

# 互联网、创新要素流动与经济高质量发展

——基于279个地级市层面的考察

杨风召,李威

(南京财经大学 国际经贸学院,江苏 南京 210023)

**摘要:**目前我国经济正处于高速增长转向高质量发展的关键历史时期。为探讨互联网对我国地区经济高质量发展影响的路径和内在机制,整理了我国279个地级市2011—2019年的面板数据,构建了多维指标并采用主成分分析法和熵权法分别测算得出了我国城市层面的互联网发展综合指数与高质量发展综合指数,对互联网影响高质量发展的直接效应和间接效应进行了研究。研究发现:互联网综合发展水平的提升有利于推动地区经济的高质量发展,但二者之间存在非线性关系,互联网对高质量发展的正向推动作用具有双重门槛效应。在中介效应模型下互联网能够通过促进地区创新资本流动继而推动地区高质量发展,但是创新人员的流动并未对高质量发展产生显著正向影响。

**关键词:**互联网;高质量发展;创新要素流动;中介效应

**中图分类号:**F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)06-0040-12

## 一、引言

改革开放四十余年,粗放式的发展模式为我国的经济增长和人民生活改善做出了巨大贡献,与同时也带来了环境污染、能源损耗、产能过剩、产业低端化等消极影响。党的十九大报告指出,我们必须坚定不移地贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念,把新发展理念贯穿我国发展全过程。目前我国正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。互联网的诞生和发展在提高了生产效率的同时,也在促进企业信息交流与合作、优化产业结构、增加就业机会等方面发挥着难以替代的作用,与互联网相伴生的移动通信、人工智能、大数据和云计算等信息技术所取得的重大突破为高质量发展找到了推动力,互联网也因此被称为中国经济提质增效升级的“新引擎”。那么互联网对我国高质量发展是否具有推动作用?其背后的机制及其影响路径究竟是什么?这是推进我国经济高质量发展必须弄清楚的理论问题。

有关经济高质量发展的内涵和测度问题,多数学者选取省级层面数据进行系统性的研究,魏敏和李书昊<sup>[1]</sup>从省级层面出发,建立了涵盖经济结构优化、创新驱动发展、资源配置高效、市场机制完善、经济增长稳定、区域协调共享、产品服务优质、基础设施完善、生态文明建设和经济成果惠民10个方面的经济高质量发展水平测度体系。李金昌等<sup>[2]</sup>从宏观层面构造了由经济活力、创新效率、绿色发

收稿日期:2022-05-05;修回日期:2022-09-23

基金项目:国家社会科学基金一般项目“基于生产性服务业的先进制造业集群产业生态优化研究”(19BJY109);江苏省社会科学基金重点项目“服务业数字化促进江苏中等收入群体扩容的机制与路径研究”(22EYA004)

作者简介:杨风召(1967—),男,河南洛阳人,南京财经大学国际经贸学院教授,研究方向为网络经济与电子商务;李威(1998—),男,江苏宿迁人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生,研究方向为产业经济与网络经济。

展、人民生活、社会和谐 5 个部分构成的评价指标体系;马茹等<sup>[3]</sup>采用我国 2016 年 30 个省份相关数据,构建了包括高质量供给、高质量需求、发展效率、经济运行、对外开放五个层面的指标体系,以此测算经济高质量发展的总指数和分指数。虽然现有文献已经提出多种对于高质量发展的测度,且指标体系涵盖内容广泛,但大多基于省级宏观层面进行度量。

互联网的飞速发展带来了一系列的技术变革,也催生了许多新的经济现象。一些学者开始关注数字经济和大数据等与经济高质量发展之间的关系。在理论机制的研究方面,荆文君和孙宝文<sup>[4]</sup>从微观和宏观层面分析了数字经济促进高质量发展的内在机理,认为互联网信息技术所带来的规模经济、范围经济以及长尾效应能够让互联网更好地发挥匹配作用,以此形成更加完善的价格机制。同时互联网通过新的投入要素提高了资源配置效率与全要素生产率,从而促进了经济高质量发展。在中介机制和实证研究方面,赵涛等<sup>[5]</sup>验证了数字经济能够通过促进创业活跃度进而推动高质量发展,并且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。张蕴萍等<sup>[6]</sup>基于省级层面数据的研究发现,数字经济通过提升人力资本水平和产业结构升级有效推动了经济高质量发展,且该效应在东部与中西部之间存在区域异质性。李宗显和杨千帆<sup>[7]</sup>简单地用 TFP 衡量了高质量发展,认为技术创新和要素配置效率是数字经济影响 TFP 的中介渠道。

对于创新要素流动的相关研究,国内外学者主要从对经济社会领域的影响及其影响因素两个方面展开相关探讨。从对经济社会领域的影响来看,创新要素流动推动城市全要素生产率的提高<sup>[8]</sup>、促进知识的空间溢出<sup>[9]</sup>和推动经济高质量发展<sup>[10]</sup>。而创新要素的影响因素复杂多样,现有研究主要从交通发展、数字化、城市网络等角度进行探讨<sup>[11-13]</sup>。将创新要素流动作为互联网推动高质量发展的中介变量的研究未见报道。

综上所述,以往研究主要关注的是数字经济等对经济高质量发展的影响机制,实证研究主要基于省级层面数据,有关经济高质量发展的测度也不统一,在中介机制的研究方面,现有文献主要从技术创新、人力资本和产业结构升级、创业活跃度、要素配置效率等视角论述数字经济推动高质量发展的内在机制。本文的贡献主要包括如下几方面:第一,基于新发展理念,从创新、协调、绿色、开放、共享五个层面论述互联网对高质量发展影响的理论机制;第二,采用主成分分析、熵值 Topsis 法和引力模型对互联网、创新要素流动以及高质量发展进行测度;第三,以创新要素流动作为中介变量,研究互联网与高质量发展之间的影响路径及中间机制;第四,采用我国 279 个地级市的面板数据,通过固定效应模型、中介效应模型和门槛效应模型研究互联网对高质量发展的影响路径和非线性关系。

## 二、理论机制和研究假说

党的十九届五中全会提出了“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念,以推动经济社会的高质量发展。而系统性地创造发展优势,走符合实际和具有特色的道路,以各种有效和可持续方式满足人民不断增长的多方面需要,是高质量发展的本质性特征。下面我们分别从新发展理念的五个方面论述互联网推动高质量发展的作用机制。

### (一) 互联网推动高质量发展的作用机制

#### 1. 直接效应

##### (1) 互联网能够实现科技水平显著提高

首先,互联网打破时空限制,通过知识溢出效应和技术溢出效应为技术创新成果的推广和发展创造了稳定的传播途径,推动了创新性思维的生产和碰撞<sup>[14]</sup>。其次,在人工智能、区块链、云计算和大数据等高新技术的应用下,及时可靠的数据信息使得多元主体协调创新,刺激了创新系统的演化<sup>[15]</sup>。并且,互联网带来的超大体量的信息传递倒逼各市场主体研发新技术、创造新思维以应对变幻莫测的市场需求。而地区科技创新水平的提高,能够通过优化生产要素组合,改变资源配置导向,促进资源配置效率提升,提高地区全要素生产率水平,开辟新的经济增长点,从而实现经济的高质量发展<sup>[16]</sup>。

##### (2) 互联网能够推动区域协调稳定发展

一方面,互联网能够促进城乡协调发展。“互联网+农业”的实施提高了农产品的产能、拓宽了农

产品的销售渠道,促进生产要素在城市与农村之间的流动,同时它也提升了金融服务的触达能力,进而缩小城乡收入差距<sup>[17]</sup>。以数字技术为依托的“数字乡村”政策充分挖掘了农村农业发展的潜能,推动产业兴旺、生态宜居的农村高质量发展<sup>[18]</sup>。另一方面,互联网能够促进产业协调发展。互联网作为一种新动能,可以有效推动高污染、低效率产业结构向高效、绿色友好型产业结构转变<sup>[19]</sup>。互联网自身的信息通信功能能够与其他类型产业紧密联系,形成联动效应与扩散效应继而推动产业结构升级<sup>[20-21]</sup>。随着产业向高效、绿色的方向转变,产业内部劳动与产值之间的配比得以优化,投入产出效率不断提升,当高级化和合理化趋于相同时,经济达到理想均衡状态<sup>[22]</sup>,进而实现经济高质量发展。

### (3) 互联网能够推动人与自然和谐共生

生态环境代价的高低根本上取决于各种生产要素的配置组合、比例搭配及使用方式<sup>[23]</sup>。在互联网技术的不断渗透下,“数据”成为继劳动力、土地、资本之后的第四个生产要素,利用数据能够及时准确地将人力、资本、技术等要素进行重组以达到最优配置。与此同时,互联网的发展不仅催生出了一系列低碳技术和环保技术,能够减少污染废弃物的排放、提高资源利用率,还能够形成网络监督体系,督促企业主动采用减污清洁工艺,从而减少对绿色生态环境的破坏,实现人与自然和谐共生。此外,生态环境与经济增长质量存在耦合关系<sup>[24]</sup>,生态环境优化改善了人民的生活质量并由此提高居民劳动的积极性和生产效率,从而推动当地的经济高质量发展。

### (4) 互联网是对外开放提质增效的新动力

从成本和利益的角度来看,互联网加快了国际与国内市场的信息传递,提高了市场需求与供给的匹配度和匹配效率,减少了不同市场主体之间的交易成本<sup>[25-26]</sup>。虽然互联网基础设施和跨境电商平台的前期研发和建设需要投入大量的资金,但在“梅特卡夫法则”的作用下用户规模会成指数倍递增。由于高固定成本、低边际成本的特性使得用户数量的递增带来的成本却微乎其微,从而给企业带来更多的利益。从便利化程度的角度来看,互联网能使国际贸易减少中间环节,拓宽销售渠道,将产品销往传统国际贸易不能到达的地方。对外开放程度的扩大无疑为市场带来了更激烈的竞争,有利于提高我国产品制造质量与服务质量,实现制造业高水平“走出去”<sup>[27]</sup>,优化我国进出口结构,从而推动经济的高质量发展。

### (5) 互联网促进社会更加公平公正

互联网使信息的非对称与非完整程度大幅减弱,无论是居民个人还是政府部门都能通过网络进行信息发布与获取,它还完善了社会监督体系,减少了社会不公平、不公正的现象;就业作为最大的民生,关系到社会的发展稳定,互联网打破了时空约束,能够更加高效地进行跨区域资源整合,提高了资本和劳动的资源要素配置效率,从而有效解决就业问题<sup>[28]</sup>;再者,互联网的应用使公共基础设施更加数字化和智能化,增加了国民生活的幸福感与满意度;数字普惠金融提高了整个社会阶层金融服务的普及度,减少了阶层之间的贫富差距,改善了收入分配结构,实现了经济发展成果的公平分配。而公平公正的社会既提高了人民的幸福感和满意度,也让整个经济社会的发展更加规范、合理,为我国经济高质量发展创造一个和谐稳定的环境。

根据以上论述并考虑到网络效应,提出假说1和假说2。

假说1:互联网能够分别通过创新、协调、绿色、开放、共享五个渠道对我国的高质量发展产生显著的促进作用。

假说2:互联网对高质量发展存在非线性溢出作用。

## 2. 中介效应

目前我国正处于百年未有之大变局,机遇与挑战并存。推动创新要素的区际流动,是解决经济发展问题、提高地区的创新绩效水平<sup>[29-30]</sup>以及促进高质量发展的重要手段<sup>[31]</sup>,因此本文选取创新要素流动作为中介变量来研究互联网是否可以通过促进创新要素流动来推动经济高质量发展。本文拟从创新人员和创新资本两个层面对创新要素流动进行刻画。一方面,信息化提高了创新要素的区际流动效率<sup>[32]</sup>,互联网作为搜索信息的引擎,在一定程度上跨越了创新劳动力要素供需匹配的信息障碍,从而加速创新人员的区际流动;在数字金融体系的逐渐完善下,日益提高的信息化水平为科研资金的空间流动提供了更

加便捷的通道<sup>[33]</sup>。另一方面,从新发展理念的角度来看,创新要素流动不仅提高了地区创新能力发展水平,同时能够推动产业结构优化升级<sup>[34]</sup>,从而促进协调发展;而科技创新人员流入改善了地区劳动力结构,先进的管理经验与技术手段在提高生产效率的同时也减少了资源浪费和环境污染<sup>[35]</sup>,促进绿色发展;创新资本与人员为地区企业产品研发等创新活动提供资金支持,提高本地创新水平和出口产品质量,吸引外商投资,实现开放发展;高技术人才的引进有利于传播先进的技术知识,实现先进成果的全面共享与普惠,有力推进共享发展。因而互联网推动了创新要素的区间流动,并从创新、协调、绿色、开放、共享五个方面实现地区经济高质量发展。由此提出假说3。

假说3:互联网通过促进创新人员流动和创新资本流动进而推动高质量发展。

根据以上论述,互联网推动经济高质量发展的理论框架如图1所示。

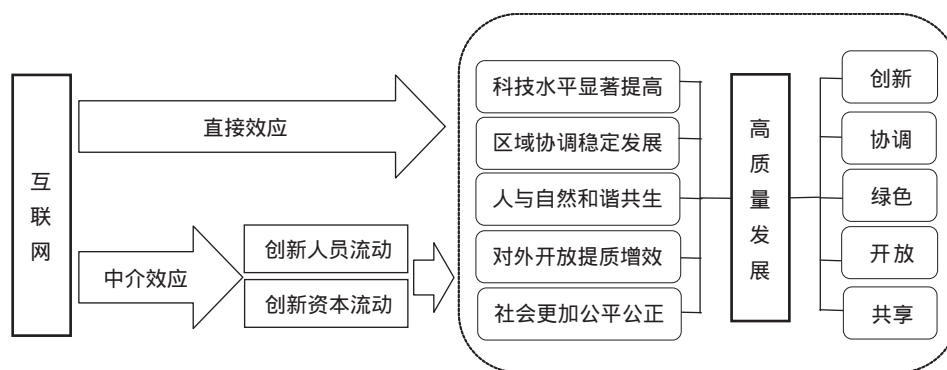


图1 互联网推动高质量发展的理论框架图

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

为研究互联网对我国高质量发展的影响,针对假说1,本文采用了基本的双固定效应回归模型,如式(1)所示。

$$Hed_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 I_{i,t} + \alpha_2 \sum Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i$ 为我国地级市, $t$ 为年份( $t = 2011, 2012, \dots, 2019$ ), $Hed$ 是地区的高质量发展指数, $I$ 为互联网发展综合指数, $Z$ 为各种控制变量, $\mu_i$ 为城市固定效应, $\delta_t$ 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

针对假说2,构建模型(2)以验证互联网对高质量发展的非线性溢出效应。

$$Hed_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 I_{i,t} \times H(I_{i,t} \leq \theta) + \varphi_2 I_{i,t} \times H(I_{i,t} > \theta) + \varphi_3 \sum Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(2)中, $\theta$ 为待测阈值,互联网综合发展指标作为阈值变量, $H(\cdot)$ 为取值1或者0的函数,当满足括号中的条件时取1,不满足则取0。此时只考虑了单门槛效应,在实证分析部分根据样本量再进行多门槛检验。

假说3的具体的检验步骤如下:首先在满足模型(1)中互联网对地区经济高质量发展的影响系数 $\alpha_0$ 通过显著性检验的基础之上,再构建互联网发展综合指数 $I$ 对中介变量( $M$ ):包括创新人员流动( $FP$ )和创新资本流动( $FC$ )的线性回归方程即模型(3),最后如模型(4)所示构建二者对高质量发展 $Hed$ 的回归方程,通过对 $\beta_1, \gamma_1, \gamma_2$ 等回归系数的显著性判断中介效应是否存在。

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 I_{i,t} + \beta_2 \sum Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Hed_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 I_{i,t} + \gamma_2 M_{i,t} + \gamma_3 \sum Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

#### (二) 指标选取与数据说明

##### 1. 高质量发展水平的测度(被解释变量)

本文参考相关文献<sup>[36]</sup>,并考虑到数据的可获得性,从创新、协调、绿色、开放、共享五个方面共13个指标对我国2011—2019年279个地级及以上城市的高质量发展水平进行测度,通过熵值Topsis法

得出高质量发展水平 ( $Hed$ ), 具体的评价体系见表 1。

部分高质量发展指标含义解释如下:

(1) 产业结构合理化。产业结构的合理化水平是衡量一个地区经济结构协调发展的重要指标, 本文在测度城市层面的合理化水平过程中, 参考于春晖等<sup>[37]</sup>的做法, 用三次产业从业人员数与对应产值的比例来测度泰尔指数, 由此代表产业结构合理化水平, 其值越小则说明产业结构越合理, 具体测度公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} \frac{L}{Y} \right) \quad (5)$$

其中  $TL$  代表泰尔指数,  $Y$  为地级市的生产总值,  $L$  为从业人员数,  $i$  代表一、二、三产业。

(2) 产业结构高级化。采用第三产业增加值与第二产业增加值之比来表示。

在表 1 中列出了创新、协调、绿色、开放、共享五个维度的评价体系, 为了测算高质量发展的综合指标, 需对这 13 个指标进行加权处理。在加权之前, 还需要对各个指标数据进行无量纲处理, 负向指标进行倒数正向处理。本文选择熵值 Topsis 法进行加权处理, 这种方法不受人的主观因素的影响, 且能保留指标的完整性。

首先对每个指标的熵值进行测算:

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}} (j = 1, 2, \dots, m) \quad (6)$$

其中,  $P_{ij}$  表示第  $j$  个指标中第  $i$  个城市所占的比重, 且  $0 \leq P_{ij} \leq 1$ , 则第  $j$  个指标的熵值为:

$$e_j = - \frac{1}{\ln(n)} \cdot \sum_{i=1}^n [P_{ij} \ln(P_{ij})] \quad (7)$$

然后计算每个指标所占的比重:

$$W_j = \frac{1 - e_j}{\sum_j (1 - e_j)} (j = 1, 2, \dots, m) \quad (8)$$

根据每个指标比重, 可以对所有指标进行加权:

$$S_i = \sum_{j=1}^m (W_j * P_{ij}), (i = 1, 2, \dots, m) \quad (9)$$

其中,  $S_i$  就是熵值加权后第  $i$  个样本的综合评价指标。

## 2. 互联网发展水平的测度(核心解释变量)

关于互联网发展水平的测度, 本文参考已有文献对互联网发展相关测量指标, 并考虑到城市层面数据可获得性, 选用了互联网普及率、互联网相关从业人数、互联网相关产出、移动通信用户数以及中国数字普惠金融指数五个维度, 对应前四个指标的具体内容为: 城市每百人中互联网人数、地级市年

表 1 高质量发展评价体系

维度指标	二级指标	三级指标	属性	权重
创新发展	科研投入水平	科学技术支出/地区生产总值	+	0.1273
	万人专利申请量	专利申请量/地区平均总人数	+	0.1602
	产业结构合理化	泰尔指数	-	0.0002
协调发展	产业结构高级化	产业结构高级化指数	+	0.0356
	GDP 增速	GDP 增长率	+	0.0030
绿色发展	废物治理	废物综合利用率	+	0.0047
	绿化率	建成区绿化覆盖率	+	0.0127
	外资开放度	实际使用外资金额/GDP	+	0.2434
开放发展	外贸依存度	进出口额/GDP	+	0.1337
	外商投资规模	外商投资企业数/总企业数	+	0.1847
	地区收入共享水平	地区人均 GDP/全国人均 GDP	+	0.0679
共享发展	财政教育支出强度	教育支出/财政总支出	+	0.0183
	医疗共享水平	人均床位数	+	0.0081

末相关信息产业从业人员与年末城镇单位从业人员之比、年末人均电信业务支出、年末地区使用移动电话人数,具体数据均可以在《中国城市统计年鉴》中获取,而中国数字普惠金融指数是由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制<sup>[38]</sup>。在衡量互联网发展水平时,为了减少由于单位不同而导致的差异,本文先对以上数据指标进行了无量纲标准化处理,并采用 PCA(主成分分析)法对以上的指标进行降维分析,最终得到互联网发展综合指数( $I$ )。

### 3. 创新要素流动的测度(中介变量)

互联网信息技术的发展促进了创新人员与资本的区域流动。为了更加全面地反映地区之间要素流动的现状与联系,借鉴王钺和刘秉镰<sup>[39]</sup>的做法,采用引力模型对我国地级市创新人员流动量和创新资本流动量进行测度。具体引力模型和测量方法如下:

创新人员流动量( $FP$ )引力模型:

$$FP_{ij} = \ln pe_i \times \ln wage_j \times R_{ij}^{-2} \quad (10)$$

上式中  $FP_{ij}$  是  $i$  地区流动到  $j$  地区的创新人员流动量;  $pe_i$  是  $i$  地区创新人员数量;  $wage_j$  是  $j$  地区的平均工资,以此表示  $j$  地区对  $i$  地区创新人员的吸引力;  $R_{ij}$  是两个城市之间的距离。所以  $i$  地区流动到其他地区的创新人员总流动量如下所示:

$$FP_i = \sum_{j=1}^n FP_{ij} \quad (11)$$

创新资本流动量( $FC$ )引力模型:

$$FC_{ij} = \ln cp_i \times \ln rate_j \times R_{ij}^{-2} \quad (12)$$

上式中  $FC_{ij}$  是  $i$  地区流动到  $j$  地区的创新资本流动量;  $cp_i$  是  $i$  地区科技经费支出;  $rate_j$  是  $j$  地区规模以上工业企业利润率,以此表示  $j$  地区对  $i$  地区创新资本的吸引力;  $R_{ij}$  是两个城市之间的距离。所以  $i$  地区流动到其他地区的创新资本总流动量如下所示:

$$FC_i = \sum_{j=1}^n FC_{ij} \quad (13)$$

### 4. 控制变量

选取如下几个会对高质量发展影响的控制变量:(1) 消费水平( $SUM$ ):采用地区社会人均消费品零售总额作为衡量指标;(2) 经济发展水平( $\ln GDP$ ):用人均 GDP 的对数表示;(3) 城市化水平( $Urban$ ):用地区人口密度的对数表示;(4) 金融发展水平( $Finance$ ):用机构存贷款余额比地区生产总值表示。

#### (三) 数据来源

选取了 2011—2019 年我国地级市作为研究对象,为确保数据的完整性剔除了部分地级市,最终搜集整理到我国 279 个地级市的面板数据,对于缺漏值采用线性插值法进行补充。互联网综合指标中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,其余指标来源于《中国城市统计年鉴》和《中国互联网发展状况统计报告》;有关创新要素流动指标数据来源于《中国城市统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,有关高质量发展综合指标及控制变量测算的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》,部分国家年度数据则参考《国家统计局》数据库。

## 四、实证结果

### (一) 描述性统计

表 2 所示为描述性统计结果,从结果中可以看出高质量发展指数( $Hed$ ) 最小值为 0.023,最大值为 0.418,标准差为 0.033,这说明我国不同地区的高质量发展水平之间具有一定的差距;地区的互联网发展指数( $I$ ) 最小值为 -0.775,最大值为 11.904,标准差为 0.913,与高质量发展的结果特征相类似,同样说明地区间互联网发展水平差异较为显著;从中介变量和控制变量来看,我国不同地级

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Hed$	2 511	0.069	0.033	0.023	0.418
$I$	2 511	0.073	0.913	-0.775	11.904
$FP$	2 511	0.150	0.121	0.002	1.375
$FC$	2 511	1.054	0.426	0.857	21.256
$SUM$	2 511	2.183	2.332	0.000	52.500
$\ln GDP$	2 511	10.165	1.014	5.550	13.056
$Urban$	2 511	5.767	0.894	1.619	7.923
$Finance$	2 511	2.886	2.411	0.588	38.237

市的创新人员流动量( $FP$ )、创新资本流动量( $FC$ )、市场开放度( $SUM$ )、经济发展水平( $\ln GDP$ )、城市化水平( $Urban$ )、金融发展水平( $Finance$ )等方面的最大值与最小值之间也存在明显的差异。

## (二) 基准回归结果

验证假说1的基准回归结果如表3所示。表中模型(1)至模型(5)分别对应互联网对创新、协调、绿色、开放、共享五个部分的固定效应回归,模型(6)则是互联网对高质量综合发展水平的固定效应回归。结果显示,除了绿色发展没有通过10%的显著性水平以外,其余模型的回归系数均显著为正。这说明从整体来看,互联网对我国高质量发展产生了显著的正向推动作用,并且互联网能够利用其自身的特性分别从创新、协调、开放、共享层面推动我国区域经济高质量发展。具体来看,其中互联网对创新发展的影响系数最大为0.0029,这也显示了互联网信息技术的发展能够有效推动我国创新领域的进步,排在创新发展之后的分别是开放发展、共享发展和协调发展。而互联网对绿色发展的影响未能通过显著性检验,这可能是由于目前我国刚刚步入高质量发展阶段,一些重污染工业企业难以在短时间内迅速适应绿色发展的要求,遗留的高污染、低效率的生产设备和生产方式无法及时调整更改,因此互联网对我国绿色发展并未产生积极影响。虽然从绿色层面而言互联网未能显著推动其发展,但这一结果并不影响互联网对我国总体经济高质量发展的积极影响。

表3 互联网对高质量发展影响的基准回归结果

变量	(1) 创新	(2) 协调	(3) 绿色	(4) 开放	(5) 共享	(6) 高质量发展水平
$I$	0.0029*** (3.61)	0.0004*** (3.08)	0.0000 (0.23)	0.0018* (1.87)	0.0017*** (10.00)	0.0067*** (5.07)
$SUM$	-0.0002* (-1.96)	0.0000 (0.85)	-0.0000 (-0.29)	-0.0001 (-0.51)	0.0000 (0.78)	-0.0003 (-1.38)
$\ln GDP$	0.0014*** (2.98)	-0.0003*** (-4.01)	0.0001 (1.63)	0.0025*** (4.46)	0.0015*** (14.85)	0.0053*** (6.57)
$Urban$	-0.0344*** (-7.20)	-0.0017** (-2.29)	-0.0000 (-0.03)	0.0031 (0.54)	-0.0040*** (-3.97)	-0.0364*** (-4.57)
$Finance$	0.0017*** (14.68)	0.0001*** (3.56)	0.0000 (0.35)	0.0011*** (7.55)	0.0001*** (3.71)	0.0030*** (15.01)
$Constant$	0.1970*** (7.39)	0.0189*** (4.48)	0.0103** (2.21)	-0.0281 (-0.89)	0.0224*** (3.97)	0.2171*** (4.88)
观测数	2511	2511	2511	2511	2511	2511
$R^2$	0.361	0.541	0.029	0.073	0.219	0.210
城市个数	279	279	279	279	279	279
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为P值。

## (三) 稳健性检验

以上实证结果验证了互联网对高质量发展具有显著的正向促进作用,为了检验实证结果的可靠性,根据单一指标法,采用标准化结果后的互联网普及率( $INT$ )来替代互联网综合发展指标进行稳健性检验,结果如表4所示。从表4的结果中可以看出在换取了互联网普及率作为单一指标进行回归分析后,所呈现的结果与前文结果基本保持一致。

表 4 替换解释变量估计结果

变量	创新	协调	绿色	开放	共享	高质量发展水平
<i>INT</i>	0.002 0 <sup>***</sup> (5.17)	0.000 0 (0.21)	0.000 1 (1.17)	0.001 1 <sup>**</sup> (2.33)	0.001 2 <sup>***</sup> (14.48)	0.004 3 <sup>***</sup> (6.68)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市个数	279	279	279	279	279	279
R <sup>2</sup>	0.365	0.539	0.030	0.073	0.254	0.216
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*P*值。

(四) 内生性检验

为了解决在研究过程中因为遗漏变量以及测量误差而产生的内生性问题,采用工具变量法来解决内生性问题。对于工具变量的选择,根据黄群慧等<sup>[40]</sup>的做法,以1984年每百人固定电话数量和每百万人邮局数量作为地区互联网发展指数的工具变量。但考虑到1984年的数据为截面数据,参考Nunn and Qian<sup>[41]</sup>的方法采用1984年百人中固定电话数量以及每百万人邮局的数量分别与地级市每年的宽带接入用户数交互项作为工具变量。

表5的结果显示,选取的两个工具变量在Sargan检验和Basmann检验下卡方值均不显著,这说明工具变量满足了外生性的要求。最终结果表明,在考虑了内生性问题后,互联网对提升我国高质量发展的影响依旧成立,且通过了10%水平的检验。说明我国互联网综合发展水平的提高确实能够促进高质量发展,再一次验证了假说1。

(五) 区域异质性检验

为了深入研究互联网对我国不同地区的高质量发展的影响,根据国家发改委政策上的划分规则对279个地级市按照东、中、西部进行划分,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、吉林、黑龙江13个省、自治区、直辖市,中部地区包括安徽、河南、湖北、湖南、山西、江西,剩余的则为西部地区。区域异质性检验结果见表6。

从表6可以看出,东部地区互联网对当地高质量发展的正向促进作用程度最大,其影响系数为0.0087且在1%水平下显著,说

表 5 工具变量法估计结果

变量	工具变量法	
	(1)	(2)
<i>I</i>	0.135 4 <sup>**</sup>	0.143 2 <sup>*</sup>
( <i>z</i> 值)	(2.25)	(1.92)
Sargan chi	0.262	0.235
( <i>P</i> 值)	(0.609)	(0.628)
Basmann chi	0.231	0.207
( <i>P</i> 值)	(0.631)	(0.649)
控制变量	NO	YES
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市个数	225	225

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表 6 区域异质性检验结果

变量	东部	中部	西部
<i>I</i>	0.008 7 <sup>***</sup> (4.85)	-0.002 9 (-0.87)	0.007 3 <sup>***</sup> (3.04)
<i>SUM</i>	0.000 4 (0.94)	-0.000 1 (-0.47)	-0.006 1 <sup>***</sup> (-5.71)
<i>lnGDPP</i>	0.004 8 <sup>***</sup> (3.40)	0.006 2 <sup>***</sup> (3.38)	0.006 9 <sup>***</sup> (7.77)
<i>Urban</i>	-0.060 5 <sup>***</sup> (-4.60)	-0.012 9 (-0.70)	0.015 3 (1.64)
<i>Finance</i>	0.003 6 <sup>***</sup> (10.50)	0.002 1 <sup>***</sup> (6.04)	0.002 7 <sup>***</sup> (9.49)
<i>Constant</i>	0.380 0 <sup>***</sup> (5.10)	0.071 3 (0.65)	-0.096 0 <sup>**</sup> (-2.00)
观测数	1080	702	729
城市个数	120	78	81
R <sup>2</sup>	0.282	0.195	0.341
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*P*值。



明互联网综合发展水平每提高 1%,该地区的高质量发展水平提高 0.008 7%,东部作为我国发达地区,互联网发展时间长、基础设施完善,已经与当地产业深度融合,充分释放了互联网带来的红利,因而能够全面促进我国高质量发展;其次为西部地区,影响系数为 0.007 3 并通过了 1% 水平的显著性检验,这得益于近年来我国各项西部计划对于西部地区的扶持,通过加快互联网基础设施建设,提高了地区间市场信息交流效率,改善了生产生活方式,促进了经济转型,推动了高质量的发展,因而对相对落后的西部产生较大的影响;然而中部地区的回归结果未能通过 10% 水平的检验,说明中部地区的互联网发展并不能有效促进地区高质量的发展。

(六) 非线性检验

为了验证假说 2 的非线性效应的合理性,本文现根据模型(4)采用面板门槛回归模型进行实证检验。首先参考 Hansen<sup>[42]</sup> 的门槛面板方法进行门槛存在性检验以及门槛值的确定,在通过 Bootstrap 进行反复抽样 1 000 次后,发现双重门槛值在 5% 水平下显著通过了检验,而单门槛和三重门槛均不存在(具体检验结果见表 7),说明互联网对高质量发展存在双门槛效应。

从表 8 的门槛回归结果中可以看出,当互联网综合发展水平在门槛值 -0.410 9 以下时,互联网对地区的高质量发展存在正向推动作用;当互联网综合发展水平保持在 -0.410 9 到 1.016 7 区间内,这种积极影响就消失了;而当超过门槛值 1.016 7 后互联网对高质量发展又产生了显著的促进作用,因而互联网与高质量发展之间存在明显的非线性溢出促进效应。产生这种结果可能是因为在互联网发展初期,网络基础设施建设产生的巨大需求拉动了计算机、软件和通讯等产业的快速发展,互联网行业本身也由于其超高的发展预期吸引巨量社会资本投入其中,从而带动经济发展和经济结构改善,最终对经济高质量发展带来了显著的积极影响;随着互联网的进一步发展,由于前期技术红利的逐步消退,其产业带动作用趋于减缓,而在该阶段互联网还难以与传统产业有效融合,甚至前期盲目投资带来的网络泡沫破灭还会拖累经济的发展,因而无法有效推动经济高质量发展的进程;但是随着互联网基础设施不断完善以及创新技术的应用,传统产业通过互联网化完成产业升级,网络的低边际成本、规模经济、范围经济、长尾效应以及其他优势逐渐显现出来,从而对高质量发展产生显著的促进作用。从整体结果来看,互联网与高质量发展之间存在非线性关系,这也很好地解释了区域异质性检验中东中西部的差异。

(七) 中介机制检验

中介机制的检验结果见表 9。由前文的模型设定可知,模型(1)验证了互联网对地区经济高质量发展具有正向的促进作用,模型(3)则是验证互联网是否对创新人员流动与创新资本流动具有显著的促进作用,结果显示模型(3)的影响系数分别为 0.005 1 和 0.478 5 且通过了显著性水平检验,这说明了互联网的发展有利于促进地区创新要素的区际流动。

将互联网综合发展水平与创新人员流动量和创新资本流动量再放回到第四部分的模型(4)中进行回归,结果发现,互联网综合发展水平与创新资本流动对高质量发展的影响系数均为正值且通过了显著性检验,并且模型(4)中互联网对高质量发展的影响系数相较于模型(1)略有降低,这表明创新资本流动是互联网促进经济高质量发展的中介作用机制。但是创新人员的流动并未对高质量发展产

表 7 门槛值检验结果

	门槛值	P 值	BS 次数
单门槛检验	-0.410 9	0.147	1 000
双门槛检验	1.016 7**	0.016	1 000
三门槛检验	2.062 5	0.672	1 000

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平下显著。

表 8 门槛回归结果

变量	高质量发展水平
$I \times M(I < -0.410 9)$	0.008 5*** (4.09)
$I \times M(1.016 7 \geq I > -0.410 9)$	-0.001 1 (-0.71)
$I \times M(I \geq 1.016 7)$	0.005 9*** (4.34)
门槛值	$q1 = -0.410 9$ $q2 = 1.016 7$
Constant	0.284 3*** (6.43)
观测数	2 511
R <sup>2</sup>	0.028 9
城市个数	279
控制变量	YES

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 P 值。

生显著正向影响,这可能是因为互联网虽然推动创新人员的区际流动,但由于各地对创新人员的争夺使得人员流动盲目而无序,一方面大量创新人员凭借自己的专业技能涌入大城市或发达地区,造成这些地方人才拥挤而其他地方人才稀缺的现象,难以实现对地区人力资源的最优配置;另一方面,许多用人单位在引进人才时只看重其知名度和影响力,未能充分考虑其对需求的适配性,这既提升了人力资源价格,还挤占了内部的岗位

资源,造成员工内心的失衡。正是由于上述问题的存在,导致创新人员的流动对地区高质量发展的正向效应低于负向效应,中介作用未能充分发挥。

### 五、结论与政策建议

基于高质量发展的内涵,本文从“创新、协调、绿色、开放、共享”五个方面阐述了互联网推动高质量发展的内在机制以及互联网如何通过创新要素流动推动高质量发展的中介机制,并采用我国地级市面板数据进行了实证研究。研究发现:(1)互联网综合发展水平的提高能够显著促进地区的经济高质量发展,互联网成为了当今时代引领经济发展的新动力,且通过引入工具变量和单一指标替换等稳健性检验后,结果依然成立。(2)在区域异质性检验中,我国东部地区和西部地区互联网水平的提高对高质量发展的促进作用明显,但中部地区并未通过显著性检验,这可能是因为中部地区互联网与其它产业的融合不够,难以充分释放互联网带来的红利。(3)通过门槛模型检验发现互联网综合发展水平与高质量发展之间存在双重门槛值的非线性关系,当互联网综合发展水平低于第一门槛值或者高于第二门槛值时,才会表现出对高质量发展的显著促进作用。(4)在中介效应模型下,互联网能够通过创新资本流动来影响高质量发展,但是创新人员的流动并未对高质量发展产生显著正向影响。

根据理论分析和实证研究的结果,提出如下政策建议:(1)应鼓励、支持和引导互联网产业在我国的发展,推动5G技术、大数据、人工智能等高新技术的运用,发挥互联网信息技术与各领域深度融合带来红利的潜能。(2)要想有效发挥互联网对高质量发展的推动作用,必须尽可能减少甚至消除互联网发展过程中出现的网络泡沫带来的消极影响。(3)考虑到区域异质性,东部地区应继续稳定互联网信息技术与当地产业之间的融合,巩固先发优势,实现产业数字化与数字产业化协调发展;中部地区要充分认清自身的优势和劣势,积极引导传统产业与互联网进行深度融合,尽早突破互联网发展瓶颈进入高一级发展阶段;而西部地区要汲取东中部地区发展过程中的经验和教训,形成自己的后发优势,使互联网和传统产业协调发展,融合发展。(4)完善资本市场建设,充分发挥创新资本流动在互联网推动高质量发展中的中介作用,由此提高创新资本的配置效率。在创新人员流动方面,政府应对创新人才市场进行规范,引导人才合理有序流动,最大化发挥其对高质量发展的正向效应。

### 参考文献:

- [1]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018(11):3-20.  
[2]李金昌,史龙梅,徐嵩婷.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究,2019(1):4-14.

表9 中介机制检验结果

变量	Hed	创新人员流动中介效应		创新资本流动中介效应	
		FP	Hed	FC	高质量发展水平
I	0.0067*** (5.07)	0.0051* (1.67)	0.0067*** (5.06)	0.4785*** (13.91)	0.0039*** (2.86)
FP			0.0016 (0.17)		
FC					0.0059*** (7.25)
城市个数	279	279	279	279	279
R <sup>2</sup>	0.210	0.520	0.210	0.110	0.228
控制变量	YES	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

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为P值。

- [3] 马茹,罗晖,王宏伟,等. 中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J]. 中国软科学,2019(7):60-67.
- [4] 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[J]. 经济学家,2019(2):66-73.
- [5] 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(10):65-76.
- [6] 张蕴萍,董超,栾菁. 数字经济推动经济高质量发展的作用机制研究——基于省级面板数据的证据[J]. 济南大学学报(社会科学版),2021(5):99-115+175.
- [7] 李宗显,杨千帆. 数字经济如何影响中国经济高质量发展? [J]. 现代经济探讨,2021(7):10-19.
- [8] 唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究,2014(7):31-43.
- [9] ALMEIDA P, KOGUT B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks[J]. Management science, 1999, 45(7):905-917.
- [10] 刘和东,刘繁繁. 要素集聚提升高新技术产业绩效的黑箱解构——基于经济高质量发展的门槛效应分析[J]. 科学学研究,2021(11):1960-1969.
- [11] 陈婧,方军雄,秦璇. 交通发展、要素流动与企业创新——基于高铁开通准自然实验的经验证据[J]. 经济理论与经济管理,2019(4):20-34.
- [12] 王宏鸣,陈永昌,杨晨. 数字化能否改善创新要素错配? ——基于创新要素区际流动视角[J]. 证券市场导报,2022(1):42-51.
- [13] 任会明,叶明确,余运江. 城市网络与创新要素——基于银行网点构建城市网络的实证分析[J]. 南京财经大学学报,2021(5):44-54.
- [14] 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):119-136.
- [15] 张昕蔚. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. 经济学家,2019(7):32-39.
- [16] 孙祁祥,周新发. 科技创新与经济高质量发展[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),2020(3):140-149.
- [17] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学,2017(6):14-25.
- [18] 夏显力,陈哲,张慧利,等. 农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J]. 中国农村经济,2019(12):2-15.
- [19] 李晓华. 数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J]. 改革,2019(11):40-51.
- [20] HEO P S, LEE D H. Evolution of the linkage structure of ICT industry and its role in the economic system: the case of Korea[J]. Information technology for development, 2019, 25(3):424-454.
- [21] 昌忠泽,孟倩. 信息技术影响产业结构优化升级的中介效应分析——来自中国省级层面的经验证据[J]. 经济理论与经济管理,2018(6):39-50.
- [22] 何冬梅,刘鹏. 人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展——基于中介效应模型[J]. 经济与管理研究,2020(1):3-20.
- [23] 张腾,蒋伏心,韦朕韬. 数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能? [J]. 经济问题探索,2021(1):25-39.
- [24] 李强,韦薇. 长江经济带经济增长质量与生态环境优化耦合协调度研究[J]. 软科学,2019(5):117-122.
- [25] 施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. 经济研究,2016(5):172-187.
- [26] TADELIS S. Reputation and feedback systems in online platform markets[J]. Annual review of economics, 2016,8(1):321-340.
- [27] 卓乘风,邓峰. 互联网发展如何助推中国制造业高水平“走出去”? ——基于出口技术升级的视角[J]. 产业经济研究,2019(6):102-114.
- [28] 王俊,陈国飞. “互联网+”、要素配置与制造业高质量发展[J]. 技术经济,2020(9):61-72.
- [29] 白俊红,蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究,2015(7):174-187.
- [30] 郑万腾,赵红岩,陈羽洁,等. 技术扩散能否成为区域创新效率提升的新动能——研发要素流动视角[J]. 科技进步与对策,2020(21):56-63.
- [31] 董小君,石涛. 驱动经济高质量发展的科技创新要素及时空差异——2009—2017年省级面板数据的空间计量分析

- [J]. 科技进步与对策, 2020(4):52-61.
- [32] 茶洪旺, 左鹏飞. 信息化对中国产业结构升级影响分析——基于省级面板数据的空间计量研究[J]. 经济评论, 2017(1):80-89.
- [33] 王曙光. 互联网金融带来的变革[J]. 中国金融家, 2013(12):95-96.
- [34] 卓乘风, 邓峰. 创新要素区际流动与产业结构升级[J]. 经济问题探索, 2018(5):70-79.
- [35] 侯纯光, 程钰, 任建兰, 等. 科技创新影响区域绿色化的机理——基于绿色经济效率和空间计量的研究[J]. 科技管理研究, 2017(8):250-259.
- [36] 师博, 张冰瑶. 全国地级以上城市经济高质量发展测度与分析[J]. 社会科学研究, 2019(3):19-27.
- [37] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011(5):4-16+31.
- [38] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020(4):1401-1418.
- [39] 王钺, 刘秉镰. 创新要素的流动为何如此重要? ——基于全要素生产率的视角[J]. 中国软科学, 2017(8):91-101.
- [40] 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):5-23.
- [41] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American economic review, 2014, 104(6):1630-1666.
- [42] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2):345-368.

(责任编辑:陈 春;英文校对:葛秋颖)

## Internet, Innovation Factor Flow and High-quality Economic Development: Based on 279 Prefecture-level Cities

YANG Fengzhao, LI Wei

(School of International Economics and Trade, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** At present, China's economy is in the critical historical period of high-speed growth to high quality development. In order to explore the paths and intrinsic mechanism of the internet's influence on the high-quality development of China's regional economy, this paper collects panel data of 279 prefecture-level cities in China from 2011 to 2019, constructs multi-dimensional indicators, and uses principal component analysis and entropy weight method to measure the comprehensive index of internet development and the comprehensive index of high-quality development respectively. Then the direct and indirect effects of the internet on high quality development are studied. It is found that the improvement of the internet development level is conducive to promoting the high-quality development of regional economy, but there is a non-linear relationship between the two, which has a double threshold effect. The internet has a double threshold effect in promoting high-quality development. Under the mediation effect model, the internet can promote regional high-quality development by promoting the flow of innovative capital, but the flow of innovation personnel has no significant positive impact on high-quality development.

**Key words:** internet; high-quality development; innovation factor flow; mediation effect