

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

□赵 涛 张 智 梁上坤

摘要:本文探讨了数字经济促进城市高质量发展的效应及其背后的机制。理论上,数字经济可以通过提升创业活跃度,从而赋能高质量发展。实证上,本文测度了2011~2016年中国222个地级及以上城市的数字经济和高质量发展的综合水平,并以企业工商注册信息微观数据刻画城市的创业活跃度,在此基础上进行计量分析。结果表明:数字经济显著促进了高质量发展,这一结论在进行选取历史数据作为工具变量和“宽带中国”试点作为准自然实验等稳健性检验后仍然成立。作用机制的分析显示,激发大众创业是数字经济释放高质量发展红利的重要机制。最后,采用门槛模型和空间模型,发现数字经济的积极影响存在“边际效应”非线性递增以及空间溢出的特点。本文的研究推动了高质量发展动因以及数字经济赋能高质量发展的效应、机制和地区差异的理解。

关键词:数字经济 创业 高质量发展 宽带中国

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0154

一、引言

数字经济作为我国经济发展中最为活跃的领域,与经济社会各领域融合的广度和深度不断拓展,在激发消费、拉动投资、创造就业等方面发挥重要作用。从国内视角来看,中国信息通信研究院的相关资料显示^①,2016年我国数字经济的规模为22.4万亿元,2019年达到35.8万亿元,占GDP比重为36.2%,按可比口径计算,同比名义增长15.6%,远高于GDP增速。从国际视角来看,联合国贸易与发展会议发布的《2019年数字经济报告》指出,美国和中国正成为这一领域的主要领导者,他们占全球70个最大数字平台市值的90%,中国的腾讯、阿里巴巴跻身这其中的7个“超级平台”。我国数字经济在规模保持高速增长之下逐渐成为国民经济的重要组成部分和增长动力。与此同时,随着中国经济进入新常态,亟需从投资驱动的增长模式“换挡”到创新驱动发展模式,数字经济被认为是推动经济高质量发展的重要依托。正如习近平总书记指出的那样,全面贯彻新发展理念,以信息化培育新动能,用新动能推动新发展。因此,如何有效释放数字经济对中国高质量发展的助推力量,成为近年来政府和社会各界广泛讨论的行动议题。

那么,数字经济是否驱动了中国的高质量发展?如果该效应得到证实,其背后的作用机制是什么呢?数字经济对高质量发展的作用在本身特征以及空间规律上又具有何种差异?对于这些问题,尽管互联网在现实生活中取得了巨大成就,数字经济也逐渐成为国民经济形态中的重要组成部分,但准确评估数字经济对高质量发展的作用的实证研究却极为缺乏。仅有的相关文献来自于实现路径的理论阐述和互联网如何影响全要素生产率(郭家堂、骆品

*本文得到国家自然科学基金青年项目(71903115)、北京市社会科学基金项目(19JDYJB026)的资助。

亮,2016;黄群慧等,2019)、创新效率(韩先锋等,2019;罗珉、李亮宇,2015)和经济地理格局优化(安同良、杨晨,2020),以及数字经济对包容性增长(张勋等,2019)的影响等高质量发展子论题。要回答以上问题,需要在梳理相关理论的基础之上,结合中国的现实背景进行实证研究,这也为本文提供了边际贡献的机会。

已有的理论研究认为,数字经济对经济高质量发展的影响是多维复合的:在微观层面上,互联网等新兴技术可以形成兼具规模经济、范围经济及长尾效应的经济环境,在此基础上更好地匹配供需,形成更完善的价格机制,由此提高经济的均衡水平;在宏观层面上,通过新的投入要素、新的资源配置效率和新的全要素生产率促进高质量发展(洪银兴,2018;荆文君、孙宝文,2019)。然而这其中存在一个重要的问题,数字经济主要通过何种路径促进高质量发展,以往研究并没有提供一个统一的框架来回答该问题。对此问题,本文选取从数字经济对创业活跃度影响的视角展开研究。创业活动是经济增长的内生动力,对推动新旧动能转换和经济结构升级、扩大就业和改善民生、实现机会公平和社会纵向流动发挥了重要作用,从而为促进经济高质量发展提供了有力支撑^②。通过该角度,本文尝试基于一个完整的框架探讨数字经济如何促进高质量发展。并且,本文选取城市层面作为区域对象,能够在更加细致的空间尺度上对数字经济、创业活跃度和高质量发展进行研究。

具体来讲,本文结合数字经济特有的属性,以创业活跃度为视角构建理论分析框架,在此基础上,测度了2011~2016年全国222个地级及以上城市的数字经济和高质量发展水平,并将企业工商注册信息与城市传统变量相匹配,运用多种计量方法实证检验数字经济对城市高质量发展的影响及其作用机制。研究结果显示,数字经济显著促进了高质量发展,激发大众创业是其中重要的影响机制,同时数字经济对高质量发展显现出“边际效应”非线性递增以及空间溢出的特点。这些结论在进行选取历史数据作为工具变量和“宽带中国”试点作为准自然实验等稳健性检验后仍然成立。

本文可能的边际贡献在于3个方面:第一,本文借鉴现有文献,从城市层面对数字经济和高质量发展进行了较为全面的测度,能够从更加细微的尺度讨论二者的时空演化特征和影响关系。第二,本文在统一框架下探讨了数字经济主要通过何种路径影响经济发展这一根本性问题,全面评估了数字经济在促进创业活动的作用,支持了创业活动对于数字经济影响高质量发展的路径影响作用,深化了已有文献。第三,本文采用了质量更好的企业工商注册信息作为城市层面创业活跃度的测度指标,相比以往研究更能够准确衡量创业活动在区域上的差异特征。此外,本文还借助“宽带中国”进行了外生冲击检验,较好地提高了文章结果的稳健性。

二、理论分析与研究假设

高质量发展的核心内涵是创新、协调、绿色、开放、共享组成的新发展理念,涉及到社会经济各个领域。数字经济的跨时空信息传播、数据创造以及共享和显著降低交易成本等先天优势和本质特征,有效破除了城市高质量发展的要素供需矛盾、经济活动空间限制和公平与效率未能兼顾等问题。除了凭借自身特征和本质对高质量发展产生的直接影响以外,数字经济还能够影响区域的创业活动,从而对城市高质量发展产生间接影响。同时,考虑到互联网的“梅特卡夫法则”,即网络的价值与节点数的平方相等,呈现网络溢出边际效应递增特征,因而数字经济对高质量发展的影响也可能具有非线性特点与空间溢出效应。这里将主要从作用机制、非线性和空间溢出效应3个方面研究并论证数字经济对城市高质量发展的影响,并提出本文的研究假设。

(一)数字经济影响高质量发展的影响机制

数字经济可以通过影响市场规模、知识溢出和要素组合等培育更多的创业机会,也会从加快信息交互和思想传播等途径丰富创业资源,从而促进城市的创业活跃度。第一,数字经济的发展会激发顾客的产品多样化需求。数字经济的发展使得过去的产品供给方单向输出流动转变为产品供需双方的双向交换流动(罗珉、李亮宇,2015;郭家堂、骆品亮,2016)。数字经济的发展下会激发对于产品多样化的需求,促进产品市场产

量和种类的增长,成为创业活动开展的基础。第二,数字经济的发展会满足创业者的信息获取需求。数字经济提供了便捷的信息交流平台,无论是创业决策前对于商机的把握还是创业过程中的信息沟通,都具有重要的推动作用(周广肃、樊纲,2018)。数字经济的发展从而为创业活动的决策提供了的信息来源和信息基础。第三,数字经济的发展会优化、加速产品的匹配和交易。产品规模扩大与产品种类的多样产生了更为丰富的信息,信息冗余使经济系统变得更加复杂,带来新的匹配问题。这一过程中,互联网、云计算、大数据等新兴技术为经济市场中的匹配问题提供了优化路径(韩长根、张力,2019;荆文君、孙宝文,2019)。数字经济的发展因而为创业活动提供了坚实的后台支持。此外,数字经济还具有较强的社会互动性,不仅会促进社会资本的积累,还会进一步加强创业成功形成的示范效应,从而对周边创业产生影响(周广肃、樊纲,2018)。在上述影响路径下,Audretsch等(2015)以德国的背景进行研究,发现互联网与创业活动存在明显的正相关关系。周广肃和樊纲(2018)通过对中国家庭使用互联网情况如何影响创业的研究发现,信息渠道效应和社会互动效应等能够显著增加创业概率。

与此同时,创业活动的增强也有助于推动经济高质量发展。创业活动是经济增长的内生活力,对创造就业(Glaeser et al., 2015)、产业升级(冯伟、李嘉佳,2019)、结构转型(Noseleit, 2013)等高质量发展内容具有重要推动,有助于改变“高投资、高能耗、高污染”的传统增长模式。特别是在实现共享发展方面,张勋等(2019)以互联网在普惠金融上的应用——数字金融作为切入点,发现互联网能够通过促进创业机会均等化,提高低社会资本家庭的创业概率,促进中国的包容性增长。在促进创业活动的同时,数字经济在社会经济各领域中的持续扩散和广泛渗透,使得创业者较容易获得到高效的创新资源。这一作用推动了创新性思维的生产和碰撞,并提升了新技术的商业化能力,从而使得互联网在应用部门中的创新溢出红利得以释放,为建设创新驱动型高质量发展提供了新动能。韩先锋等(2019)基于中国省层面的实证研究发现,互联网的快速发展显著推动了中国区域创新效率水平提升,完全可以成为新时代下国家提升区域创新效率的新动能。因此,本文提出如下研究假设。

研究假设1:数字经济可以通过提升创业活跃度对经济高质量发展产生积极作用。

(二)数字经济对高质量发展的非线性溢出效应

数字经济时代,各部门间的经济活动边界性正在被弱化,网络中获取信息的成本也大幅下降,这种情景的出现让越来越多的创业者与传统创新主体一起参与到经济高质量发展的建设过程中,这将使得他们在更大区域范围内享受经济高质量发展的红利,真正形成大众创业、万众创新的良好氛围,引起高质量发展溢出效应的动态演变(冯伟、李嘉佳,2019)。随着数字经济的广泛应用,一方面,各部门之间有效提升了自身的运行效率;另一方面,也提供了更为优质、便捷和高端的网络技术和产品服务(罗珉、李亮宇,2015)。随着数字经济的发展,各部门之间联动的边际成本持续降低,参与者从中获取的收益几何式增加。并且,这种效果会随着数字经济水平的提高以及创业活跃度的提升而越来越明显,即“梅特卡夫法则”和网络效应均在城市经济高质量发展中成立。因此,本文提出如下研究假设。

研究假设2:数字经济对高质量发展的影响具有“边际效应”递增的非线性特征。

(三)数字经济对高质量发展的空间溢出效应

数字经济的重要特征就是通过高效的信息传递压缩了时空距离,增强了区域间经济活动关联的广度和深度。Yilmaz等(2002)通过对美国48个州的面板数据进行实证检验,较早关注到了信息化带来的空间溢出效应。Keller(2002)则从知识和技术传播的角度,补充了对其溢出距离的讨论。基于中国背景进行的相关研究(边志强,2014;李天籽、王伟,2018),同样支持互联网具有空间溢出性的结论。城市的经济活动也具有明显的空间相关性,互联网对区域经济发展在经济增长(Lin et al., 2017;张俊英等,2019)、资源错配(韩长根、张力,2019)和数字金融(郭峰等,2017)等方面均存在空间溢出影响。那么,包含互联网的数字经济对于高质量发展的影响理应在空间上也存在溢出效应。因此,本文提出如下研究假设。

研究假设3:数字经济可通过空间外溢效应作用于邻近地区的经济发展质量。

三、研究设计

(一)模型构建

为检验上述研究假设,首先针对直接传导机制构建如下的基本模型:

$$Hqd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $Hqd_{i,t}$ 为城市*i*在*t*时期的经济高质量发展水平, $Dige_{i,t}$ 为城市*i*在*t*时期的数字经济发展水平指标,向量 $Z_{i,t}$ 代表一系列控制变量; μ_i 表示城市*i*不随时间变化的个体固定效应, δ_t 则控制时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

除了式(1)所体现的直接效应,为讨论数字经济对于经济高质量发展可能存在的作用机制,根据前文所述,对创业活跃度是否为二者之间的中介变量进行检验。具体的检验步骤如下:在数字经济发展指数 $Dige$ 对于高质量发展指数 Hqd 的线性回归模型(1)的系数 α_1 显著性通过检验基础上,分别构建 $Dige$ 对于中介变量创业活跃度 $Entrep$ 的线性回归方程,以及 $Dige$ 与中介变量 $Entrep$ 对 Hqd 的回归方程,通过 β_1 、 γ_1 和 γ_2 等回归系数的显著性判断中介效应是否存在。以上回归模型的具体形式设定如下:

$$Entrep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{i,t} + \beta_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Hqd_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dige_{i,t} + \gamma_2 Entrep_{i,t} + \gamma_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

对于间接传导机制的实证检验除了中介效应模型以外,还应该考虑互联网的“网络效应”和“梅特卡夫法则”:互联网价值与用户数呈现平方正比关系。数字经济发展水平和创业活跃度还可能会对数字经济促进经济高质量发展的非线性动态溢出产生间接作用。因此,设定如下面板门槛模型:

$$Hqd_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 Dige_{i,t} \times I(Adj_{i,t} \leq \theta) + \varphi_2 Dige_{i,t} \times I(Adj_{i,t} > \theta) + \varphi_c Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中, $Adj_{i,t}$ 为数字经济和创业活跃度等门槛变量, $I(\cdot)$ 为取值1或0的指示函数,满足括号内条件即为1,否则为0。式(4)考虑的是单门槛情形,可以根据样本数据的计量检验等步骤扩充至多门槛情形。

最后,为进一步讨论数字经济对高质量发展的空间溢出效应,在式(1)中引入此二者以及其他控制变量的空间交互项,进一步将其拓展为空间面板计量模型:

$$Hqd_{i,t} = \alpha_0 + \rho WHqd_{i,t} + \phi_1 WDige_{i,t} + \alpha_1 Dige_{i,t} + \phi_c WZ_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, ρ 代表空间自回归系数, W 为空间权重矩阵,为提高实证结果的稳健性,本文采用了地理距离矩阵、经济距离矩阵和邻接矩阵3种方法进行回归。 ϕ_1 和 ϕ_c 为核心解释变量以及控制变量空间交互项的弹性系数。式(5)包括了被解释变量和解释变量的空间交互项,被称为空间杜宾模型(SDM)。

(二)变量测度与说明

1. 经济高质量发展水平的测度

虽然全要素生产率作为经济增长可持续性的重要因素已成为学界的共识,但受限于测算波动性以及维度单一性,仅将其作为经济高质量发展的评价指标显然不能满足研究需要。因此,越来越多的学者通过多维的指标体系对经济高质量发展水平进行衡量。在参考相关文献(曾艺等,2019;钞小静、任保平,2011)的基础上^③,结合城市层面可获得的数据,本文设定了由产业结构、包容性TFP、技术创新、居民生活和生态环境5个二级指标构成的多维度评价体系,对2005~2016年全国222个地级及以上城市的经济高质量发展进行测算,得到的高质量发展水平,记为 Hqd 。

(1)产业结构。产业结构的转型升级是推动高质量发展的重点,在该动态过程中,主要考虑三次产业部门比例关系是否合理以及产业间发展是否协调,即产业结构高级化和合理化。同时,生产性服务业作为当前新一轮科技革命和产业变革的核心点,也应当补充到产业结构的高质量发展评价之中。因此,产业结构高级化、合理化,以及生产性服务业占比共同构成了产业结构的三级指标。以第三产业和第二产业的产值之比对产业结构高级化进行测度,产业结构合理化则选用由三次产业间从业人员数和产值比例测度的泰尔指数,由于是负向指标,因此在主成分分析中进行取相反数处理。对于生产性服务业占比,由于大部分城市的该项产值数

据缺失,选用城镇单位从业人员中生产性服务业的占比进行衡量。即交通仓储邮电业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商业服务业,科研、技术服务和地质勘查业等生产性服务业。

(2)包容性TFP。经济增长是否呈现效率和公平的包容性特点,是测度经济发展质量的又一核心维度。本文在将资本、劳动作为两大投入要素,实际GDP作为期望产出的基础上,将城乡收入差距作为非期望产出纳入到城市TFP的测算,通过Hicks-Moorsteen指数方法获得了包容性TFP。相比城乡收入比和基尼指数等传统指标,包容性TFP指数能够对成果共享的高质量发展理念实现较全面的评估。在具体的数据处理上,资本投入指标借鉴黄群慧等(2019)的思路,选用1991年作为历史基期,并以当年固定资产投资占全省比例与张军等(2004)计算的各省份资本存量相乘确定初期的城市资本存量,以9.6%的折旧率进行永续盘存法的测算;劳动力投入以全社会从业人员进行衡量,即单位从业人员、私营和个体部门从业人员之和;期望产出以2000年为基期进行平减处理获得的实际GDP,平减指数选用城市所在省份的GDP平减指数;非期望产出则选用城乡收入差距,以城镇居民可支配收入和农村居民纯收入(或可支配收入)之比进行衡量,并取倒数转化为期望产出指标。

(3)技术创新。创新是高质量发展的强大动能,尤其对于城市而言,创新能力是其经济发展质量的决定性因素,技术创新又是各类创新活动中对经济发展质量产生作用最为直接的一类。传统的城市创新能力指标大都采用各类专利数量,存在测度维度单一的问题。本文选用《中国城市和产业创新力报告2017》中城市层面的创新指数作为创新水平维度的三级指标。该报告考虑到每年的有效发明专利中,不同年龄专利的数量有所差异,通过估计不同年龄专利的平均价值,并按照城市维度加权得到了创新指数。

(4)生态环境。生态文明建设既是高质量发展的条件,又是其重要成果。坚持绿色发展,减少污染物排放,已成为党的十八大以来中国经济方针的一条主线。以二氧化硫去除率、工业固废综合利用率和PM_{2.5}构成的环境指数二级指标,能够反映出城市在治理环境上的主要投入情况和成果。其中,二氧化硫去除率需要简单计算获得:在2011年以前《中国城市统计年鉴》公布二氧化硫去除量的情况下,该指标由二氧化硫去除量/(二氧化硫产生量+二氧化硫去除量)获得;此后相关年鉴改为公布二氧化硫产生量,则可以通过(二氧化硫产生量-二氧化硫排放量)/二氧化硫产生量获得。由于2011年前后数据统计口径变化,对该年二氧化硫去除率进行考虑前后一期在内的三年均值处理。

(5)居民生活水平。人民群众的获得感是经济发展的落脚点。因此,还必须将人放在评价经济高质量发展的最终位置:人民是否共享了发展成果以及幸福度是否得到了提高?除了经济发展水平以外,教育、医疗等社会公共产品的数量和质量也会直接影响到居民生活的获得感与幸福感。此处将人均GDP、人均教育支出和人均医院床位数作为居民生活水平维度下的三级指标,纳入到经济高质量发展体系。其中,人口基数化口径为城市常住人口。

2. 数字经济发展水平的测度

目前,涉及数字经济具体测度的相关文献较少,仅有的研究来自于省级层面:刘军等(2020)从信息化发展、互联网发展和数字交易发展3个维度构建了中国分省份数字经济评价指标体系,并以2015~2018年中国30个省份的数据进行了测度,而城市层面的数字经济测度尚处于空白。借鉴刘军等(2020)将互联网发展作为测度核心,并加入数字交易的指标体系构建思路,本文结合城市层面相关数据可获得性,从互联网发展和数字金融普惠两方面对数字经济综合发展水平进行测度。对于城市层面的互联网发展测度,借鉴黄群慧等(2019)的方法,采用互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率四个方面的指标。以上4个指标对应的实际内容是:百人中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单位从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数。以上指标的原始数据均可从《中国城市统计年鉴》中获得。对于数字金融发展,采用中国数字普惠金融指数,该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(郭峰等,2020)。通过主成分分析的方法,将以上5个指标的数据标准化后降维处理,得到的数字经济综合发展指数,记为Dige。

3. 创业活跃度的测度

借鉴叶文平等(2018)的研究方法,从以国家企业信用信息公示系统为数据源的启信宝数据库中,得到城

市层面私营企业新建数目,进而以15~64岁劳动力人口作为标准化基数,得到创业活跃度,记为 $Entrep^{\text{④}}$ 。

4. 控制变量

为了更加全面地分析城市经济高质量发展过程中的数字经济溢出效应,还需要设定对经济的高质量发展可能产生影响的控制变量,具体如下:财政分权度($Finadp$),用财政预算内收入比财政预算内支出来表示;经济发展水平($\ln GDP$):用人均GDP来控制经济发展水平可能存在的非线性影响;外商投资(FDI),用当年实际使用外资比地区生产总值表示;城市化水平($Urban$),用人口密度的对数来表示;金融发展水平($Finance$),用机构存贷款余额比地区生产总值表示。

表1是中国城市数字经济综合发展水平和高质量发展评价指标体系的构建指标、指标属性和构建过程。

(三)数据来源和描述性统计

本文针对2011~2016年中国222个地级及以上城市展开研究,形成了1332个城市一年的均衡面板观测。研究使用的数据除初创企业数目和创新指数,均来自《中国城市统计年鉴》、部分地级市统计年报和Wind资讯数据库。表2是本文主要变量的描述性统计结果。结果显示,经济高质量发展指数(Hqd)的均值为0.241,最大值为5.622,最小值为-1.666,标准差为0.632,表明不同地区间经济发展质量差异较大,与曾艺等(2019)、余泳泽等(2020)的发现相近。数字经济发展指数($Dige$)、创业活跃度($Entrep$)同样呈现“均值小、标准误大”的特点。从控制变量看,不同地级市在地区经济发展水平($\ln GDP$)、外商投资(FDI)、财政分权度($Finadp$)、金融发展水平($Finance$)以及城市化水平($Urban$)等方面也存在着明显的差异。

四、数字经济对高质量发展影响的实证检验

(一)基准回归结果

表3报告了数字经济影响城市高质量发展的线性估计结果。在模型(1)和(2)中,核心解释变量数字经济发展指数($Dige$)的估计系数显著为正,数字经济促进了城市层面的高质量发展。此外,在加入了控制变量的模型(2)中,各地区经济发展水平($\ln GDP$)与经济高质量发展之间具有不显著的正相关关系,表明经济总量增长的同时经济发展质量并未得到有效提升;外商投资(FDI)的系数值为负但并不显著,说明外来资本投资并未明显促进本地区经济发展质量提升,可能是因为引进外资,容易形成技术依赖,不利于我国创新能力的提升(李光龙、范贤贤,2019);财政分权度($Finadp$)和城市化水平($Urban$)同样也未通过10%水平的显著性检验,同时,后者为负意味着城市规模扩张均不利于本地区经济增长质量提升,这与曾艺等(2019)的研究结果相一致。而对于金融发展水平($Finance$),则与经济发展质量存在正相关关系,且在1%水平下保持显著,说明了构建高水平资本市场对于提升地区经济发展质量的重要性。

前文从创业活跃度的视角,理论分析了数字经济对高质量发展影响的传导机制。为验证该作用机制假设,本文选用中介效应模型进行实证检验,回归结果见表4。在模型(1)证实了数字经济对高质量发展具有积极影响的基础上,模型(2)验证数字经济是否促进了城市的创业活跃度的提升,二者中数字经济发展水平的回归系数均为正,且在1%的水平下显著。最后,再将创业活跃度这一中介变量

表1 中国城市数字经济综合发展水平和高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
数字经济综合发展指数	互联网普及率	每百人互联网用户数	+
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比	+
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	+
经济高质量发展指数	产业结构	产业结构高级化	+
		产业结构合理化	-
		生产性服务业占比	+
	包容性TFP	包容性TFP指数	+
	技术创新	创新指数	+
	生态环境	二氧化硫去除率	+
		工业固废综合利用率	+
		PM2.5	-
	居民生活水平	人均GDP	+
		人均教育支出(元/人)	+
		人均医院床位数(张/万人)	+

表2 变量描述性统计结果

	变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Hqd	1332	0.241	0.632	-1.666	5.622
解释变量	$Dige$	1332	-0.146	0.765	-1.300	6.435
中介变量	$Entrep$	1332	2.663	2.363	0.010	27.062
控制变量	$\ln GDP$	1332	1.424	0.518	0.0410	3.033
	FDI	1332	0.0199	0.0178	2.90e-08	0.115
	$Finadp$	1332	0.513	0.229	0.040	1.541
	$Finance$	1332	0.858	0.541	0.112	7.450
	$Urban$	1332	5.966	0.751	3.056	7.882

放回到互数字经济对高质量发展影响的回归方程中,通过观察核心解释变量的系数值以及显著性变化进行判断:模型(3)中数字经济对经济高质量发展的影响系数相比模型(1)有所下降,说明创业活跃度提升是数字经济促进高质量发展的作用机制,该实证结果支持了假设1。

(二)非线性效应分析

考虑到数字经济的网络效应以及其“边际效应”递增的梅特卡夫法则成立,本文对数字经济促进高质量发展的影响存在非线性的溢出效应进行了理论阐述。为验证假设2,这里采用面板门槛回归模型进行实证检验。在估计门槛模型之前,首先基于Hansen(1999)的方法进行了面板门槛存在性检验。经过“自助法”(bootstrap)反复抽样1000次后,结果表明数字经济发展指数门槛变量显著通过了单一门槛,未通过双重门槛和三重门槛检验,而创业活跃度则通过了双重门槛检验。在此基础上设定相应门槛个数的回归模型,得到了表5的回归结果。从模型(1)中不难发现,随着数字经济发展指数值的提高,数字经济的高质量发展溢出效应表现出了显著的正向且“边际效应”递增的非线性特征;而在以创业活跃度作为门槛变量的模型(2)中,数字经济对城市高质量发展的促进影响是持续增强的,数字经济的正向且“边际效应”递增的非线性特征依然存在。说明数字经济对高质量发展的动态影响不仅受到自身水平的作用,还存在着创业活跃度产生的调节影响,体现为数字经济与城市创业生态系统形成了积极互动。假设3得到了支持。

(三)空间溢出效应分析

在进行空间计量分析之前,需要对研究对象是否存在空间效应进行检验,即对数字经济发展指数和高质量发展指数进行空间自相关检验。本文采用Moran's I指数法计算了地理距离

表3 数字经济影响高质量发展的基准回归结果

变量	Hqd	
	(1)	(2)
Dige	0.104*** (0.0417)	0.111*** (0.0509)
lnGDPP		0.00418 (0.151)
FDI		-2.565 (1.671)
Finadp		-0.107 (0.238)
Finance		0.138*** (0.0509)
Urban		-0.105 (0.639)
常数项	0.161*** (0.0457)	0.796 (3.819)
城市固定	YES	YES
年份固定	YES	YES
时期数	6	6
城市个数	222	222
R ²	0.288	0.307

注:表中括号内报告的是稳健标准误,***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验,下表同。

表4 数字经济影响高质量发展作用机制的检验结果

变量	Hqd	Entrep	Hqd
	(1)	(2)	(3)
Dige	0.111*** (0.0509)	0.748*** (0.129)	0.0861 (0.0515)
Entrep			0.0333*** (0.0118)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
时期数	6	6	6
城市个数	222	222	222
R ²	0.307	0.511	0.157

矩阵下各年度的空间效应,见表6。从表6中可以看出,2011~2016年数字经济发展指数和高质量发展指数在地理距离权重下的Moran's I指数均达到1%的显著性水平,说明2011~2016年我国各城市的数字经济和高质量发展具有显著的空间自相关性,即二者在空间分布上出现集聚现象。

其次,表7报告了3种不同空间权重矩阵下数字经济对高质量发展空间回归模型的结果。在此之前,依照Elhorst(2014)的检验思路,依次从LM检验、SDM模型固定效应、Hausman检验以及SDM模型简化检验组成的“具体到一般”和“一

表5 数字经济影响经济高质量发展门槛模型的回归结果

变量	调节变量	
	(1) Dige	(2) Entrep
门槛值	q_1	0.837
	q_2	2.194
$Dige \cdot I(Th \leq q_1)$	0.114* (0.0634)	0.106 (0.0661)
$Dige \cdot I(q_1 < Th < q_2)$	0.242*** (0.0680)	0.253** (0.101)
$Dige \cdot I(Th \geq q_2)$		0.287*** (0.0558)
控制变量	YES	YES
时期数	6	6
城市个数	222	222
R ²	0.285	0.213

表6 2011~2016年城市数字经济和高质量发展“蔓延”特征

年份	Dige		Hqd	
	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值
2011	0.773***	15.937	0.448***	9.281
2012	0.709***	14.803	0.500***	10.348
2013	0.664***	13.780	0.581***	12.053
2014	0.646***	13.529	0.510***	10.671
2015	0.625***	13.430	0.553***	11.547
2016	0.644***	13.310	0.575***	12.333

般到具体”相结合的方法,确定了时空双重固定效应的SDM模型为最优选择。为了比较估计的稳健性,本文还列出了时空双重固定效应的空间滞后模型(SAR)的估计结果。表7结果显示,SDM模型中高质量发展的空间自回归系数显著为正,而数字经济的空间交互项系数为正,表明了样本城市在空间上不仅存在外生的数字经济交互效应,还存在高质量发展的内生交互效应。但空间交互项的回归系数值并不能够直接用以讨论数字经济对城市高质量发展的边际影响,因为通过简单的点回归结果分析地区之间的空间溢出效应将产生错误估计。需要使用变量变化的偏微分解释,即使用直接效应和间接效应来解释某地区自变量对本地区以及其他地区因变量的影响,从表7可以看出,数字经济对城市高质量发展的间接效应显著存在。由上述可知,假设3成立。

(四)进一步拓展:区域异质性

事实上,由于资源禀赋和发展阶段的不同,无论是数字经济发展水平还是经济发展质量,在区域分布上都存在着明显的异质性特点。因此,数字经济对城市经济高质量发展的影响也可能存在地区、城市层级上的异质性,有必要对此进行深入讨论。前者参考一般文献的划分,而后者本文将直辖市、副省级城市和省会城市划分为中心城市,其他地级市划分为外围城市。在分类回归的检验之前,首先对不同地区、城市层级城市之间的经济高质量发展和数字经济差异进行描述性统计说明。由表8可以发现,东部地区在经济发展质量和数字经济上都要明显领先与中西部地区,两类地区间的均值分别相差近0.28和0.81;中心城市同样在这两方面体现出来相比外围城市的“先发优势”。这一结果为数字经济影响经济高质量发展的区域异质性检验设定了基础。

表9进行了区域异质性的回归分析。模型(1)和(2)的结果显示,东部地区数字经济对高质量发展具有显著作用,在中西部地区该作用不显著;模型(3)和(4)显示,中心城市数字经济对高质量发展具有显著作用,在外围城市该作用不显著。即考虑区域异质性,东部地区和中心城市数字经济对高质量发展的积极效应更强。这一结果产生的可能原因在于,我国东部地区和中心城市相对中西部地区和外围城市,其数字经济发展较早、水平也较高,使得数字经济红利的释放更为充分。

五、稳健性检验

(一)控制固定效应

经济发展质量水平较高的城市,互联网也会得到优先发展,进而在数字经济的应用上也有着“先发优势”,使得本文实证部分的因果关系判断面临内生问题。对此,通过设定省份固定效应、省份与年份交互效应,以缓解数字经济广泛发展可能带来宏观系统性环境的变化。表10的第(1)和(2)列的结果表明,在考虑了宏观因素系统性变化之后,文章之前的发现保持稳健。

(二)工具变量方法

为核心解释变量选取合适的工具变量,是解决内生性问题的主要方法。借鉴黄群慧等(2019)的方法,采用各城市在1984年的邮电历史数据作为数字经济发展综合指数的工具变量。一方面,互联网作为传统通信技术的延续发展,当地历史上的电信基础设施会从技术水平和使用习惯等因素影响到后续阶段互联网技术的应用;另一方面,固定电话等传统电信工具对经济发展的影响随着使用频率下降而逐渐式微,满足排他性。需要说明的是,选用的工具变量原始数据为横截面形式,不能够直接用于面板数据的计量分析。参考Nunn和Qian(2014)对于这一问题的处理方法,引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。具体而言,以上一年全国互联网用户数分

表7 数字经济影响高质量发展空间模型的回归结果

模型设定	SAR			SDM		
空间矩阵类型	地理距离	经济距离	邻接矩阵	地理距离	经济距离	邻接矩阵
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ρ	0.379*** (0.0457)	0.285*** (0.0582)	0.298*** (0.0212)	0.363*** (0.0481)	0.251*** (0.0633)	0.298*** (0.00100)
$Dige$	0.201*** (0.0357)	0.231*** (0.0406)	0.0950*** (0.0542)	0.146*** (0.0761)	0.184*** (0.0599)	0.271*** (0.0465)
$W \times Dige$				0.0646 (0.112)	0.0790 (0.109)	0.0824*** (0.0167)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
直接效应	0.243*** (0.0429)	0.246*** (0.0434)	0.185*** (0.0451)	0.211*** (0.0515)	0.212*** (0.0524)	0.264*** (0.0651)
溢出效应	0.0775*** (0.0183)	0.0745*** (0.0219)	0.0872*** (0.0321)	0.113*** (0.0826)	0.131*** (0.103)	0.0913 (0.123)
总效应	0.320*** (0.0566)	0.321*** (0.0565)	0.271*** (0.0632)	0.325*** (0.0827)	0.344*** (0.0948)	0.351*** (0.255)
LogL	-677.542	-689.447	-1081.322	-676.335	-687.213	-1091.284
R^2	0.123	0.124	0.102	0.122	0.142	0.0913

表8 各类城市的经济高质量发展和数字经济差异

经济高质量发展指数(Hqd)				
城市分类	样本数	均值	中位数	标准差
东部地区	582	0.401	0.326	0.671
中西部地区	750	0.117	0.0825	0.571
中心城市	156	0.951	0.774	0.854
外围城市	1176	0.147	0.121	0.530
数字经济发展指数(Dige)				
东部地区	582	0.197	-0.006	0.957
中西部地区	750	-0.501	-0.412	0.754
中心城市	156	1.164	1.046	0.941
外围城市	1176	-0.322	-0.401	0.735

表9 数字经济影响高质量发展的区域异质性检验

变量	东部地区 (1)	中西部地区 (2)	中心城市 (3)	外围城市 (4)
$Dige$	0.208*** (0.0763)	0.0390 (0.0735)	0.429** (0.156)	0.0871 (0.0580)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	6.223 (5.797)	-0.468 (5.181)	-1.394 (0.573)	2.665 (4.075)
城市固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
时期数	6	6	6	6
城市个数	100	122	32	190
R^2	0.275	0.291	0.251	0.197

别与1984年各城市每万人电话机数量构造交互项,作为该年城市数字经济指数的工具变量。

表10的第(3)和(4)列的结果表明,在考虑了内生性之后,数字经济对提升经济高质量发展的效应仍旧成立,结果均在1%的水平下显著。此外,对于原假设“工具变量识别不足”的检验,Kleibergen-Paap rk的LM统计量p值均为0.000,显著拒绝原假设;在工具变量弱识别的检验中,Kleibergen-Paap rk的Wald F统计量大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。总体而言,以上检验说明了选取历史上各城市电话机数量与同年全国互联网投资规模的交叉项作为互联网指数工具变量的合理性。

(三)外生冲击检验

事实上,一座城市的数字经济发展水平,往往取决于当地的市场规模、产业技术水平和对外开放程度,而这些因素又会深刻地影响其高质量发展。因此,为了更加稳健地评估数字经济是否促进了城市的经济高质量发展,本文采用“宽带中国”试点的网络基础设施升级作为外生政策冲击,以双重差分(DID)方法评估这一现实问题。一方面,数字经济的深层次发展离不开网络基础设施的支撑,网络性能和服务质量的提升都依赖于网络基础设施的升级;另一方面,试点政策的扩容式特点,为我们提供了良好的准自然实验研究策略。

1.“宽带中国”政策背景和DID模型设定

2013年8月,国务院根据《2006~2020年国家信息化发展战略》等要求,印发《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》。据此,中国政府将分批逐步推进宽带等网络基础设施的建设。截至目前,工业和信息化部、国家发展和改革委员会于2014年、2015年和2016年分三批共遴选出120个城市(群)作为“宽带中国”示范点。入选示范城市(群)后,当地将着力提升宽带用户规模,推进宽带网络提速,增加网络覆盖范围,服务经济社会发展。经过一定的建设期(3年左右),入选城市需在宽带接入能力、宽带用户渗透率等方面达到全国领先水平。

首先设定如式(6)~(8)的多期DID模型对“宽带中国”试点是否促进了城市的经济高质量发展及其背后的作用机制进行检验:其中, i 表示城市, t 表示年份; Bic 分别指代当年是否被“宽带中国”试点名单,是则取1,否则为0;向量 X 为一些可能影响经济高质量发展水平的城市经济发展特征; μ 控制城市个体效应, δ 控制时间效应,共同形成双向固定效应; ε 代表随机误差项。

之后,设定中介变量,即创业活跃度 $Entrep$,通过中介效应模型对“宽带中国”试点影响经济高质量发展的作用机制进行检验:首先,将差分项 Bic 与 $Entrep$ 进行回归,参见(7),若系数显著,则说明“宽带中国”试点能够对中介变量产生影响。之后,将 Bic 、 $Entrep$ 一同与 Hqd 进行回归,参见式(8),若 Bic 的系数变得不再显著或者仍然显著但系数降低,则说明 $Entrep$ 是对 Hqd 产生影响的路径变量。

$$Hqd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Bic_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Entrep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Bic_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Hqd_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Bic_{i,t} + \gamma_2 Entrep_{i,t} + \gamma_3 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

2.基准回归结果

在进行回归以前,本文根据事件检验的方法对本模型的平行趋势假设进行了验证,结果表明通过了这一DID方法的重要前提假设。全样本的回归分析结果见表11。模型(1)未加入控制变量,模型(2)加入了控制变量,所有的回归结果均表明,“宽带中国”试点对城市的经济高质量发展具有正向显著影响,并且都在1%水平下显著。对于作用机制的检验,从

表10 数字经济影响经济高质量发展的稳健性检验

变量	排除宏观因素 系统性变化		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dige$	0.104*** (0.0417)	0.110*** (0.0509)	0.472*** (0.0634)	0.245*** (0.0974)
控制变量	YES	YES	NO	YES
省份效应	YES	YES	NO	NO
省份×年份	NO	YES	NO	NO
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM统计量			110.019 [0.000]	63.717 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			119.773 [16.38]	66.603 [16.38]
城市个数	222	222	222	222
时期数	6	6	6	6
R ²	0.322	0.404	0.277	0.410

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平;() 数值为稳健标准误,[]数值为P值,{ } 数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

表11 “宽带中国”影响经济高质量发展的效应及其机制检验

被解释变量	Hqd	Hqd	$Entrep$	Hqd	Hqd
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bic	0.134*** (0.0521)	0.138*** (0.0521)	0.111*** (0.0529)	0.0725 (0.0519)	0.183*** (0.0534)
$Entrep$				0.0437*** (0.00631)	
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.142	0.290	0.159	0.241	0.164

模型(3)中可以发现,“宽带中国”试点显著促进了城市的创业活跃度。更为重要的是,在模型(2)说明了“宽带中国”试点对经济高质量发展存在正向显著影响的基础上,加入了创业活跃度的模型(4)中“宽带中国”试点差分项系数和显著性均有所降低,并且创业活跃度的系数显著为正,说明创业活跃度是“宽带中国”试点促进经济高质量发展的作用机制。

3. 缓解选择和非观测因素的影响

实际上,“宽带中国”试点城市名单确定并不是完全随机的:在制定政策过程中,通常需要考虑到各城市的经济发展水平、地理区位和资源禀赋,以上差异随着时间变化可能会对城市的经济发展质量产生不同影响,从而导致识别假设不成立。为了控制这些因素的影响,采用Edmonds等(2010)和Lu等(2017)的方法,本文在控制变量中加入这些基准因素与时间线性趋势的交叉项,其中,基准因素包括城市地理环境与原有的社会经济特征等。具体而言,本文采用该城市的坡度、是否为北方城市、1998前是否设立国家级开发区以及一系列城市资源禀赋差异(2005年的城市人均蔬菜产量、人均水产品产量、人均电话拥有量、大学数量)作为这些先决因素的代理变量。从加入线性基准变量的角度控制了城市之间以往固有特征差异对于高质量发展的影响,在一定程度上缓解了由于实验组选择的不随机造成的估计偏差。从发现表9的模型(5)可以发现,回归结果差分项系数仍然显著为正。

区域随时间变化的非观测因素干扰是DID方法识别假设的另一个担忧。虽然回归中已加入城市与时间的固定效应,仍可能存在其他无法观测的区域特征,且可能随着时间变化产生不同影响。借鉴周茂等(2016)的研究,本文为此采用一个间接性的安慰剂检验:通过对“宽带中国”试点随机产生一个实验组名单,从而产生错误的倍差项系数估计值,该过程重复1000次,再将这1000个的分布进行观察,如图1所示。可以发现,其分布在0左右且近似于正态分布,说明其他非观测因素并不会产生显著影响。

六、结论与政策含义

2020年4月1日,习近平总书记在浙江考察时指出,“要抓住产业数字化、数字产业化赋予的机遇,加快5G网络、数据中心等新型基础设施建设,抓紧布局数字经济、生命健康、新材料等战略性新兴产业、未来产业,大力推进科技创新,着力壮大新增长点、形成发展新动能”^⑥。本文立足于数字经济极大影响了中国社会经济发展这一典型事实,从创业活跃度的视角切入,基于中国2011~2016年的城市层面数据,在构建数字经济综合发展水平指数与高质量发展指数的基础上,运用面板固定效应模型、门槛模型空间模型和中介效应模型,多维度实证检验了数字经济对经济高质量发展的影响及其内在机制。主要结论如下:第一,数字经济明显地促进了城市经济发展质量的提升,已成为新时代下中国推动高质量发展的重要力量,通过引入工具变量等稳健性检验,该结论仍然成立;在区域异质性上,东部地区享受到的数字经济红利相比中西部地区更大,对发达地区的积极影响也大于欠发达地区。第二,数字经济的高质量发展溢出效应呈现出“边际效应”递增的非线性变化趋势,这与其网络效应的特点相符,证明了“梅特卡夫法则”在城市经济高质量发展中也是显著存在的,并且创业活跃度这一中介因素还能够强化该效应,表明在城市创业生态系统与数字经济能够对经济高质量发展形成推动合力。第三,城市高质量发展中数字经济的空间溢出效应也得到了证实,表明数字经济有助于形成地区间协调发展的经济格局。第四,激发大众创业是数字经济赋能经济高质量发展的作用机制,“互联网+”与“大众创业万众创新”形成的双轮驱动现象对实现中国经济提质增效升级具有重要意义。

除了为数字经济促进高质量发展提供了一系列经验证据,本文的结论还具有以下政策启示:首先,在数字经济能够成为推动经济高质量发展的新动能现实之下,加大对互联网投资力度,推进数字中国建设,特别是通过加快5G商用、大数

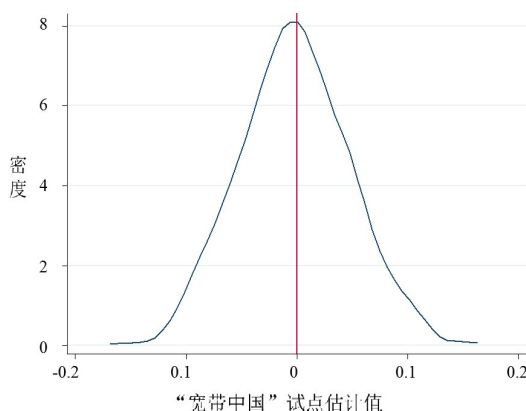


图1 安慰剂检验

据模式构建和人工智能应用,进一步巩固信息技术为高质量发展带来的红利优势。其次,考虑数字经济对中西部地区、外围城市经济高质量发展产生的积极效应还有待深化,这预示着应该实施动态化、差异化的数字经济战略,让数字经济成为有效缩减地区发展不平衡的“硬件”技术支撑。再次,数字经济通过激发创业活跃度对城市高质量发展带来内生动力的路径机制,证明了“互联网+”与“大众创业、万众创新”能够汇聚经济发展新动能,为新时代推动经济高质量发展发挥重要作用。最后,数字经济活动的空间溢出效应表明,应该通过加大各地区新型基础设施建设的协调力度,充分释放其对经济高质量发展的空间贡献能力。

(作者单位:赵涛,中央财经大学财政税务学院、中央财经大学中国互联网经济研究院;张智,南京大学商学院;梁上坤,中央财经大学会计学院)

注释

①参见《中国数字经济发展白皮书(2020年)》:http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202007/t20200702_285535.htm。

②参见中华人民共和国国务院于2018年9月发布的《国务院关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》:http://www.gov.cn/zhengce/content/2018-09/26/content_5325472.htm?trs=1。

③本指标体系的构建亦借鉴了余泳泽等工作论文提出的思路,参见:<http://www.erj.cn/cn/lwInfo.aspx?m=20100921113738390893&n=20200116160840710720>。

④即创业活跃度测量的劳动力市场法,而主流的另一种方法为生态学法,二者不同之处在于后者标准化基数为区域已有企业数,由于后者对较大企业占主导的地区存在高估,并且识别退出企业有较大困难,故本文并未采用。

⑤参加新华社相关报道:http://www.xinhuanet.com/politics/2020-04/01/c_1125799612.htm。

参考文献

- (1)安同良、杨晨:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》,2020年第2期。
- (2)边志强:《网络基础设施的溢出效应及作用机制研究》,《山西财经大学学报》,2014年第9期。
- (3)钞小静、任保平:《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》,《经济研究》,2011年第4期。
- (4)冯伟、李嘉佳:《企业家精神与产业升级:基于经济增长原动力的视角》,《外国经济与管理》,2019年第6期。
- (5)郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》,2020年第4期。
- (6)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。
- (7)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?》,《中国工业经济》,2019年第7期。
- (8)韩长根、张力:《互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验》,《经济问题探索》,2019年第12期。
- (9)洪银兴:《培育新动能:供给侧结构性改革的升级版》,《经济科学》,2018年第3期。
- (10)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》,《中国工业经济》,2019年第8期。
- (11)荆文君、孙宝文:《数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架》,《经济学家》,2019年第2期。
- (12)李光龙、范贤贤:《财政支出、科技创新与经济高质量发展——基于长江经济带108个城市的实证检验》,《上海经济研究》,2019年第10期。
- (13)李天籽、王伟:《网络基础设施的空间溢出效应比较研究》,《华东经济管理》,2018年第12期。
- (14)刘军、杨渊淼、张三峰:《中国数字经济测度与驱动因素研究》,《上海经济研究》,2020年第6期。
- (15)罗珉、李亮宇:《互联网时代的商业模式创新:价值创造视角》,《中国工业经济》,2015年第1期。
- (16)叶文平、李新春、陈强远:《流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据》,《经济研究》,2018年第6期。
- (17)张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》,2004年第10期。
- (18)张俊英、郭凯歌、唐红涛:《电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据》,《财经科学》,2019年第3期。
- (19)张勋、万广华、张佳佳、何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期。
- (20)周广肃、樊纲:《互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证》,《经济评论》,2018年第5期。
- (21)曾艺、韩峰、刘俊峰:《生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗?》,《数量经济技术经济研究》,2019年第5期。
- (22)Audretsch, D. B., Heger, D., Veith, T., 2015, “Infrastructure and Entrepreneurship”, *Small Business Economics*, 44(2), pp.219~230.
- (23)Elhorst J. P., 2014, “Matlab Software for Spatial Panels”, *International Regional Science Review*, 68(2), pp.401~420.
- (24)Glaeser E. L., Kerr S. P., Kerr W. R., 2015, “Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines”, *Review of Economics and Statistics*, 97(2), pp.498~520.
- (25)Hansen B. E., 1999, “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, (93)2, pp.345~368.
- (26)Keller W., 2002, “Trade and the Transmission of Technology”, *Journal of Economic Growth*, 7(1), pp.5~24.
- (27)Lin J., Yu Z., Wei Y. D., Wang M., 2017, “Internet Access, Spillover and Regional Development in China”, *Sustainability*, 9(6), pp.946.
- (28)Noseleit F., 2013, “Entrepreneurship, Structural Change, and Economic Growth”, *Journal of Evolutionary Economics*, 23(4), pp.735~766.
- (29)Nunn N., Qian N., 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6), pp.1630~1666.
- (30)Yilmaz S., Haynes K. E., Dinc M., 2002, “Geographic and Network Neighbors: Spillover Effects of Telecommunications Infrastructure”, *Journal of Regional Science*, 42(2), pp.339~360.

Digital Economy, Entrepreneurship, and High-Quality Economic Development: Empirical Evidence from Urban China

Zhao Tao^{a,b}, Zhang Zhi^c and Liang Shangkun^d

(a. School of Public Finance and Tax, Central University of Finance and Economics; b. China Center for Internet Economic Research, Central University of Finance and Economics; c. School of Business, Nanjing University; d. School of Accountancy, Central University of Finance and Economics)

Summary: With the rapid development of new generation ICT such as artificial intelligence, cloud computing, big data and Internet of things, the digital economy has become the most active field in China's economic development. According to White Paper on China's Cybersecurity Industry (2020) published by China Academy of Information and Communications Technology, the scale of China's digital economy was 22.4 trillion yuan in 2016, and in 2019, it reached 35.8 trillion yuan, accounting for 36.2% of GDP. In terms of comparable standards, the nominal growth was 15.6% year on year, far higher than the GDP growth rate. At the same time, as China's economy enters a new normal, it is in urgent need to shift from an investment-driven growth model to an innovation-driven development model. Digital economy is regarded as an important basis for promoting high-quality development. But does the digital economy build such an effective path?

In view of this, this paper presents an initial attempt to investigate whether the digital economy promotes high-quality development of Chinese economy. We focus on the relationship between digital economy and high-quality development from a perspective of entrepreneurship. In addition to building up a unified framework that digital economy promotes high-quality development by increasing entrepreneurial activity, this paper proposes another two hypotheses to test the underlying mechanisms through which digital economy contributes to high-quality economic. First one is a significant non-linear characteristic of "marginal effect" increasing, which indicates the "Metcalfe's Law" appears in high-quality development. Second one is the spillover effect of space, which shows that digital economy is not only conducive to improving the quality of economic development in local areas, but also has a positive spatial spillover effect on the adjacent areas.

Based on this theoretical framework, we combine city-level data including 222 cities in China to construct an evaluation index system of digital economy and the quality of economic development respectively. The digital economy development index is based on the five dimensions of internet infrastructure, employment in information Industry, output value of telecommunications, mobile internet popularity and digital finance application. In particular, we use the index of digital financial inclusion presented by a joint project by the Institute of Digital Finance and Ant Financial in this system. For high-quality development, a hot topic of social and economic discussion in recent years, we mainly focus on five dimensions of Industrial transformation and upgrading, inclusive total factor productivity, innovation performance, environment and the sharing of economic developing results. Then, using the panel regression model, we empirically verify how digital economy affects high-quality development, including the mechanisms and differences. The empirical results support the three hypotheses proposed in this paper.

Future studies should build in two directions. First, with the progress of new infrastructure has been redeployed in China, they should consider more in the context of digital economy. Then, they can use more microscopic data at the corporate or individual level to discuss the impact of digital economy on economic development.

Keywords: digital economy; entrepreneurship; high-quality development; "Broadband China" pilot policy

JEL Classification: O18, O33, R11