

数字经济促进高质量发展： 生产效率提升与消费扩容

杨文溥

(河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450000)

摘要:数字经济在推动我国效率变革和激活消费市场方面发挥了重要作用,逐渐成为推动经济高质量发展的新动能、新引擎。文章实证研究了数字经济对经济高质量发展的影响,并进一步基于中介效应模型对数字经济通过促进生产效率和消费提升驱动经济高质量发展的机制进行了检验。研究结果表明:首先,数字经济整体上可以促进经济高质量发展;其次,数字经济可以通过拉动消费水平间接驱动经济高质量发展,但消费结构升级的中介效应却不显著;最后,在测度我国三次产业的生产效率后发现,与第二产业相比,数字经济通过促进第三产业驱动高质量发展的作用更大。因此,把握数字经济战略机遇,加强数字经济与传统产业融合,加快数字化消费转型,有利于推动我国经济高质量发展。

关键词:数字经济;高质量发展;生产效率;消费扩容

中图分类号:F49 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2022)01-0048-13

一、引言

在人口红利、出口和投资的驱动下,中国经济实现了近40年的高速发展,城市建设突飞猛进,人均收入水平不断提高,并逐渐缩小了与发达国家的差距。但是,随着人口红利消失、城镇化建设趋于尾声以及国际贸易不确定性增强,中国经济增速开始放缓。粗放型发展模式不仅难以为继,而且其弊端也开始显现,如生态环境遭到破坏、产业低端化严重、产能过剩问题凸显等。为了顺利实现“两个一百年”奋斗目标,亟须转变发展方式,实现经济高质量发展,即形成基于创新支撑、消费驱动、效率提升、绿色环保、包容性发展的经济社会形态。然而,目前我国经济正处于“三期叠加”的特定阶段,高质量发展面临内外双重困境。一方面,国内消费需求不足,科技创新和体制机制创新水平低下;另一方面,西方发达国家的既得利益者为了维护自身的全球利益和高福利社会生活水平,不断阻止核心技术的推广,而仅将高污染高能耗的制造环节置于我国,并且当我国新技术出现但仍处于萌芽阶段,可能会对西方发达国家利益造成冲击时,西方发达国家就采用不正当手段来设置各种障碍。可见,在现有技术下形成的世界经济格局固化的背景下,中国经济发展面临突出的瓶颈制约。而以互联网、移动支付、物联网和人工智能为代表的数字经济的出现则为改变这一状况提供了契机(吴晓波等, 2020)。从全球看,数字经济正处于不断发展之中,其技术在世界范围内还未固化,同时数字技术培育的新动能将进一步深化第三次产业革命。在此背景下研究数字经济赋能高质量发展的机制和效应,对推动我

收稿日期:2021-03-22

基金项目:国家社科基金一般项目“供给侧结构性改革与我国区域价值链分工调整的统计研究”(17BTJ036)。

作者简介:杨文溥(1988—),男,河南安阳人,河南财经政法大学统计与大数据学院讲师。

国产业结构升级、提升发展质量具有重要的战略意义。

数字经济促进高质量发展的作用得到了业界的广泛认可。一方面,数字经济通过信息与通讯技术(Information and Communications Technology, ICT)推动工业经济向信息经济转变,形成新的技术-经济范式;另一方面,数字技术改变了经济主体的交互方式,催生出新的商业模式,提高实体经济运行效率,降低经济活动的费用和运行成本,从而促进实体经济实现高质量发展^①。然而,由于数字经济的测度较为困难,关于数字经济驱动高质量发展的实证研究略显不足。在国内外新环境新局势下,扩大内需、效率变革成为高质量发展的必然要求和重要内容,数字经济通过促进消费和效率提升驱动高质量发展的研究成为了新的研究热点。从需求侧来看,数字经济有助于促进消费扩容提质。数字技术在社交、网购、金融、教育、医疗等领域中直接服务消费者,极大地便利化了消费环节;同时,在数字连接下,即使最偏远地区的消费者,也能够享受到无差别的消费品和优质服务。从供给侧来看,数字经济有助于促进生产效率的提升。数字经济不仅培育了新经济新业态、形成新动能,与传统经济相比,新经济形式更为灵活、高效;而且数字经济还可以对传统产业进行数字化改造,提升旧动能(钟春平等,2017)。那么,在实践中数字经济是否能够通过促进消费、提升生产效率来驱动高质量发展?更进一步地,数字经济对三次产业的融合改造过程并不一致,在数字经济驱动高质量发展过程中三次产业生产效率的中介效应是否存在差异?消费水平提升和消费结构升级是否发挥了同样的中介效果?

为了对上述问题进行研究,本文首先采用熵权法对我国各地区数字经济发展水平进行测度和比较。其次,采用面板数据模型估计数字经济对高质量发展的整体促进效应,并进行内生性检验和稳健性检验,以验证数字经济对高质量发展的积极作用。再次,采用结构方程方法估计数字经济通过促进消费水平的提升和消费结构的升级驱动高质量发展的中介效应,进而对数字经济促进高质量发展的机制进行检验。最后,为了比较三次产业生产效率的中介作用,本文进一步估计了数字经济通过促进三次产业生产效率的提升驱动高质量发展的中介效应。研究结果显示:整体上数字经济能够促进我国经济实现高质量发展,并且这一促进作用十分稳健。具体来看,数字经济可以通过拉动消费和促进生产效率提升的机制来推动经济实现高质量发展,其中,消费水平、第二产业和第三产业生产效率的提升发挥了主要作用,而消费结构升级和第一产业生产效率提升的作用则不显著。本文可能的边际贡献为:(1)采用随机前沿模型分别测度了我国30个地区三次产业的生产效率,在分析数字经济促进生产效率提升时充分考虑了产业的异质性,使研究结论更为准确。(2)基于中介效应模型,从生产端和消费端视角,挖掘数字经济促进高质量发展的内在机制,并实证检验、识别了高质量发展的关键路径,有助于充分认识“双循环”战略下数字经济的作用和贡献,为实现高质量发展提供实践参考。

二、文献回顾与研究假设

(一)数字经济驱动高质量发展

首先,数字经济属于新经济范畴,其建立在信息技术革命之上,成为经济社会发展的新动能。在这一新的经济形态下,大数据、人工智能、物联网等科学技术成为先进生产力的集中体现,推动经济转型升级,实现提质增效和绿色发展;新的科学技术将引领经济主体淘汰落后产能,采用更为先进的技术和新应用,从而形成新的生产模式,促进经济高质量发展。具体来看,一方面,大数据、人工智能、物联网等技术的出现将培育出一批数字型新产业,数字产业本身

^①参见中国信息通信研究院于2017年7月发布的《中国数字经济发展白皮书(2017年)》。

具有相对较高的生产力,其逐渐成为经济社会的主导产业,为经济高质量发展提供新的动能。另一方面,在新的技术-经济范式下,数字技术迅速实现产业化、市场化,并加速向整个经济活动主体进行渗透,改变原来的生产方式和组织管理方式(胡俊和杜传忠,2020)。因而,数字经济通过ICT部门的技术创新,向其他生产部门进行技术扩散,有助于形成创新驱动型社会,促使经济高质量发展。

其次,在数字经济中“数据”逐渐成为了新的生产要素,其将改变原有的生产方式,释放出新的“红利”。与劳动力、资本和土地等生产要素相比,“数据”具有相对较低的存储成本,当数据生产要素大幅增加时,只需要付出较低的边际成本,就可以获得丰富的数字资产,边际产出远高于边际成本,表现出边际效益递增的特点。因而当“数据”要素加入生产过程中,可以突破传统资源约束和增长极限(杨汝岱,2018;孙德林和王晓玲,2004)。此外,“数据”具有易复制性、非损耗等优势,借助互联网可以实现数字资产的快速传播和重复利用。当“数据”与劳动力等要素有机结合时,可以使新古典经济学的生产函数发生变化,带来更高的生产效率。原因在于:一方面,“数据”提高了土地、劳动和资本的边际收益率;另一方面,“数据”价值随着数据量增大而增大的特点可以扩大生产可能性曲线和边界(丁志帆,2020;石良平等,2019)。

最后,数字经济在孕育新的经济形式、产生新动能的同时,还可以对传统产业进行融合、改造,提升旧动能,驱动经济高质量发展。数字经济促使形成新业态,如在线教育、互联网医疗、线上办公、“无人经济”等。与传统产业相比,新业态可以精准匹配消费者的需求,提高有效供给水平。另外,新业态具有更高的生产效率,可以引导资源从低生产效率部门流向技术效率更高的新业态部门,进而提高第三产业占比、优化产业结构。数字经济与实体经济融合发展,可以实现对农业、工业和服务业的数字化改造,优化要素配置,提高传统产业竞争力。

据此,提出如下假设:

H1:数字经济有助于促进高质量发展。

(二)数字经济通过促进消费驱动高质量发展的机制

在“双循环”新发展格局下,扩大内需、推动新型消费扩容提质成为经济高质量发展的重要基点。数字经济通过促进消费驱动经济高质量发展的效应主要体现在三方面:一是用户可以通过数字信息平台及时获取最新的商品信息,降低商品的信息搜寻成本。数字经济能够使消费者用更少的成本搜寻到性价比较高的商品,进而作出更为合理的购买决策,且较低的信息搜索成本在一定程度上也有助于促进消费。二是伴随着网上购物平台和快递运输业的发展,数字经济极大地便利了消费者的消费行为。数字经济可以打破商品和服务的地域界限,使消费过程“简单、快捷、安全”,帮助消费者减少单次消费时间,同时无现金支付的交易价格敏感度较低,可以刺激消费需求(张昭昭,2020;马德功等,2017)。三是有助于降低商品价格,提高消费满意度。数字经济有助于打破区域限制,增加商品价格的信息透明度,进而形成统一的、相对较低的定价,增加消费者剩余,拉动最终消费(刘向东等,2019)。数字商品和服务可以在保证产品和服务质量的前提下,迅速且低成本地向偏远地区进行复制和推广,满足消费者日益增长的多元化需求,提高消费者的满意度(马化腾等,2017)。另外,数字经济中,消费也可以产生规模经济效益,随着消费者数量增多,每个消费者从产品中所获得的效用也随之上升(孙德林和王晓玲,2004)。例如,消费者数量增多可以促使企业掌握消费者的偏好,对产品进行改造升级,以提供更好的产品和更为完善的售后服务。据此,提出如下假设:

H2:数字经济能够通过促进消费驱动高质量发展。

(三)数字经济通过促进效率提升驱动高质量发展的机制

效率变革是推动经济高质量发展的重要动力。数字经济通过促进效率提升来驱动经济高

质量发展的效应主要体现在三方面:一是降低信息不对称性,优化生产资源配置。数字技术可以将消费者的偏好信息及企业产品信息转换为“数据”,生产企业通过对“数据”进行挖掘,推断出市场潜在的需求量进而确定产量,形成“以销定产”的生产加工方式,降低供需不匹配造成的资源错配(温涛和陈一明,2020;沈运红和黄桁,2020)。生产企业通过对产品的交易数据和客户的交互数据进行分析,可以实现针对不同用户的个性化定制,实现柔性制造。同时,数字化平台可以强化产业链中企业间的协同,使生产企业之间形成有机联合,不仅可以化解企业链、供需链和空间链的对接难题,提高整个产业链的运行效率,而且有助于加快科技产品转化速度,提升创新效率(赵西三,2017;王一晨,2019)。二是数字经济可以突破空间限制,实现信息及时传递与加工,促进集聚经济效益。借助互联网平台,数字经济可以将处于不同区域的生产加工者、服务者和消费者进行整合,有助于加速资源的跨区域调配,形成一体化市场,最大限度地发挥平台的网络化、规模化以及外溢效应(江小涓,2017)。同时,基于数字技术的开放、共享和信任等特点,数字经济中的市场更加公开和透明,有助于化解传统贸易中的竞争劣势和区位优势,更容易形成竞争机制,促进市场效率的提升(胡鞍钢,2016)。在数字经济中,地理资源环境不再是产业集聚形成的决定性条件,相反,技术创新成为了产业集聚的首要条件,借助网络平台数字技术可以实现信息的实时传输,有助于加快知识技术溢出的速度,扩大知识技术溢出的范围,提升产业创新效率(沈运红和黄桁,2020)。三是促进形成生产的规模经济效应。数字型企业一般具有相对较高的固定成本和较低的边际生产成本,数字产品价格也相应较低,数字型企业可以充分利用我国超大市场的规模优势,打通数字产品“双循环”通道,扩大数字产品产量,进而获得规模经济效应(丁志帆,2020)。

从产业异质性来看,数字经济对三次产业的融合改造过程存在逆向渗透的特征。目前我国数字经济与第一产业的融合仍处于起步阶段,与第二产业和第三产业的融合程度相对较高;且与第二产业相比,数字经济对第三产业的融合改造更为明显(钟春平等,2017;姜松和孙玉鑫,2020)。一方面,数字经济和第三产业的联系更为紧密,数字技术下产生的许多以数字化为主体的新经济,其本身就属于第三产业;很多传统的第三产业如销售、教育培训等行业具有轻资产、服务活动可以脱离实体经营场所等特点,能够借助数字技术形成新的数字化服务模式。此外,数字经济与第三产业融合的门槛更低、形式更为丰富,即使最偏远地区的第三产业,也可以通过数字化改造提高服务效率。另一方面,第二产业往往具有重资产属性,数字经济与第二产业的融合涉及产品的生产制造过程,具有相对较高的成本和技术门槛。因而数字经济更易通过促进第三产业生产效率的提升驱动高质量发展。据此,提出如下假设:

H3:数字经济可以通过促进生产效率的提升驱动高质量发展,且三次产业生产效率的中介效应存在显著差异。

三、模型构建与变量说明

(一)模型构建

基于数字经济驱动高质量发展的理论分析,构建如下面板数据模型:

$$develop_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $develop_{it}$ 表示第*i*个地区*t*时期的高质量发展水平; $digital_{it}$ 为解释变量,即数字经济发展水平。 X 为影响高质量发展的其他因素,包括教育状况、市场化程度、财政科技支出等。 α_0 、 α_1 和 θ 为待估参数, μ_i 为不可观测的地区效应; ε_{it} 为随机扰动项。如果参数 α_1 显著为正数,则表明数字经

济整体上有助于促进高质量发展,可以进一步研究生产效率和消费的中介效应。

数字经济通过拉动消费和促进生产率的提升进而驱动高质量发展的中介效应模型为:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$develop_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 digital_{it} + \gamma_2 M_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $develop_{it}$ 、 $digital_{it}$ 、 X_{it} 的含义与式(1)相同; M 为中介变量,分别表示产业生产效率和消费; β 和 γ 为待估计参数; μ_i 为不可观测的地区效应, ε_{it} 为随机扰动项。当 $\beta_1 \neq 0$, $\gamma_2 \neq 0$ 时,表明存在中介效应。式(1)中系数 α_1 表示数字经济对高质量发展影响的总效应; γ_1 为数字经济对高质量发展影响的直接效应; $\gamma_2 \times \beta_1$ 为数字经济通过生产效率和消费对高质量发展影响的间接效应。

(二) 变量说明

1.被解释变量。被解释变量为高质量发展水平($develop$),选用郭芸等(2020)构造的高质量发展指数ESMA作为实证变量。ESMA指数包括了经济发展动力、发展结构、发展方式和发展成果4个一级指标;具体包括技术进步、人力资本、产业结构、城乡结构、贸易结构、资源节约、环境保护、经济发展、公共服务和社会保障等11个二级指标,以及更为详细的28个三级指标,能够较为全面地反映各地区的高质量发展水平。部分缺失值采用指数增长法进行插补。

2.解释变量。主要被解释变量为数字经济发展水平($digital$),在参考相关文献的基础上(丛屹和俞伯阳,2020;范合君和吴婷,2020),结合我国数字经济发展现状,从万得数据库选取了各地区快递业务量、网站数量、移动网络用户数、软件业务收入、软件产业的企业个数、电子商务交易活动的企业占比、电子信息产业企业个数、电话普及率和PC浏览量占比等数据,并基于熵权法对各地区各年份的数字经济进行综合评价。计算过程如下:

$$\text{第一步,计算第}i\text{个地区第}j\text{个指标的比重: } y_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^n x'_{ij}}。$$

$$\text{第二步,计算第}j\text{个指标的信息熵: } e_j = -K \sum_{i=1}^n y_{ij} \ln y_{ij}, \quad K = \frac{1}{\ln(n)}。$$

$$\text{第三步,计算第}j\text{个指标的权重: } w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^m (1 - e_j)}。$$

$$\text{第四步,计算数字经济得分: } S = \sum_{j=1}^m (100 \times y_{ij} \times w_j)。$$

其中, S 为综合得分, w_j 为第 j 个指标的权重。

3.中介变量。中介变量为生产效率和消费。为了比较不同产业生产率的中介效应,这里分别测度了我国30个地区第一产业($eff1$)、第二产业($eff2$)和第三产业($eff3$)的生产效率。其中,各产业的现价增加值数据、从业人员数据和价格平减指数均来自万得数据库,并将三次产业的增加值转换为以2002年为基期的不变价格;从业人员数据取对数处理。30个地区各产业资本存量的数据采用永续盘存法进行估计,即 $K_{it} = I_{it} + (1 - \delta)K_{it-1}$ 。各地区三次产业固定资产投资的数据来自《中国固定资产投资统计年鉴》,对于永续盘存法公式中初始年份资本存量的估计,本文采用徐现祥等(2007)计算出的我国2002年30个地区的资本存量数据,部分缺失值用指数增长法来近似代替,折旧率 δ 设为4%。采用面板随机前沿模型来测度各地区各产业的生产效率,具体模型形式如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + V_{it} - u_{it} \quad (4)$$

其中, LnY 表示各地区三次产业增加值, Lnk 表示各地区三次产业资本存量, LnL 表示劳动人数。 V_{it} 为随机干扰项, u_{it} 为只能取正数的无效率项, 设 $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t-T)]$, η 为待估计参数, 即 u_{it} 随时间变化而变化。在估计出模型参数后, 可以通过计算 $\exp(-u_{it})$ 的条件期望值获得各产业的生产效率, 即 $EFF_{it} = E[\exp(u_{it})|\varepsilon_{it}]$ 。

表1给出了测度出的30个地区三次产业的生产效率。对于第一产业, 生产效率最高的地区为江苏, 整体上东部高, 西部低; 对于第二产业, 生产效率最高的地区为广东, 整体上东部高, 中部低; 对于第三产业, 生产效率最高的地区为上海, 且东部生产效率整体高, 西部低。

表1 2011-2018年中国30个地区三次产业平均生产效率

地区	东部			地区	中部			地区	西部		
	一产	二产	三产		一产	二产	三产		一产	二产	三产
北京	0.796	0.995	0.987	山西	0.771	0.900	0.903	内蒙古	0.918	0.996	0.928
天津	0.825	0.974	0.980	吉林	0.908	0.936	0.897	广西	0.873	0.922	0.891
河北	0.920	0.904	0.903	黑龙江	0.956	0.899	0.914	重庆	0.868	0.930	0.898
辽宁	0.943	0.935	0.916	安徽	0.867	0.904	0.886	四川	0.898	0.931	0.899
上海	0.785	0.983	1.000	江西	0.886	0.888	0.890	贵州	0.819	0.923	0.912
江苏	1.000	0.946	0.978	河南	0.877	0.909	0.922	云南	0.826	0.928	0.875
浙江	0.969	0.956	0.960	湖北	0.911	0.939	0.923	陕西	0.872	0.989	0.926
福建	0.953	0.959	0.921	湖南	0.894	0.939	0.933	甘肃	0.767	0.866	0.878
山东	0.927	0.929	0.961					青海	0.757	0.915	0.847
广东	0.953	1.000	0.996					宁夏	0.727	0.975	0.896
海南	0.970	0.904	0.867					新疆	0.925	0.945	0.885
平均	0.913	0.953	0.952	平均	0.884	0.914	0.909	平均	0.841	0.938	0.894

对于消费的中介效应, 分别构建了消费水平变量 (*consum*) 和消费结构升级变量 (*struct*)。其中消费水平直接以城镇居民人均消费水平来表示。关于消费结构升级的内容界定和测度学术界还存在争议, 本文借鉴詹锦华 (2021)、叶菁菁 (2021)、沈悦等 (2021) 的做法, 将居民医疗保健、教育文化、交通通信等非生存型消费占比近似作为消费结构升级的代理变量, 同时考虑到房价上涨幅度较大, 为了消除房价对消费结构升级的影响 (叶菁菁和唐荣, 2021), 在计算非生存型消费占比时将居住消费排除。

表2 变量的描述性统计

4. 其他控制变量。影响高质量发展的其他因素包括: 外国直接投资情况 (*fdi*), 用各地区人均FDI来表示, 外国直接投资额越高, 表明该地区吸引和利用外资的能力越强; 人口规模 (*lnpop*), 直接用取对数后的常住人口数来表示, 人口规模越大, 表明市场规模优势越突出; 财政科技支出 (*finance*), 用各地区财政科技支出与GDP之比的百分数表示; 受教育程度 (*edu*), 用各地区的人均受教育年限来表示。表2列出了我国30个省份相关变量的描述性统计结果。

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>develop</i>	240	0.345	0.120	0.155	0.759
<i>digital</i>	240	0.417	0.552	0.010	3.668
<i>consum</i>	240	9.864	0.282	9.302	10.737
<i>struct</i>	240	0.391	0.291	0.500	0.043
<i>eff1</i>	240	0.879	0.074	0.715	1.000
<i>eff2</i>	240	0.937	0.038	0.836	1.000
<i>eff3</i>	240	0.919	0.041	0.809	1.000
<i>finance</i>	240	0.427	0.263	0.136	1.325
<i>fdi</i>	240	0.122	0.143	0.000	0.851
<i>edu</i>	240	9.086	0.923	6.764	12.555
<i>lnpop</i>	240	8.198	0.737	6.333	9.337

四、模型估计结果及分析

(一) 基准分析

对式(1)进行估计以检验数字经济对高质量发展的影响,结果如表3所示。其中,模型1未加入控制变量;模型2至模型4加入了控制变量。模型1中,数字经济变量(*digital*)的系数为0.586,且显著不为零,因而数字经济发展可以显著促进经济实现高质量发展。加入控制变量后,模型2中*digital*的值变为1.059,同样表明数字经济对高质量发展具有较强的推动作用;模型3和模型4中同时加入控制变量和对30个省份的个体差异进行控制,结果与模型1和模型2类似,*digital*的值均在1%的水平上显著为正。结合4个模型可知,数字经济整体上可以驱动经济实现高质量发展,与理论分析一致。由于数字信息技术促使市场经济活动中的信息收集和处理更加容易,能够降低信息不对称性;借助网络平台,数字信息技术可以突破空间限制,将不同区域的用户进行连接,进而实现信息的及时传递与加工;同时,数字经济边际生产成本很低,可以实现规模经济效应。因而数字经济整体上可以促进高质量发展。对于其他控制变量,综合4个模型的估计结果可知,受教育程度(*edu*)、财政科技支出(*finance*)和外国直接投资(*fdi*)变量的系数较为稳健,因而提高各地区劳动人口的受教育水平、增加财政科技支出、积极吸引和利用外国直接投资有助于促进高质量发展。

表3 数字经济对高质量发展影响的估计结果

变量	模型1 固定效应	模型2 OLS	模型3 固定效应	模型4 随机效应
<i>digital</i>	0.586*** (0.0638)	1.059*** (0.0837)	0.341*** (0.0763)	0.364*** (0.0768)
<i>edu</i>		0.442*** (0.0584)	0.206*** (0.0741)	0.271*** (0.0602)
<i>lnpop</i>		0.145** (0.0572)	-0.515 (0.941)	0.280** (0.131)
<i>fdi</i>		1.080*** (0.345)	0.850*** (0.210)	1.028*** (0.220)
<i>finance</i>		0.813*** (0.191)	0.532*** (0.165)	0.566*** (0.163)
常数项	3.209*** (0.0297)	-2.728*** (0.705)	5.298 (7.356)	-1.860 (1.218)
地区控制	是	否	是	是
样本量	240	240	240	240
R^2	0.287	0.817	0.409	0.781
地区数	30	-	30	30

注:***代表1%的显著性水平;**代表5%的显著性水平;*代表10%的显著性水平。下同。

(二) 内生性处理

数字经济对高质量发展影响的基准估计可能存在内生性问题。一是核心解释变量数字经济与被解释变量高质量发展之间存在联立性问题,即高质量发展有可能反过来影响数字经济发展。高质量发展地区普遍经济实力较强,有能力进行数字化投资和转型;另外,高质量发展地区更加注重产业结构调整,更倾向发展技术密集型、绿色高效、附加值高的数字产业。二是虽然基准估计中加入了影响高质量发展的控制变量,但仍可能遗漏其他影响高质量发展的变量,导致干扰项与解释变量相关。为了克服潜在的内生性问题,本文采用工具变量方法来估计数字经济对高质量发展的影响。

本文选取数字经济的两种工具变量。其一,构建数字经济的Bartik工具变量 $digital_{i,t-1} \times \Delta digital_t$,反映各地区数字经济按照全国层面数字经济增长率进行增长得到的预测值。由于全国层面的数字经济发展基本不会受到某个地区经济高质量发展的影响,因而全国层面数字经济的变化相对于各地区而言是外生的,Bartik工具变量可以减弱反向因果关系造成的内生性问题。

题(易行健和周利, 2018)。对于遗漏变量的情况, 只要外生冲击对某个地区经济高质量发展的影响与全国层面的数字经济不存在显著相关, Bartik工具变量就是有效的。另外, 在工具变量中对地区的异质性进行控制也可以弱化遗漏变量造成的内生性问题。其二, 以政府头条数量和微博数量之和作为地区数字经济发展的工具变量。在实证研究中, 政策变量一般可以认为是外生性变量, 不易受被解释变量的影响, 因而政府政策经常被当作工具变量(方红生等, 2020)。与之类似, 政府头条数量和微博数量也可以认为是外生变量, 其取决于政府的数字政务意愿。同时, 政府头条和微博不以营利为目的, 与政务APP、在线政务办公等能够提高政府效率的数字化政务相比, 头条和微博更多地起到与群众沟通交流和树立政府形象的作用, 而与其他经济变量的相关性较弱。当然, 以政府头条和微博作为工具变量仍可能存在遗漏变量造成的内生性问题, 其中最主要的原因是开设头条和微博的政府效率或治理能力更强, 政府治理水平将决定经济发展质量, 为此, 在二阶段最小二乘法中对政府的治理水平进行控制。各地区政府头条和微博的数据来自《第42-44次中国互联网发展状况统计报告》, 政府治理水平参考赵云辉等(2019)政府绩效的评价方法。

表4为工具变量的估计结果。模型1中工具变量为Bartik变量(iv_bartik), 模型2中同时将Bartik变量和政府头条和微博数量($iv_wb&tt$)作为工具变量, 由于篇幅所限, 未列出控制变量的结果。模型1和模型2分别采用两阶段最小二乘法进行估计。可以看出, 两个模型中第一阶段估计结果显示工具变量与数字经济变量存在显著的正相关性。第二阶段估计结果中数字经济变量的系数均在1%的水平上为正数, 与基准估计结果一致, 因而数字经济促进高质量发展的作用较为稳健。

表4 工具变量估计结果

变量	模型1		模型2	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>digital</i>		2.756*** (1.013)		5.478*** (2.073)
<i>iv_bartik</i>	1.809*** (0.0797)		1.299*** (0.0845)	
<i>iv_wb&tt</i>			0.0590** (0.0290)	
<i>governeff</i>				-8.517 (6.670)
常数项	0.340*** (0.00848)	-71.10 (91.55)	-0.0663 (0.249)	-36.86 (341.6)
样本量	210	210	90	90
R^2	0.742	0.380	0.815	0.405

(三) 稳健性检验

1. 分区域估计。我国不同区域间经济发展存在不平衡, 且区域之间存在较为严重的数字鸿沟。因而数字经济对不同地区发展的影响可能存在差异, 因而为了检验数字经济是否只对部分地区的高质量发展起到促进作用, 这里使用国家统计局的分类方法将样本划分为东部、中部和西部三个区域分别对式(1)进行估计^①, 结果如表5所示。由于篇幅所限, 仅列出了东中西部固定效应的结果, 随机效应结果与固定效应结果一致(备索)。在三个子样本中, 数字经济变量的系数分别为0.521、1.672和0.979, 且均在1%的水平上显著, 表明无论是东部、中部还是西部, 数字经济均能够促进高质量发展。

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表5 分地区估计结果

变量	模型1	模型2	模型3
	东部	中部	西部
<i>digital</i>	0.521 ^{***} (0.0603)	1.672 ^{***} (0.344)	0.979 ^{***} (0.294)
常数项	4.185 ^{***} (0.0590)	2.671 ^{***} (0.0697)	2.568 ^{***} (0.0475)
地区控制	是	是	是
样本量	88	64	88
R^2	0.520	0.255	0.138
地区数	11	8	11

2.分时间段估计。数字经济具有较为明显的时间阶段特征,2015年以前属于“服务之声”阶段,数字经济通过提升服务质量吸引顾客;2015年之后,数字经济表现为“流量竞争”阶段。为了防止2015年前后数字经济发展产生的结构性变化对估计结果造成的影响,这里将样本划分为2011—2014年与2015—2018年两个时间段,并分别对式(1)进行估计,结果如表6所示。可以发现,在两个时间段内,无论是采用固定效应还是随机效应,数字经济变量的系数均显著为正,因而数字经济对高质量发展的促进作用较为稳健。

表6 分时间段估计结果

变量	year<2015		year>=2015	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
<i>digital</i>	0.576 ^{***} (0.123)	0.591 ^{***} (0.130)	0.474 ^{***} (0.129)	0.738 ^{***} (0.103)
常数项	11.01(10.04)	-0.895(1.547)	-48.89 ^{***} (17.46)	-2.728 ^{**} (1.266)
地区控制	是	是	是	是
样本量	120	120	120	120
R^2	0.417	0.782	0.511	0.882
地区数	30	30	30	30

3.替换数字经济变量。本文采用九个维度的指标构建了数字经济发展变量,可能存在遗漏其他数字经济信息的问题,导致数字经济测度不够全面。《中国互联网+指数》是腾讯公司基于互联网、移动互联网平台等用户大数据,从数字基础、产业、创新和智慧民生等维度构建的中国数字化发展程度的指数,是衡量数字经济发展的较好指标。因而这里采用《中国互联网+指数》省级层面的指数作为衡量数字经济发展程度的指标,对式(1)进行估计,估计结果如表7所示。

表7 替换数字经济变量的估计结果

变量	模型1	模型2	模型3
	OLS	固定效应	随机效应
<i>digital</i>	0.636 ^{***} (0.108)	0.0989 ^{**} (0.0359)	0.102 ^{**} (0.0419)
常数项	-11.71 (10.52)	23.92 (21.27)	-21.89 ^{**} (10.90)
地区控制	否	是	是
样本量	60	60	60
R^2	0.761	0.340	0.654
地区数	-	30	30

可以发现,无论是采用最小二乘法(OLS)还是采用固定效应、随机效应,数字经济变量的系数值均显著为正,因而数字经济促进高质量发展的结果较为稳健。

(四) 机制检验

根据表3的结果以及稳健性检验结果可知,数字经济整体上可以促进经济实现高质量发展,因而中介效应的前提成立,可以进一步检验数字经济通过生产效率和消费促进高质量发展

的机制。另外,由于式(2)和式(3)可能存在多重共线问题,直接对其进行OLS估计,可能会导致系数估计有偏。为了减弱多重共线性问题,这里采用结构方程方法,将式(2)和式(3)当作方程组整体进行估计。同时,由于生产效率和数字经济变量之间可能存在相互影响的内生性问题,在效率提升的中介效应模型中,进一步采用工具变量方法来估计数字经济对三次产业的影响,其中工具变量为表4中构建的Bartik变量。

1.消费提升的中介效应。表8列出了数字经济通过促进消费驱动高质量发展的估计结果。对于消费水平的中介效应,模型1中数字经济变量的系数、模型2中数字经济变量的系数和消费水平变量的系数均在1%的水平上显著为正,满足中介效应条件,表明数字经济可以通过促进消费水平的提升实现高质量发展,这印证了假设H2。其中,数字经济促进高质量发展的直接效应占比为70.09%,通过拉动消费驱动高质量发展的间接效应占比为29.91%。对于消费结构升级的中介效应,模型3中数字经济变量的系数在1%的水平上显著为正,表明数字经济有助于促进消费结构升级;但是模型4中消费结构升级变量的系数并不显著,因而消费结构升级的中介效应未通过检验。究其原因,消费结构升级涉及消费者消费习惯的改变,这一过程本身需要相对较长的时间,消费结构升级引致供给侧产品结构升级,进而对高质量发展产生影响也需要相对较长的时间;同时消费结构升级还依赖于供给侧的变革。因而数字经济通过消费结构升级这一中介变量促进高质量发展的效应仍未充分发挥。

表8 消费提升机制的估计结果

变量	消费水平的中介效应		消费结构升级的中介效应	
	模型1(<i>consum</i>)	模型2(<i>develop</i>)	模型3(<i>struct</i>)	模型4(<i>develop</i>)
<i>digital</i>	0.307*** (0.0264)	1.159*** (0.0999)	0.0168*** (0.00495)	1.652*** (0.0947)
<i>consum</i>		1.613*** (0.195)		
<i>struct</i>				-0.273 (1.235)
常数项	9.737*** (0.0182)	-12.94*** (1.902)	0.384*** (0.00349)	2.880*** (0.479)
样本量	240	240	240	240
直接效应占比	70.09%		-	
间接效应占比	29.91%		-	

2.效率提升的中介效应。表9列出了数字经济通过促进生产效率的提升驱动高质量发展的估计结果。为了充分考虑产业异质性,分别给出了三个产业的中介效应检验结果。对于第一产业,模型1中数字经济变量的系数在1%的水平上显著为正,同时与表10模型1中工具变量方法估计结果一致,表明数字经济能够促进第一产业生产效率的提升,但是表9模型2中第一产业生产率变量的系数不显著,因而不满足中介效应的条件,即数字经济无法通过提升第一产业生产率驱动高质量发展。对于第二产业,表9中模型3中数字经济变量的系数以及模型4中数字经济变量和第二产业变量的系数均显著为正,且表10模型2也表明数字经济对第二产业生产率有正向影响,因而满足中介效应的条件,表明数字经济可以通过促进第二产业生产率的提升实现高质量发展。另外,表9列出了数字经济促进高质量发展的直接效应占比,以及通过第二产业促进高质量发展的间接效应占比,其中直接效应占比为88.45%,间接效应占比为11.55%,直接效应远大于间接效应,因而数字经济通过促进第二产业生产效率的提升驱动高质量发展的中介效应的作用程度较低,仍有较大的提升空间。对于第三产业,表9模型5和模型6的结果、表10中模型3的结果与第二产业的结果类似,均满足中介效应的条件,说明数字经济可以通过促进第三产业生产率的提升实现高质量发展。其中,数字经济促进高质量发展的直接效应占比为

63.4%，间接效应占比为36.6%。与第二产业相比，数字经济通过促进第三产业生产效率的提升实现高质量发展的作用程度更大。总之，整体上数字经济可以通过第二产业和第三产业生产效率提升的中介效应驱动高质量发展，这印证了假设H3。

表 9 生产效率提升机制的估计结果

变量	第一产业 生产效率中介效应		第二产业 生产效率中介效应		第三产业 生产效率中介效应	
	模型1(<i>eff1</i>)	模型2(<i>develop</i>)	模型3(<i>eff2</i>)	模型4(<i>develop</i>)	模型5(<i>eff3</i>)	模型6(<i>develop</i>)
<i>digital</i>	0.0419*** (0.00822)	1.691*** (0.0951)	0.0259*** (0.00414)	1.463*** (0.0920)	0.0480*** (0.00371)	1.048*** (0.101)
<i>eff1</i>		-0.886 (0.709)				
<i>eff2</i>				7.359*** (1.329)		
<i>eff3</i>						12.62*** (1.349)
常数项	0.861*** (0.00568)	3.527*** (0.614)	0.926*** (0.00286)	-4.054*** (1.233)	0.899*** (0.00256)	-8.580*** (1.214)
样本量	240	240	240	240	240	240
直接效应占比	—		88.45%		63.40%	
间接效应占比	—		11.55%		36.60%	

表 10 数字经济对三次产业生产效率影响的2SLS估计结果

变量	模型1 被解释变量: <i>eff1</i>	模型2 被解释变量: <i>eff2</i>	模型3 被解释变量: <i>eff3</i>
<i>digital</i>	0.0487*** (0.0104)	0.0290*** (0.00616)	0.0212*** (0.00422)
常数项	0.662*** (0.0835)	0.961*** (0.0494)	0.664*** (0.0339)
样本量	210	210	210
R^2	0.432	0.306	0.696

五、结论与建议

我国经济目前正处于“三期叠加”的转型阶段，面临结构性减速的压力，亟需从要素驱动、投资驱动的粗放型发展模式转变为科技创新和体制机制创新的双轮驱动发展模式。与此同时，以互联网、移动支付、物联网和人工智能为代表的数字经济蓬勃发展，不仅可以缓解消费者与生产者之间的信息不对称问题，助力实现供需精准匹配；还可以打破空间限制，将生产者与远端的消费者进行连接，拓展了生产企业的业务空间和消费者的购买范围。数字经济一方面可以促进生产端效率的提升，另一方面可以拉动需求端的消费扩容，因而成为推动中国经济高质量发展的新动能、新引擎。在此背景下，本文采用中介效应模型研究了数字经济通过促进效率提升和拉动消费进而驱动经济高质量发展的作用效果。研究表明，数字经济发展不仅可以直接促进高质量发展，而且可以通过拉动消费水平，促进第二产业、第三产业生产效率的提升来间接驱动高质量发展。具体来看，数字经济促使消费过程“简单、快捷、安全”，有助于降低商品

的信息搜寻成本和商品价格,提升消费满意度,进而扩大内需,提高经济发展质量。但与消费扩容相比,消费结构升级更为困难,消费结构升级不仅涉及消费者消费习惯的改变,而且还依赖供给侧的变革,因而数字经济通过消费结构升级促进高质量发展的中介效应仍未得到充分发挥。另外,目前我国数字化应用主要集中在服务业,对制造业的融合改造相对较少,因而与第二产业相比,数字经济通过促进第三产业的发展实现高质量发展的作用更大。

为了充分发挥数字价值,助力“双循环”和效率变革,进而实现高质量发展,本文给出以下几点政策建议:一是加快推动我国产业数字化和数字产业化发展,营造数字经济发展的良好政策环境,推动数字基建,抢占数字经济发展制高点,驱动经济实现高质量发展。二是继续做大做强消费互联网,驱动消费升级。利用数字技术优势,提升产品与服务数字化水平,提供更多高端便捷的消费选择,拉动经济内循环。在此基础上,进一步拓展跨境电商业务,促进国内国外双循环,形成推动经济发展的强大引擎。三是强化第三产业数字经济的优势,鼓励在线教育、远程医疗等新兴业态发展,打造新的发展优势,提高实体经济运行效率。四是推动数字经济向第二产业和第一产业渗透,加强数字技术对传统加工制造业的升级改造、优化生产要素资源配置,促进我国工业和农业生产效率的提升,实现高质量发展。五是加强数字均衡发展,加大对数字化转型滞后地区的政策扶植和财政倾斜;倡导数字经济包容性发展,消除数字接入障碍;同时,加强对落后地区居民数字素养的培养,使其能够享受到数字红利。

主要参考文献:

- [1] 从屹,俞伯阳.数字经济对中国劳动力资源配置效率的影响[J].财经理论与实践,2020,(2).
- [2] 丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020,(1).
- [3] 范合君,吴婷.中国数字化程度测度与指标体系构建[J].首都经济贸易大学学报,2020,(4).
- [4] 方红生,鲁玮骏,苏云晴.中国省以下政府间财政收入分配:理论与证据[J].经济研究,2020,(4).
- [5] 郭芸,范柏乃,龙剑.我国区域高质量发展的实际测度与时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2020,(10).
- [6] 胡鞍钢.以数字经济赢取数字红利[N].光明日报,2016-11-23(016).
- [7] 胡俊,杜作忠.人工智能推动产业转型升级的机制、路径及对策[J].经济纵横,2020,(3).
- [8] 江小涓.高度联通社会中的资源重组与服务增长[J].经济研究,2017,(3).
- [9] 姜松,孙玉鑫.数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J].科研管理,2020,(5).
- [10] 刘向东,刘雨诗,陈成漳.数字经济时代连锁零售商的空间扩张与竞争机制创新[J].中国工业经济,2019,(5).
- [11] 马德功,韩喜昆,赵新.互联网消费金融对我国城镇居民消费行为的促进作用研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2017,(9).
- [12] 马化腾等.数字经济:中国创新增长新动能[M].北京:中信出版社,2017.
- [13] 沈悦,赵强,朱雅玲.产业智能化对消费升级的作用机制研究——理论分析与实证检验[J].经济纵横,2021,(3).
- [14] 沈运红,黄桁.数字经济水平对制造业产业结构优化升级的影响研究——基于浙江省2008—2017年面板数据[J].科技管理研究,2020,(3).
- [15] 石良平,王素云,王晶晶.从存量到流量的经济学分析:流量经济理论框架的构建[J].学术月刊,2019,(1).
- [16] 孙德林,王晓玲.数字经济的本质与后发优势[J].当代财经,2004,(12).
- [17] 王一晨.运用工业互联网推动中国制造业转型升级[J].中州学刊,2019,(4).
- [18] 温涛,陈一明.数字经济与农业农村经济融合发展:实践模式、现实障碍与突破路径[J].农业经济问题,2020,(7).
- [19] 吴晓波,李思涵,徐宁,等.数字经济背景下浙江省创新型经济发展评价及赋能对策研究——基于2014—2017年六省市的对比分析[J].科技管理研究,2020,(13).
- [20] 徐现祥,周吉梅,舒元.中国省区三次产业资本存量估计[J].统计研究,2007,(5).

- [21] 杨汝岱. 大数据与经济增长[J]. 财经问题研究, 2018, (2).
- [22] 叶菁菁, 唐荣. 房价上涨、地方政府债务与居民消费升级[J]. 财经科学, 2021, (3).
- [23] 叶菁菁. 中国居民消费升级水平的地区差异、分布动态及收敛性研究[J]. 经济问题探索, 2021, (4).
- [24] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, (11).
- [25] 詹锦华. 消费升级、工资水平对我国就业总量的影响[J]. 统计与决策, 2021, (8).
- [26] 张昭昭. 数字普惠金融助力我国居民消费扩容提质的影响机制[J]. 商业经济研究, 2020, (19).
- [27] 赵西三. 数字经济驱动中国制造转型升级研究[J]. 中州学刊, 2017, (12).
- [28] 赵云辉, 张哲, 冯泰文, 等. 大数据发展、制度环境与政府治理效率[J]. 管理世界, 2019, (11).
- [29] 钟春平, 刘诚, 李勇坚. 中美比较视角下我国数字经济发展的对策建议[J]. 经济纵横, 2017, (4).

Digital Economy Drives High-quality Economic Development: Efficiency Improvement and Consumption Promotion

Yang Wenpu

(School of Statistics and Big Data, Henan University of Economics and Law, Henan Zhengzhou 450000, China)

Summary: At present, China's digital economy is booming and has become a new driving force and engine to promote high-quality economic development. This paper constructs the development indicators of digital economy in China's provinces, and empirically studies the influence and mechanism of digital economy on high-quality development. The results show that: First of all, digital economy helps to promote high-quality development, which is still valid after endogenous problem processing and robustness test. Secondly, the mediating effect test shows that digital economy can drive high-quality development by promoting the consumption level, but the mediating effect of consumption structure upgrading is not significant. Finally, the paper measures the production efficiency of China's three industries, and tests the intermediary effect of the production efficiency of the three industries. The results show that digital economy can drive high-quality development by promoting the production efficiency of the secondary industry and the tertiary industry, and the intermediary effect of the production efficiency of the tertiary industry is relatively greater. However, the intermediary effect of the production efficiency of the primary industry is not significant. Therefore, grasping the strategic opportunity of digital economy, strengthening the integration of digital economy and traditional industries, and speeding up the transformation of digital consumption are conducive to promoting the high-quality development of China's economy.

Key words: digital economy; high-quality development; production efficiency; consumption promotion

(责任编辑: 王西民)