、企业绩效(岳云嵩、李兵,2018)、就业与收入(蒋琪等,2018;宋林和何洋,2020)等均具有显著的促进作用。随着《“十四五”数字经济发展规划》的出台,数字经济的发展上升到国家战略层面,在国家积极推动数字产业化和产业数字化的背景下,各地也相继出台支持数字经济发展的产业政策。互联网产业作为新的增长动力源,其空间布局俨然成为影响区域地理格局的重要力量。例如,县域电商、直播带货等互联网产业新业态、新模式成为山东临沂、浙江

遂昌等市(县)实现跨越式发展的有力抓手;又如,阿里巴巴、网易等互联网企业促使杭州的经济能级、城市形象不断提升。

早期,互联网企业主要从事基础软件、电子信息、信息服务等传统信息技术及相关领域业务。因此,研究互联网产业发展水平的文献大多使用互联网普及率、相关从业人员数量以及移动互联网用户数等作为衡量标准(Tu, et al., 2016;黄群慧等,2019;左鹏飞等,2020;崔蓉、李国锋,2021)。尽管上述指标在一定程度上能够反映特定地区互联网产业的发展水平,应对了关键统计数据缺失的挑战,但是上述指标主要由外生的硬件设施所表征,只能用于研究互联网产业发展带来的影响,不适用于探究带动互联网产业发展的影响因素。作为经济活动的空间载体,城市能够借助经济活动主体的规模集聚,不断提升自身发展水平,进而推动区域、国家的发展与变革。然而,受到产业分类口径不

同、企业分类难度较大及统计数据可得性等因素的限制,现有文献大多关注单一区域互联网产业的发展情况(崔蓉、李国锋,2021),数据层面也停留在省级,较少涉及区域互联网发展水平的研究,未能将城市及城市群这一重要的影响因素纳入分析框架。

互联网产业具有高标准化、需求多元化、空间复合化等特征(Song & Liu, 2013; Rachmawati, et al., 2015),产业发展不局限于所处城市的经济特征,空间分布呈现出“大分散、小集聚”的结构特征(杨凡等,2017;谢敏等,2017;刘婧等,2022)。不同于传统制造业,交通成本对互联网产业空间溢出的影响较小,制度成本的影响相对较大。作为一种非正式制度,城市群依托发达的交通、通信等基础设施网络所形成的空间组织紧凑、经济联系紧密、高度一体化的城市群体,得益于市场一体化和城市间的正向空间溢出,推动区域经济绩效持续上升(Dobkins & Ioannides, 2001)。基于此,本文希望解答如下问题:城市群是否对互联网产业空间格局具有显著影响?如果这种影响是存在的,其影响机制是什么?考虑到中国区域经济发展存在较强的异质性,不同特征的城市受到的影响是否具有不同的表现?

本文使用2011—2019年全国工商企业数据库数据,根据企业注册信息中的经营范围界定初创互联网企业,以此计算各地新注册的互联网企业的数量及注册资本在全国的占比。同时,运用GIS方法分析中国初创互联网企业空间布局的时空演化和趋势特征。在此基础上,将236个地级及以上城市的互联网产业份额与其经济社会发展基本情况进行匹配,利用设立国家级城市群这一外生冲击,使用双重差分模型考察设立国家级城市群对全国互联网产业版图变动的的影响,就其影响机制和对不同类型城市的影响差异进行深入探究。

本文的边际贡献如下:首先,本文可能是国内较早致力于识别互联网产业空间格局影响因素的文献。本文注意到互联网产业与传统制造业对交通运输成本的敏感性存在显著差异,制度性因素可能是影响互联网企业行为的主要因素。城市群建设作为一项非正式的制度安排,会通过影响市场进入许可、营商环境等,影响互联网产业的发展,本文将城市群建设与互联网产业发展联系起来,解释了

非正式制度对互联网产业空间发展的影响。其次,本文关注互联网产业的空间变化,现有研究主要关注地区间互联网产业的发展现状差异及其成因,使用数据也大多停留在存量层面,难以就互联网产业的空间格局变化展开分析。本文采用新进入企业的数量和注册资本作为研究对象,能够更好地探究互联网产业空间格局的变化。最后,本文研究互联网产业空间分布的演化规律,厘清互联网产业在空间上扩张与收缩的实现机制,为培育互联网产业集群、优化创业空间布局提供一定的政策启发,也有助于为推动“互联网+”战略从地区性发展到全国性提供理论支撑和实践参考。

二、典型事实与理论分析

本文基于2011—2019年全国236个地级及以上城市企业工商信息统计数据,从新增企业数量的角度看,在较长一段时间内,互联网产业空间分布不均衡,2011年,绝大部分新增互联网企业集中在北京、上海、广州、深圳等一线城市,也有少量新增互联网企业分布在成都、重庆、杭州、济南、青岛、沈阳等大城市。2019年,全国所有省级行政单元均有互联网产业,华北地区、东北地区、中部地区的互联网产业份额均呈现一定程度的提升,长江中游、黄河沿岸地区大量城市均转变为互联网企业数量占比增加的区域,互联网产业份额的空间分布呈现出由中心城市向非节点城市和非省会城市扩张的态势。而长江中游地区、黄河沿岸地区均为国家级城市群所在区域。从新增注册资本的角度看,2011年,互联网企业空间分布同样存在与城市规模呈现梯度匹配的现象,但是2019年,新增互联网企业的空间分布逐渐打破原有城市体系的束缚,在大城市周边也逐渐出现了新增互联网企业,在本文的观察期内,互联网产业的空间变革与城市群的空间扩张呈现高度的相关性。

传统区位论侧重以交通、市场和成本等经济因素解释企业的布局特征(Krugman, 1991)。随着信息网络的虚拟空间对实体地理空间的压缩与折叠加剧,加之移动互联网持续繁荣和5G技术商用加速,传统经济因素对互联网企业选址的影响开始弱化,制度作为一项新的区位因素,其重要性逐渐凸显。2019年,国家发展和改革委员会发布的《关于

培育发展现代化都市圈的指导意见》明确提出,以促进中心城市与周边城市(镇)同城化发展为方向,以创新体制机制为抓手,以推动统一市场建设、基础设施一体高效、公共服务共建共享、产业专业化分工协作、生态环境共保共治、城乡融合发展为重点,培育发展一批现代化都市圈,形成区域竞争新优势,为城市群高质量发展、经济转型升级提供重要支撑。国家级城市群是在基础设施互联互通的基础上,强化成员间的合作,畅通商品及要素在都市间的流动,进而形成的一个统一的网络系统。

不同于制造业企业,仅依靠企业内部“闭门造车”式的技术创新不足以适应互联网产业多变的市场环境,企业需要向外搜寻数字技术创新资源,寻求合作机遇,提升自身竞争力,由此形成了企业与企业、企业与城市外向性的合作需求。在空间距离给定的情形下,制度性成本将影响互联网企业跨区域的外向性合作与市场经营活动。城市群的设立使得位于城市群的企业能够以较低的交易成本与周边地区的经济主体进行互动,能够更大幅度地获取周边城市经济活动的外部性,例如,城市群推动了市场的一体化,进而提升了企业的预期收益;城市群降低了地区间的行政壁垒,使得成员城市更容易接收中心城市的技术外溢。由此,本文提出假设1。

假设1:设立国家级城市群有助于提升成员城市的互联网产业占比。

三、模型设定、变量选取和数据来源

梳理国家级城市群批复文件,建立“城市群成员城市—批复时间”数据库,结合2011—2019年地级市面板数据,构建双重差分模型检验国家级城市群的设立对互联网产业空间变革的影响。

1. 国家级城市群的批复与设立

城市群一般是指在特定地域范围内,以1个以上特大城市为核心,由至少3个以上大城市为构成单元,依托发达的交通、通信等基础设施网络所形成的空间组织紧凑、经济联系紧密,最终实现高度同城化和高度一体化的城市群体(方创琳,2014)。2018年11月18日,中共中央、国务院发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》指出,以京津冀城市群、长三角城市群、粤港澳大湾区

区、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群、关中平原城市群等城市群推动国家重大区域战略融合发展,建立以中心城市引领城市群发展、城市群带动区域发展新模式,推动区域板块之间融合互动发展。截至2019年2月18日,国务院先后批复了10个国家级城市群,分别是:长江中游城市群、哈长城市群、成渝城市群、长江三角洲城市群、中原城市群、北部湾城市群、关中平原城市群、呼包鄂榆城市群、兰西城市群、粤港澳大湾区(见表1)。从分布区域看,10个国家级城市群基本覆盖了中国东中西部及东北地区,具有广泛的代表性。判定城市群实际开始建设的时间尚无统一标准,本文采用获得批复时间作为政策的时间变量。因为设立国家级城市群均有国务院公文显示具体的批复日期,不仅在时间上更为精确,而且能够更有效地识别整个政策的作用效果。

表1 国家级城市群名单及获得国务院批复时间

国家级城市群	国务院批复时间
长江中游城市群	2015年3月26日
哈长城市群	2016年2月23日
成渝城市群	2016年4月12日
长江三角洲城市群	2016年5月22日
中原城市群	2016年12月28日
北部湾城市群	2017年1月20日
关中平原城市群	2018年1月9日
呼包鄂榆城市群	2018年2月5日
兰西城市群	2018年2月22日
粤港澳大湾区	2019年2月18日

资料来源:作者整理。

2. 模型设定

本文主要考察城市间的非正式制度对地区互联网产业份额的影响,国家级城市群的设立为本研究提供了一项准自然实验的证据。因此,本文使用双重差分模型研究设立国家级城市群对互联网产业空间经济格局的影响,以未获国务院批复的城市为对照组,获得批复后的城市为实验组,设定回归方程如下:

$$share_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 policy_{c,t} + \beta_2 X_{c,t} + \mu_c + \nu_t + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

式(1)为基准回归方程,被解释变量 $share_{c,t}$ 表示城市 c 第 t 年的新增互联网企业数量占全国新增互联网企业数量的份额,也可以表示城市 c 第 t 年的新增互联网企业注册资本占全国新增互联网企业

注册资本的份额。 $policy_{c,t}$ 是本文的核心解释变量,表示城市 c 第 t 年是否是获得国家级城市群批复城市,受到政策影响取值为1,否则为0。 $X_{c,t}$ 为控制变量的集合,具体包括城市人口规模(对数) $\ln popu$ 、城市经济发展水平(对数) $\ln pGDP$ 、对外开放水平 FDI 、固定资产投资占比 $invest$ 、房地产资产投资占比 $estim$ 、政府对经济活动的干预程度 gov 、政府收入占 GDP 比重 bud 、每万人在校大学生数量 $educa$ 、辖区面积 $area$ 。 μ_c 为城市固定效应, ν_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 为随机扰动项,回归中变量的系数 β_i 是参数估计的关注重点,回归的标准误差聚类到城市层面。

为进一步探究设立国家级城市群对互联网产业空间格局的影响机制,构建如下模型:

$$share_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 policy_{c,t} + \beta_2 W_{c,t} + \beta_3 W_{c,t} \cdot policy_{c,t} + \beta_4 X_{c,t} + \mu_c + \nu_t + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

根据研究需要, $W_{c,t}$ 可表征是否为中心城市、城市互联网产业发展基础及城市人口规模。

3. 变量的选取和数据来源

第一,被解释变量。被解释变量为互联网产业占全国的份额 $share$,使用各地区年新增互联网企业数量占全国的比重或新增互联网企业注册资本占全国的比重反映地区互联网产业发展在全国的互联网版图中的地位,以每年新注册互联网企业数量或注册资本除以全国互联网企业的总数或者总注册资本得到。数据来源于2011—2019年全国236个地级及以上城市企业工商信息统计数据,以是否从事互联网及相关业务作为识别互联网企业的标准,以此计算不同城市新增互联网企业的数量和注册资本占比。

第二,控制变量。城市人口规模(对数) $\ln popu$ 和城市经济发展水平(对数) $\ln pGDP$ 用于控制城市的基本经济发展水平。一般来说,城市的市场需求可由人口和地区经济发展水平决定,因此,回归中加入 $\ln popu$ 和 $\ln pGDP$ 可以控制需求市场对互联网产业发展的影响。 $invest$ 和 $estim$ 分别以固定资产投资和房地产投资占 GDP 的比重加以衡量,用于控制投资的挤出效应。对外开放水平 FDI 用外商直接投资占 GDP 的比重衡量,采用各地区外商直接投资额经当年人民币与美元平均汇率折算后表示。一方面,城市对外开放水平的提升有利于活跃城市的资本市场,拓宽企业获取资金的渠道;另一方面,外资企业和外来资本具有示范效应和推动效应,城市对外

开放水平的提升有助于提高互联网产业的发展质量。 gov 用财政支出占 GDP 的比重表示,政府对经济的干预有助于缓解市场失灵,促进互联网产业的发展。当然,政府过度干预经济可能会造成政府失灵,不利于互联网产业的发展。上述数据均源于相应年份的《中国城市统计年鉴》。 $educa$ 以每万人在校大学生数加1取对数度量人力资本水平,数据来自《中国区域经济发展年鉴》。 bud 用财政收入占 GDP 的比重表示,政府财力越充足,说明政府越有能力通过补贴、优惠等手段对互联网及其相关产业予以支持。 $educa$ 用于度量城市的人力资本水平,以每万人的在校大学生数量加1取对数得到。上述数据均源于相应年份的《中国城市统计年鉴》。考虑到互联网的发展基础会影响地区互联网产业的发展水平,本文借鉴赵涛(2020)的方法,从互联网发展和数字普惠金融两个方面构建数字经济的测度指标体系。其中,互联网发展的指标包括互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇从业人员比重、电信业务总量、移动电话用户数。数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制。

4. 描述性统计

本文考察的时间跨度为2011—2019年,覆盖中国236个地级及以上城市,剔除缺失关键变量的观测值后,最终得到224个地级及以上城市观测值作为最终的数据样本。表2为本文的描述性统计。无论是从数量还是从注册资本看,新增互联网企业份额的均值与最值都存在较大的偏离,说明互联网产业在空间上存在较强的集聚现象。控制变量在样本间都存在较大差异,有必要进行控制。

四、回归结果分析

本部分构建双重差分模型实证检验设立国家级城市群对互联网产业空间变革的影响,在此基础上进行平行趋势检验和稳健性检验,确保研究结果是稳健的。

1. 基准回归分析

表3报告了城市规模对互联网产业空间分布的估计结果。第(1)列的结果中, $policy$ 的系数为正,且在1%水平下显著,说明设立国家级城市群后,城市群成员新增互联网企业的份额会随之上升。第

表2 描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>share_number</i>	2016	0.002	0.006	0	0.117
<i>share_cap</i>	2016	0.002	0.016	0	0.612
<i>lnpopu</i>	2016	5.842	0.784	-3.219	8.136
<i>lnpGDP</i>	2016	10.690	0.568	8.842	13.06
<i>FDI</i>	2016	0.002	0.002	0.001	0.029
<i>invest</i>	2016	0.786	0.277	0.087	2.197
<i>estim</i>	2016	0.083	0.0552	0.001	0.715
<i>gov</i>	2016	0.206	0.140	0.043	2.349
<i>bud</i>	2016	0.077	0.0263	0.023	0.239
<i>educa</i>	2016	0.199	222.2	1.900	1.294
<i>area</i>	2016	17.629	26.298	13.000	407.276
<i>digital</i>	2016	9.856	20.264	0.033	363.392
<i>tele</i>	2016	440.869	718.271	5.919	139.607
<i>infra</i>	2016	12.666	50.461	0.191	873.417
<i>broad</i>	2016	0.993	119.2	1	133.702
<i>mobile</i>	2016	0.467	0.504	0.131	4.196
<i> fina</i>	2016	0.167	67.89	17.02	410.3

数据来源:作者整理。

(2)列和第(3)列加入了表征城市经济发展的控制变量,*policy*的系数符号和显著性均未出现明显变化。第(4)列在第(3)列基础上加入表征城市互联网产业发展基础的变量,回归结果中*policy*系数的符号和显著性仍然显著为正。从第(1)一(4)列的回归结果可以看出,实证模型的估计结果非常稳健,设立国家级城市群提升了成员城市互联网产业的份额,前文提出的假设得到支持。第(5)一(8)列将被解释变量替换为新增互联网企业注册资本占全国互联网产业的份额,回归结果中,*policy*的系数仍然显著为正,说明设立国家级城市群不仅有助于互联网企业的数量增加,也存在促进产业资本扩张的效应。第(6)一(8)列依次加入表征城市经济发展水平、城市基本状况和城市互联网产业发展基础的变量,回归结果中*policy*系数的符号和显著性仍然支持假设1,结合第(8)列的系数估计结果可知,设立国家级城市群后,成员城市互联网产业的注册资本占全国份额会提升约0.1%。比较第(1)一(4)列和第(5)一(8)列中*policy*的系数,不难发现第(5)一(8)列中*policy*的系数要小于第(1)一(4)列,可能是因为相较于企业的投资行为,企业的设立行为对设立国家级城市群这一外生冲击更为敏感。

控制变量的回归结果基本符合预期,城市层面

的控制变量中,*lnpopu*的系数显著为正,说明人口规模较大城市的互联网产业在全国的比重相对较高,可能原因在于较高的人口规模能够提供更大的需求市场。第(2)一(3)列*lnpGDP*的系数显著为正,说明经济基础较好的城市互联网产业在全国的比重相对较高。但是在加入控制互联网产业发展基础的变量后,*lnpopu*的系数不显著,说明经济活动对互联网产业的影响可能会被当地的互联网产业发展基础吸收。*gov*的系数不显著,说明政府干预对互联网产业在全国的份额不具有显著影响,但是*bud*的系数显著为正,可能是因为财政收益较好的地方政府能够给予互联网企业更多的补助。*invest*的系数显著为负,说明在地区经济结构中,投资占比越高的地区,越不利于其互联网产业的发展。*FDI*的系数显著为正,可能是对外开放程度较高的地区更容易吸纳外部先进的技术,有助于互联网产业发展。*educa*的系数显著为正,说明获取高素质劳动力越容易的地区,越有助于提升其互联网产业在全国的份额。

2.平行趋势及动态效应检验

双重差分模型设计要求保证政策实施之前实验组和控制组满足平行趋势条件。为确保回归结果的有效性,本部分借助回归方程(3),进一步对设立国家级城市群对互联网产业空间格局在年度之间的动态效应进行分解和分析。

$$share_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy \sum \delta_{\tau} D_{t+\tau} + \beta_2 X + \mu_c + \nu_i + \varepsilon_{c,t} \quad (3)$$

其中, $D_{t+\tau}$ 在 $\tau=0$ 、 $\tau>0$ 和 $\tau<0$ 时,分别表示为*current*、*post*和*pre*。具体而言,*current*代表国家级城市群获得批复当年的经济效应,即受到政策改革影响当年该变量取值为1,否则为0;*post*代表国家级城市群获得批复之后各年份的经济效应,如受到政策改革影响后的第一年*post_1*为1,否则为0;*pre*表示设立国家级城市群之前各年份的经济效应,赋值方式同上。表4呈现了平行趋势及动态效应检验的分析结果,设立国家级城市群在得到批复前的一系列变量均不显著,证明本文使用的双重差分模型满足平行趋势这一假设前提条件,实验组和控制组在国家级城市群得到批复发生之前差异不明显,是可以进行比较的。在得到批复后,设立国家级城市群的政策效应非常明显,从不同期估计的系数看,从国家级城市群得到批复当年开始,持续到政策发生

表3 城市规模与互联网企业发展

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>policy</i>	0.004*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
<i>lnpopu</i>		0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>lnpGDP</i>		0.004*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.001 (0.001)		0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001** (0.001)
<i>gov</i>			-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)			0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>bud</i>			0.054*** (0.015)	0.046*** (0.015)			0.023*** (0.009)	0.015* (0.008)
<i>invest</i>			-0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)			-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
<i>FDI</i>			0.151* (0.084)	0.153* (0.084)			0.237** (0.100)	0.222** (0.096)
<i>estim</i>			-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)			-0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)
<i>educa</i>			0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)			0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>area</i>			-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)			-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>tele</i>				0.015* (0.008)				0.012** (0.005)
<i>infra</i>				0.014 (0.011)				0.042*** (0.015)
<i>broad</i>				-4.136 (3.732)				-3.570 (2.974)
<i>mobile</i>				0.003 (0.022)				-0.012 (0.017)
<i>fina</i>				0.015*** (0.003)				0.007** (0.003)
<i>_cons</i>	0.004*** (0.002)	-0.056*** (0.005)	-0.039*** (0.007)	-0.022*** (0.009)	0.013* (0.007)	-0.045*** (0.005)	-0.034*** (0.006)	-0.022*** (0.007)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>City FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>OBS</i>	2 016	2 016	2 016	2 016	2 016	2 016	2 016	2 016
<i>adj.R²</i>	0.112	0.193	0.259	0.268	0.069	0.126	0.156	0.173

注:(1)*、**与***代表的显著性水平分别为10%、5%与1%;(2)系数下方括号报告了回归系数的标准差,下同。

数据来源:作者整理。

后的第4年,系数始终为正且显著,说明设立国家级城市群对成员城市互联网产业的影响是长期存在的,而不是短期投资带动的结果。

3.稳健性检验

本文就上述回归结果进行了两个方面的稳健性检验。第一,剔除极端值的影响。稳健性检验根据新增企业数量和注册资本,对样本进行了右侧1%的缩尾处理,避免极端值对结果的干扰。之所以进行右缩尾,而非常见的两端缩尾是因为互联网企业在产业内呈现厚尾分布的特征,极端值通常来

源于分布右侧。使用缩尾处理后的样本计算互联网产业的份额,为避免极端值对结果产生的影响。第二,缩小样本范围。基准回归的样本是全部城市,稳健性检验剔除样本期间内始终未出现新注册互联网企业的样本。采用这一处理方法的原因在于,部分城市可能由于地处山区、边疆地区,不适合发展互联网产业,也因为地理位置等原因未被划入国家级城市群,那么可能会存在潜在的样本选择问题,剔除始终未出现新注册互联网企业的城市样本,可以在一定程度上化解这一挑战。

表4 平行趋势及动态效应检验

	(1)	(2)
<i>pre_4_and more</i>	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
<i>pre_3</i>	0.001* (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>pre_2</i>	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
<i>current</i>	0.001* (0.001)	0.000** (0.000)
<i>post_1</i>	0.001* (0.001)	0.001** (0.000)
<i>post_2</i>	0.002** (0.001)	0.001*** (0.000)
<i>post_3</i>	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)
<i>post_4_and more</i>	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)
<i>_cons</i>	-0.023*** (0.008)	-0.007*** (0.002)
<i>Control</i>	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES
<i>City FE</i>	YES	YES
<i>N</i>	2 016	2 016
<i>adj.R²</i>	0.266	0.299

数据来源:作者整理。

表5报告了稳健性检验的结果。第(1)、(2)列为使用缩尾后样本的回归结果,无论是对企业数量份额还是对企业注册资本份额的影响,*policy*的系数均显著为正,说明前文得到的结论是稳健的,而非极端情形下得到的偶然结果。第(3)、(4)列的结果中,*policy*的系数同样显著为正,再次证明前文结论的稳健性,设立国家级城市群的经济效应是普遍存在的,而非是特定样本下得到的结果。表5的结果继续支持了假设1,有力地证明了设立国家级城市群对成员城市的互联网产业发展具有正向影响。

五、进一步分析

本部分研究设立国家级城市群对中心城市和非中心城市的影响,从需求市场和供给市场两个维度检验设立国家级城市群对互联网产业空间格局的影响机制。

1.对称性检验

结果证实了设立国家级城市群显著提升了成员城市的互联网产业占比,一个自然的问题是,这种促进作用是否存在对称性,即设立国家级城市群

表5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>policy</i>	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>lnpopu</i>	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)
<i>lnpgdp</i>	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000*** (0.000)
<i>fdi</i>	0.075 (0.047)	-0.009 (0.016)	0.077* (0.046)	-0.009 (0.016)
<i>invest</i>	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
<i>estim</i>	0.003* (0.002)	0.002 (0.001)	0.003 (0.002)	0.002* (0.001)
<i>gov</i>	-0.001* (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.000)
<i>bud</i>	0.016*** (0.004)	0.005*** (0.002)	0.015*** (0.004)	0.005*** (0.002)
<i>inform</i>	0.019*** (0.006)	0.005*** (0.002)	0.018*** (0.005)	0.005*** (0.002)
<i>educa</i>	0.004*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.002*** (0.000)
<i>area</i>	0.069 (0.309)	0.010 (0.137)	0.110 (0.264)	0.041 (0.123)
<i>tele</i>	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>infra</i>	0.012 (0.007)	0.003 (0.003)	0.013* (0.007)	0.003 (0.003)
<i>broad</i>	-2.424 (2.810)	1.146 (1.308)	-2.118 (2.483)	1.073 (1.148)
<i>mobile</i>	0.238* (0.129)	0.037 (0.039)	0.222* (0.125)	0.033 (0.037)
<i>fina</i>	0.011*** (0.003)	0.004*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.005*** (0.001)
<i>_cons</i>	-0.020*** (0.004)	-0.007*** (0.002)	-0.019*** (0.004)	-0.007*** (0.002)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>OBS</i>	2016	2016	1260	1260
<i>adj. R²</i>	0.395	0.303	0.397	0.300

数据来源:作者整理。

是否会对不同级别的城市产生不同的影响?为检验设立国家级城市群是否存在这种对称效应,模型(2)中的*W*表示城市群非中心城市,记作*peri*,以此观察城市群不同城市所受的影响差异。表6报告的回归结果中,*policy*的系数显著为正,说明设立国家

级城市群对成员城市互联网产业的发展具有促进作用,再次为假设1提供支持。*peri*的系数显著为负,说明非中心城市互联网产业的份额相对较低。*peri*×*policy*的系数显著为正,说明设立国家级城市群对非中心城市的份额提升具有更大的促进作用。需要指出的是,结合回归系数来看,*peri*的系数绝对值远大于*peri*×*policy*的系数绝对值,设立国家级城市群无法从本质上逆转中心城市对非中心城市的产业发展优势。

表6 设立国家级城市群对不同城市的影响

	num	cap
	(1)	(2)
<i>policy</i>	0.007*** (0.000)	0.006*** (0.002)
<i>peri</i>	-0.006*** (0.001)	-0.002** (0.001)
<i>peri</i> × <i>policy</i>	0.002*** (0.000)	0.002* (0.001)
<i>Control</i>	YES	YES
<i>_cons</i>	0.004** (0.002)	0.012*** (0.005)
<i>Year FE</i>	YES	YES
<i>City FE</i>	YES	YES
<i>OBS</i>	2016	2016
<i>adj. R²</i>	0.142	0.323

数据来源:作者整理。

2.影响机制分析

本小节首先从需求市场的角度出发,探究设立国家级城市群对地区互联网产业份额的影响。在模型(2)的基础上,加入表征中心城市市场规模占全部城市群成员城市GDP比重的变量*demand*及其与*policy*的交互项*demand*×*policy*。如果市场需求的增加提升了企业市场收益的预期,那么中心城市的市场规模越大,在国家级城市群得到批复后,企业加入城市群获取的市场份额收益就越大,其预期收益的提升幅度也就越高。因此,中心城市的市场规模越大,设立国家级城市群后,互联网企业选择设立在成员城市的动机就越强,成员城市的互联网产业份额随之上升。表7第(1)列报告了设立国家级城市群对城市群成员城市互联网产业占全国互联网产业比重的影响,*policy*和*demand*×*policy*的系数均显著为正,说明国家级城市群的设立有助于提升城市群成员城市互联网产业的份额,且中心城市市场规模越大,成员城市的产业占比提升越高。表7第(2)列报告了设立国家级城市群对互联网产业注

表7 设立国家级城市群对互联网产业空间格局变迁的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>policy</i>	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.001)
<i>demand</i>	0.016** (0.008)	0.014*** (0.002)		
<i>demand</i> × <i>policy</i>	0.003*** (0.001)	0.002* (0.000)		
<i>digit</i>			0.003*** (0.000)	0.001 (0.002)
<i>digit</i> × <i>policy</i>			-0.002*** (0.000)	-0.001 (0.002)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	-0.008*** (0.002)	-0.014*** (0.004)	-0.004** (0.002)	-0.013** (0.006)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>OBS</i>	2 016	2 016	2 016	2 016
<i>adj. R²</i>	0.163	0.168	0.119	0.116

数据来源:作者整理。

册资本份额的影响,*policy*和*demand*×*policy*的系数同样显著为正。市场规模影响企业的预期收益,城市群建设打破了地区间的行政壁垒,推动市场一体化,促进了互联网企业的设立与投资,进而提升了成员城市的互联网产业的数量占比与注册资本占比。

随后,本小节从供给市场的角度,探究设立国家级城市群对地区互联网产业份额的影响。前文中涉及互联网产业发展基础的变量较多,如果逐一引入交互项,可能不便观察互联网产业发展基础的整体效应。为此,本小节采用主成分分析法,将以上5个指标的数据标准化后进行降维处理,得到数字经济综合发展指数*digit*,在回归中加入*digit*和*digit*×*policy*。表7第(3)列报告的回归结果中,*policy*的系数显著为正,说明国家级城市群的设立有助于提升城市群成员城市互联网企业数量的比重。但是,*digit*×*policy*的系数显著为负,意味着国家级城市群建设可能会强化中心城市的虹吸效应。值得注意的是,表7第(4)列的回归结果中,*digit*×*policy*对注册资本占比的影响不显著。可能的原因是互联网产业的基础主要影响企业的进入行为,而不影响企业的投资决策,故而对注册资本占比的影响不显著。

六、结语

本文将设立国家级城市群作为一项外生冲击,使用2011—2019年全国工商企业数据库数据,运用双重差分模型实证分析设立国家级城市群对全国互联网产业空间变革的影响。主要结论如下:一是得到国务院批复后,国家级城市群成员城市的互联网产业份额得到显著提升;二是从作用路径看,设立国家级城市扩大了互联网产业的需求市场规模,进而实现成员城市的新增注册资本份额扩张,但是互联网基础设施产生的虹吸效应会减少成员城市新增互联网企业的数量占比;三是国家级城市群建设的经济效应具有非对称性,相较于中心城市,非中心城市能从国家级城市群的设立中获得更大的益处。

本文的研究有助于深入了解中国互联网企业的空间分布特征和变化趋势,为中国数字经济战略的实施提供有针对性的对策建议。具体来说,可以得到以下三点政策启示。

第一,出台以城市群为核心的互联网产业发展政策。城市群是经济发展的重要引擎,对互联网产业发展起到显著的促进作用。在制定地区性的互联网发展政策及规划时,应当注重在区域内形成合理的发展格局和健全的协调机制,强化城市间的协调与合作,努力发挥城市群在增强区域互联网产业发展活力、提升产业效率等方面的重要作用。

第二,注重发挥市场机制,整合区域性互联网产业市场。城市群建设有利于促进要素自由流动,因此,要通过机制体制创新,不断拓展市场边界,扩大需求市场的规模,提升互联网企业的预期收益。注重发挥市场的作用,促进要素自由流动,切实降低企业的生产成本和交易成本。进一步弱化地区间的行政壁垒,形成有利于劳动分工、知识溢出的积极条件,促进技术变革扩散,推动资源高效配置,为互联网产业实现规模经济、收益递增创造有利条件。

第三,发挥城市群在互联网产业高质量发展中的引领作用,特别是要加强中心城市的市场力量,进一步打通城市间的行政壁垒,在城市群成员城市间统筹布局的基础上,实现城市群成员城市间市场共建共享,在整合中实现高质量发展,要特别注意

强化城市群建设对非中心城市产业发展的促进作用,作为后发地区、边远地区实现高质量发展的有利抓手。同时,也要注意,中心城市由于具备较好的互联网发展基础,可能对非中心城市产生虹吸效应。因此,需要在避免重复建设的基础上,鼓励非中心城市合理布局新型基础设施,与中心城市形成差异化发展,促进城市间的功能互补,以此弱化中心城市的虹吸效应,避免非中心城市在产业发展中过于边缘化。

参考文献

- [1] Tu X, Wang M, Sun K. China Internet Industry State Analysis and Prosperity Indexes [J]. China Communications, 2016, 13(10).
- [2] Song Z, Liu W. The Challenge of Wide Application of Information and Communication Technologies to Traditional Location Theory [J]. Journal of Geographical Sciences, 2013, 23(2).
- [3] Rachmawati R, Rijanta R, Djunaedi A. Location Decentralization Due to the Use of Information and Communication Technology: Empirical Evidence from Yogyakarta, Indonesia [J]. Human Geographies, 2015, 9(1).
- [4] Dobkins L, Ioannides Y. Spatial Interactions among US Cities: 1900—1990 [J]. Regional Science and Urban Economics, 2001, 31(6).
- [5] Krugman P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3).
- [6] 方创琳.中国城市群研究取得的重要进展与未来发展方向[J].地理学报, 2014, 69(8).
- [7] 郭家堂, 骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗[J].管理世界, 2016(10).
- [8] 黄群慧, 余泳泽, 张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济, 2019(8).
- [9] 左鹏飞, 姜奇平, 陈静.互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J].数量经济技术经济研究, 2020, 37(7).
- [10] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济, 2019(7).
- [11] 沈国兵, 袁征宇.企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J].经济研究, 2020, 55(1).
- [12] 岳云嵩, 李兵.电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效:基于“阿里巴巴”大数据的经验研究[J].中国工业经济, 2018(8).
- [13] 蒋琪, 王标悦, 张辉, 等.互联网使用对中国居民个人收入的影响:基于CFPS面板数据的经验研究[J].劳动经济研究, 2018, 6(5).
- [14] 宋林, 何洋.互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响[J].中国人口科学, 2020(3).

- [15] 崔蓉, 李国锋. 中国互联网发展水平的地区差距及动态演进: 2006—2018[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(5).
- [16] 杨凡, 杜德斌, 段德忠, 等. 城市内部研发密集型制造业的空间分布与区位选择模式: 以北京、上海为例[J]. 地理科学, 2017, 37(4).
- [17] 谢敏, 赵红岩, 朱娜娜, 等. 宁波市软件产业空间格局演化及其区位选择[J]. 经济地理, 2017, 37(4).
- [18] 刘婧, 甄峰, 张姗姗, 等. 新一代信息技术企业空间分布特征及影响因素: 以南京市中心城区为例[J]. 经济地理, 2022, 42(2).
- [19] 王节祥, 杨洋, 邱毅, 等. 身份差异化: 垂直互联网平台企业成长战略研究[J]. 中国工业经济, 2021, 402(9).
- [20] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10).

The National Urban Agglomeration Construction and Spatial Transformation of Internet Industry

Zhao Chuanyu Du Wanli Zhang Jie

Abstract: As an important force driving China's economic and social development, the spatial layout of the internet industry has a profound impact on high-quality development. This paper uses the panel data of 236 cities at prefecture level and above in China from 2011 to 2019 to analyze the relationship between cities and the Internet industry from the perspective of industrial spatial distribution. Research has found that the establishment of national level urban agglomerations significantly promotes the proportion of member cities' internet industry in the country, indicating that urban agglomerations have a positive economic effect on the development of the internet industry. The results of parallel trend and dynamic effect tests indicate that the economic effects of establishing a national level urban agglomeration exist for a long time. The economic effects of establishing a national level urban agglomeration are asymmetric, and the benefits of non central cities are higher than those of central cities. This study has policy reference significance for the spatial distribution of public resources and the spatial layout of the internet industry in Chinese cities, as well as how to more effectively utilize the economic belt of urban agglomerations.

Key Words: Internet Industry; Newly Entered Internet Enterprises; National Urban Agglomeration

(责任编辑:张子)