

互联网应用与产业结构优化

——基于技术创新的中介效应和居民消费的调节效应

陈静¹,左鹏飞²,袁新³

(1.中国社会科学院大学(研究生院)数量经济与技术经济系,北京102488;

2.中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,北京100732;3.中国网络空间研究院,北京100010)

摘要:基于2003—2019年省域数据,构建互联网应用水平评价指标体系,并通过SYS-GMM模型、中介效应模型和调节效应模型,探讨互联网应用、技术创新、居民消费与产业结构优化四者之间的互动关系。研究发现:从整体来看,互联网应用对产业结构优化具有持续性正向促进作用;从中介效应来看,技术创新在互联网应用与产业结构优化的关系中存在显著的部分中介效应;从调节效应来看,居民消费在互联网应用与产业结构高度化的关系中存在显著的正向调节效应,而在消费与产业结构合理化之间无显著的调节作用。同时,技术创新的中介效应和居民消费的调节效应均存在明显的区域异质性,并伴随时段发展呈现增强趋势。

关键词:互联网应用;产业结构优化;技术创新;居民消费;中介效应;调节效应

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)09—0045—11

一、引言

党的十九届五中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》,明确提出“十四五”时期我国经济社会发展要“以推动高质量发展为主题”。推动经济高质量发展的关键在于加快产业结构调整优化。当前,以互联网为代表的数字技术快速嵌入我国经济和社会发展的各个领域,成为推动产业结构优化的重要动力。理论和实践表明,技术创新是驱动一国产业结构优化的主要因素。从2014年至今,消费已经连续7年成为拉动中国经济增长的第一引擎,其对产业结构的影响日益增强。虽然互联网、技术创新和消费对产业结构均有影响,但目前鲜有研究分析这四者之间的关系。在中国经济从高速增长到高质量发展嬗变的背景下,本文对四者之间的关系展开深入研究,不仅顺应了数字经济与实体经济深度融合的发展趋势,而且可以为推动经济高质量发展提供有益参考。

伴随互联网与不同产业从浅层联系到深度融合的发展演进,互联网在产业结构优化中扮演越来越重要的角色。互联网发展有效打破传统资源配置中存在的信息壁垒、时空限制和行业边界等障碍,促进全要素生产率的提升,形成巨大的数字化新动能,加速传统产业的新旧动能转换(Czernich et al, 2011; Ivus 和 Boland, 2015)。从功能视角来看,互联网具有泛在、连接、共享等特征,推动实现不同产业的数据共享、信息交互和知识编码化,促进产业组织运行效率的整体提升(Cardona et al, 2013; 郑湛等, 2019)。部分学者从实证角度分析,通过时间序列模型、产业结构变迁模型、广义矩估计(GMM)模型等对互联网发展与产业结构之间的关系展开分析(吕明元和陈磊, 2016; 徐伟呈和范爱军, 2018; 左鹏飞等, 2020),研究普遍认为互联网发展对产业结构优化有正向促进作用。

关于技术创新对产业结构的影响,我国学者傅家骥(1998)很早就提出“没有技术创新,就没有产业结构的演变”的论断。近年来关于二者关系的研究不断深化,越来越多的学者研究发现技术创新只有与其他因素相结合才能有效推动产业结构优化。从实证角度出发,通过经济数学方法推导、面板数据模型、空间杜宾模

收稿日期:2021—06—08

基金项目:国家社会科学基金青年科学基金“人工智能、资本深化、技能溢价与区域不平衡研究”(18CJL033);中国社会科学院创新工程项目“基于政治经济学视角下的我国数字经济发展研究”(IQTE2021-07);中国社会科学院青年科研启动项目“信息化推动中国经济高质量发展的靶向路径与政策供给”(IQTE2019QNXM)

作者简介:陈静,中国社会科学院大学(研究生院)数量经济与技术经济系博士研究生,研究方向:信息技术经济;左鹏飞,博士,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所副研究员,研究方向:信息技术经济;(通讯作者)袁新,硕士,中国网络空间研究院助理研究员,研究方向:信息技术经济。

型等方法研究发现,技术选择和合理的资本深化相结合才能有效促进产业结构升级,不适宜的技术创新反而抑制产业结构调整效率(黄茂兴和李军军,2009;孔宪丽等,2015),且技术创新水平在经济集聚度较高的地区对产业结构的优化作用表现更加显著(陶长琪和彭永樟,2017);从需求角度提出,只有在市场需求空间足够的情况下,才可以形成有效促进产业结构优化的技术创新能力(孙军,2008)。伴随我国消费升级进程的加速,关于消费对产业结构影响的研究逐步增多。消费是拉动产业升级的原动力,也是引导产业结构变动的主要力量(王岳平,2000),消费需求从追求量的满足转变为追求质的满足,这一进程推动了产业结构的转型升级(廖红伟和张莉,2019),也有学者通过投入产出分析方法,验证了消费升级对产业结构的变化具有重要影响(石奇等,2009)。

互联网应用可以有效提升技术创新能力,这已逐步成为学术界和产业界共识。互联网强大的泛在连接能力与经济社会发展实现深度融合,增强了企业信息获取维度(杨德林等,2017),催生出新产业新业态新模式,推动了技术的扩散、应用和创新(Androutsos,2011;Miyazaki et al,2012);部分研究通过省域面板数据、世界银行调查问卷数据,发现互联网发展通过规模效应和竞争效应推动产业技术创新(陈淑云和陶云清,2019),同时互联网的使用程度与制造业技术创新呈正相关关系(王文娜等,2020);也有学者从工业发展不同阶段出发,研究发现互联网对工业技术创新效率的影响呈现显著的阶段异质性(李佳钰和周宇,2018)。互联网应用的快速普及给消费带来了显著影响,较多实证研究表明,互联网发展加速促进了居民消费水平的提高(蔡海亚等,2020),并对城乡居民的总体消费水平具有显著促进作用(刘湖和张家平,2016;贺达和顾江,2018)。

综上所述,已有文献关于互联网应用、技术创新、居民消费和产业结构的研究多聚焦于任意两者关系,相关研究成果为本文展开分析奠定了理论基础和逻辑起点。然而目前,无论是理论分析还是实证检验,缺乏在统一分析框架下探讨四者之间的作用关系。因此,本文在已有研究基础上,构建系统广义矩估计(SYS-GMM)模型、中介效应模型和调节效应模型,基于本土化的样本数据对四者间的内在逻辑关系展开分析,尝试从技术创新和居民消费的角度就互联网应用对产业结构优化的作用给出一定的实证解释。

二、作用机制与理论假说

自1994年全功能接入国际互联网以来,我国互联网经历了从弱小到强大、从模仿到创新、从跟随到引领的跨越式发展,互联网应用也从小众走向大众、从少数几个行业走向几乎所有行业,逐渐嵌入个人、企业、产业、国家经济社会发展,成为推动我国经济高质量发展的重要引擎(崔蓉和李国锋,2021)。多位学者指出,数字经济时代,以互联网为代表的信息技术集群正加速与传统产业实现动态融合(江小娟,2017;郭克莎,2019)。目前,基于静态模型对互联网与产业结构的关系已经展开了较为充分的分析(吕明元和陈磊,2016;黄群慧等,2019),而基于动态模型分析的相对较少。伴随互联网技术的应用拓展与迭代升级,催生出多元化、个性化的动态需求(杨勇,2019),而互联网作为使能技术,具有持续进化的创新特征(杨伟等,2018)。因此互联网应用对产业结构的影响是一个持续渐进的动态过程。

基于此,本文提出假设1:互联网应用对产业结构优化具有显著促进作用,且为持续性动态效应。

作为一种连接、互动、共享的虚拟性网络,互联网之所以能在产业结构中发挥优化作用,一个重要的原因是其能有效激发产业技术创新。一是互联网的发展提高了市场信息透明度,增强了技术研发人员与消费者、投资者和其他科研机构的沟通交流,降低了技术创新的不确定性(余泳泽等,2021);二是互联网的发展促进开放式创新平台的形成,优化和革新创新资源连接方式,提高了产业技术的创新绩效和创新效率(王金杰等,2018);三是互联网的发展推动多维技术交叉融合,有力拓展技术边界,促进一系列知识外溢与技术扩散发生,引致不同产业技术间形成“互补性创新”(Bresnahan和Trajtenberg,1995);四是互联网的发展改变了传统商业的运营逻辑、价值链条和实现场景,并通过市场需求升级、竞争性技术迭代、颠覆性商业模式等因素反向驱动产业技术创新(卑立新和焦高乐,2021)。互联网实现各产业各领域更加广泛的技术创新,促进提升全要素生产率,进而推动产业结构优化。

基于此,本文提出假设2:技术创新在互联网影响产业结构优化中发挥了良好的中介效应。

互联网应用和居民消费对产业结构均有系统性、宏观性和跨行业性的影响。消费不仅是经济活动的起点与落脚点,而且是促进经济发展的持续性动力,也是产业结构演进优化的最有效和最根本的动力(韩克勇和孟维福,2021)。数字经济时代,伴随互联网技术的广泛应用与推广,技术与信息要素对消费升级的驱动力

用日益增强(牡丹清,2017)。与此同时,在互联网应用的驱动下,消费对于产业结构的调节作用也得到显著提升。一方面,互联网的发展极大拓展了消费者的选择范围,优化消费渠道、增强消费体验、提升消费效率,链接和集聚了以前分散的消费力量,以市场合力对产业结构产生更加深刻的影响(王茜,2016;牡丹清,2017);另一方面,互联网应用进一步促进了多元化、个性化、定制化消费行为的发生,推动不同类型消费偏好显性化和集成化,强化了对产业结构的调整功能。由于居民消费在最终消费中占比超过80%,所以居民消费发挥了主要的调节作用。

基于此,本文提出假设3:居民消费在互联网影响产业结构优化中具有调节效应。

三、模型设定与变量选取

(一)模型设定

根据上文机理分析,本文构建了3个实证模型:一是构建动态面板模型,分析互联网应用对产业结构的直接影响;二是构建中介效应模型,识别互联网应用可能通过技术创新对产业结构优化产生影响;三是构建调节效应模型,分析互联网应用可能通过居民消费对产业结构优化产生影响。

1. SYS-GMM 模型

为了实证分析互联网应用与产业结构优化之间的动态关系,本文实证设计从两方面考虑:一是不仅要考虑当期因素的影响,还要考虑前期因素对产业结构优化的影响;二是要考虑互联网应用与产业结构优化之间存在内生性的可能,需要解决弱工具变量与内生性的问题。因此,本文在模型中加入产业结构优化的滞后一期作为解释变量,并使用动态面板模型中的SYS-GMM估计方法展开实证分析,用于验证本文假设1。基准模型设定如式(1)所示。

$$I_{i,t} = \alpha I_{i,t-1} + \beta_1 net_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: i 代表地区; t 代表时期; I 为产业结构优化水平; net 为互联网应用水平; $Control$ 为一系列控制变量; μ 为个体效应; ε 为随机扰动项; α 、 β 为待解的回归系数。

2. 中介效应模型

为了实证检验互联网应用是否通过技术创新对产业结构优化产生作用,考察技术创新在互联网应用与产业结构优化之间是否存在中介效应,验证假设2,本文借鉴使用了中介效应模型分析方法(Baron和Kenny,1986;温忠麟等,2004)。具体模型和步骤设定如式(2)~式(4)所示。

中介效应检验主要包括以下几个步骤:第一,对式(2)进行检验,考察在不包括中介变量的情况下,互联网应用对产业结构优化的影响;第二,对式(3)进行检验,考察互联网应用对技术创新的影响;第三,对引入中介变量技术创新(tec)的式(4)进行检验,考察互联网应用对产业结构优化的直接效应和通过技术创新(tec)传导的中介效应。

$$I_{i,t} = \alpha_1 I_{i,t-1} + \gamma_1 net_{i,t} + \gamma_2 Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$tec_{i,t} = \eta_1 net_{i,t} + \eta_2 Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$I_{i,t} = \alpha I_{i,t-1} + \lambda_1 net_{i,t} + \lambda_2 tec_{i,t} + \lambda_3 Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中: tec 为技术创新水平; η 、 λ 、 γ 为待解的回归系数;当 η_1 和 λ_2 均显著时,中介效应成立;如果 η_1 和 λ_2 显著而 λ_1 不显著时,则为完全中介效应;如果 η_1 、 λ_2 、 λ_1 均显著时,则为部分中介效应,部分中介效应占总效应比值 C_{medi} ,如式(5);如果 η_1 和 λ_2 两个系数中至少有一个不显著时,则需要通过Sobel检验进行分析,如式(6)所示。

$$C_{medi} = \frac{\eta_1 \lambda_2}{\lambda_1 + \eta_1 \lambda_2} \quad (5)$$

$$Z_{sobel} = \frac{\eta_1 \lambda_2}{\sqrt{\eta_1^2 S_{\lambda_2}^2 + \lambda_2^2 S_{\eta_1}^2}} \quad (6)$$

其中: S_{λ_2} 与 S_{η_1} 分别代表 λ_2 和 η_1 相应的标准误;Sobel检验的原假设为中介效应不显著, Z_{sobel} 在5%显著性水平的临界值为0.97。

3. 调节效应模型

为了实证检验互联网应用是否通过居民消费对产业结构优化产生作用,考察居民消费在互联网应用与产业结构优化之间是否存在调节效应,验证假设3,本文参考了温忠麟等(2005)的研究,在方程(2)基础上加入了互联网应用与居民消费的乘积交互项($net \times hcon$),构建了调节效应模型(7)。

$$I_{i,t} = \alpha I_{i,t-1} + \beta_1 net_{i,t} + \beta_2 hcon_{i,t} + \beta_3 net_{i,t} \times hcon_{i,t} + \beta Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(二) 变量选择

1. 被解释变量

产业结构的高度化和合理化是产业结构优化的方向和目标。因此,本文以产业结构高度化指数和合理化指数为被解释变量。产业结构高度化的核心在于各个产业劳动生产率由低水平向高水平跃升,本文借鉴刘伟和张辉(2008)的做法,构建产业结构高度化指数 I_{high} (见式 8);产业结构合理化反映不同产业的耦合质量与协调程度,本文借鉴干春晖等(2011)的做法,构建产业结构合理化指数 I_{ration} (见式 9)。需要注意的是, I_{ration} 反映的是产业结构偏离均衡状态的程度, I_{ration} 值越大则合理化程度越低。

$$I_{high} = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} \times \frac{Y_{i,j,t}}{L_{i,j,t}}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (8)$$

$$I_{ration} = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} \times \ln \left(\frac{Y_{i,j,t}/Y_{i,t}}{L_{i,j,t}/L_{i,t}} \right), \quad j = 1, 2, 3 \quad (9)$$

其中: $Y_{i,j,t}$ 表示 i 地区第 j 产业在 t 时期的产值; $Y_{i,t}$ 表示 i 地区 t 时期生产总值; $L_{i,j,t}$ 表示第 j 产业的从业人员; $L_{i,t}$ 表示 i 地区 t 时期总就业人数。由于 $\frac{Y_{i,j,t}}{L_{i,j,t}}$ 项存在量纲,本文通过均值化方法对其进行无量纲化。

2. 核心解释变量

互联网应用水平是本文的核心解释变量。为了客观反映不同互联网应用水平,本文借鉴黄群慧等(2019)的做法,从基础层和应用层选取相关指标构建互联网应用水平测度体系(表 1),并通过熵权法赋权各个指标,经过计算得到不同地区互联网应用指数。

表 1 区域互联网应用水平评价指标体系

目标层	指标类型	指标名称	指标计算	指标属性
区域互联网应用水平	区域互联网基础层	网络接入情况	每百人宽带接入端口数	正向
		网络连接设备情况	每百人计算机拥有数	正向
		网络空间资源情况	每万人 CN 域名数	正向
	区域互联网应用层	网络基建情况	单位面积长途光缆线路长度	正向
		普及情况	每百人互联网用户数	正向
		网络站点情况	每万人网站数	正向
		用户情况	每百人拥有移动电话部数	正向
	从业人员情况	信息传输、计算机服务和软件业从业人员 占总单位从业人员比重	正向	

注:2016 年以后 CNNIC 不再公布各省市互联网普及率,本表中互联网普及情况根据 2011—2016 年互联网上网人数的变化估算 2017 年、2018 年、2019 年互联网上网人数,通过与地区年末总人口之比计算各地区互联网普及率。

3. 中介变量和调节变量

技术创新(*innov*)是本文的中介变量,本文借鉴余泳泽和张少辉(2017)关于技术创新的度量方法,选择以专利申请授权数量与地区从业人员数量之比来衡量地区技术创新水平;居民消费(*hcon*)是本文的调节变量,本文借鉴雷潇雨和龚六堂(2014)关于地区居民消费的衡量方法,选择以区域社会消费品零售总额与 GDP 之比来衡量地区居民消费水平。

4. 控制变量

参照既有研究,本文选取的控制变量包括:①人力资本(*hcap*)。现代经济发展实践表明,人力资本是产业结构优化的重要基石和驱动力。本文以人均受教育年限来衡量地区人力资本水平;②政府支持(*gsup*)。政府支持是我国推动产业高质量发展的重要手段,对产业的规模和结构有着重要影响。本文以政府财政支出占 GDP 比重来衡量政府支持水平;③开放水平(*open*)。对外贸易是地区经济融入全球产业链的重要窗口和桥梁,对地区产业结构升级有引导和推动作用。本文以当年美元与人民币中间价折算的进出口总额占 GDP 比重来衡量地区开放水平;④城镇化(*urb*)。城镇是现代产业发展的实体支撑,城镇化过程中发生的集聚效应、辐射效应、溢出效应及规模效应深刻影响产业结构演变。本文以地区人口城镇化率来衡量城镇化发展水平;⑤能源消费(*econ*)。能源是生产活动中不可或缺的投入要素,直接关系到产业结构转型能否成功。本文以人均电力消费量来衡量地区能源消耗水平。

(三)数据说明与描述性统计

本文研究样本为除港澳台外的31个省域地区,实证研究阶段为2003—2019年,所有数据均来自于历年《中国统计年鉴》《中国互联网络发展状况统计报告》《中国科技统计年鉴》及各省统计年鉴,部分缺失数据通过拟合法进行估算。为消除通货膨胀因素变量,本文涉及货币计量的变量均用GDP平减指数折算为2003年的实际价格。相关变量的描述性统计结果见表2。在实证分析中,对所有非比值和未经标准化的变量进行对数处理。

表2 变量说明及统计性描述

变量类型	变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	I_{high}	产业结构高度化指数	527	1.0692	0.6378	0.1707	3.6055
	I_{ration}	产业结构合理化指数	527	0.2427	0.1360	0.0161	0.7572
核心解释变量	net	互联网应用指数	527	0.2041	0.0267	0.1670	0.3125
中介变量	tec	技术创新	527	11.0896	16.5658	0.1225	103.4690
调节变量	$hcon$	居民消费	527	0.3602	0.0632	0.2193	0.6033
控制变量	$hcap$	人力资本	527	8.6075	1.2320	3.7384	12.7009
	$gsup$	政府支持	527	0.2424	0.1867	0.0792	1.3792
	$open$	开放水平	527	0.2724	0.3343	0.0001	1.5888
	urb	城镇化水平	527	0.5194	0.1474	0.2261	0.8960
	$econ$	能源消耗	527	368.0864	255.9485	40.4412	1560.329

四、估计结果及分析

(一)基准回归分析

本文通过普通面板数据估计结果见表3,其中固定效应回归结果见第(1)、第(4)列,一阶差分矩估计(DIF-GMM)回归结果见第(2)、第(5)列,系统广义矩估计(SYS-GMM)回归结果见第(3)、第(6)列。由于把滞后被解释变量作为解释变量放入模型,使得固定效应回归结果可能存在内生性问题。通常情况下,DIF-GMM与SYS-GMM两种方法能够有效消除模型内生性问题,但样本容量有限时,SYS-GMM估计会比DIF-GMM估计更有效率(Che et al, 2013),本文通过Sargan检验也支持这种观点。同时,实证过程中已经控制个体效应以排除不同年份、省份等因素产生的影响;各模型Wald检验在1%显著水平上拒绝原假设,表明解释变量的影响在总体上是显著的。从基准回归结果可知,互联网应用对产业结构高度化和合理化均有显著正向影响,即互联网应用对产业结构优化有持续促进作用,验证了假设1。人力资本、开放水平、城镇化、能源消费等控制变量对产业结构高度化和合理化均有显著影响,其中,政府支持对产业结构高度化影响显著而对产业结构合理化影响不显著。究其原因,地方政府更倾向支持具有更高生产效率和更强拉动作用的产业,因而对产业结构高度化有显著影响,但对产业结构合理化的作用就不明显。

表3 基准回归结果

解释变量	被解释变量					
	I_{high}			I_{ration}		
	FE	DIF-GMM	SYS-GMM	FE	DIF-GMM	SYS-GMM
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
net	1.5624*** (7.23)	0.4296*** (3.26)	0.2221*** (3.63)	-2.5679*** (-9.29)	-1.5117*** (-3.45)	-0.5173*** (-3.64)
$hcap$	1.0171*** (4.54)	0.3447** (2.27)	0.2967*** (6.21)	-0.5527* (-1.93)	-0.5573* (-1.68)	-0.3145*** (-4.00)
$gsup$	0.1763*** (3.04)	0.0281*** (3.11)	0.012** (2.01)	-0.1627*** (-3.05)	-0.9052 (-1.38)	0.2593 (1.27)
$open$	-0.0371 (-0.51)	0.0752* (1.72)	0.0311*** (3.58)	0.1059 (1.13)	0.0255 (0.28)	-0.0322* (-1.93)
urb	2.9318*** (7.75)	1.5719* (1.88)	0.4325*** (5.66)	-0.7671*** (-2.79)	-0.3842** (-2.39)	-0.3154* (-1.66)
$econ$	0.2356*** (4.72)	0.3710*** (3.35)	0.2293*** (12.48)	0.0818** (2.28)	0.0717** (2.41)	-0.0735*** (-3.74)
$L.I_{high}$		0.5614*** (4.23)	0.7658*** (7.64)			
$L.I_{ration}$					0.0666 (0.21)	0.8108*** (8.21)
常数项	-2.6148*** (-3.55)	-4.3801*** (-3.12)	-2.4795 (-11.30)	-7.7455*** (-8.22)	-5.1042*** (-3.69)	-1.6182*** (-3.75)
Wald		582.70***	820.14***		121.35***	782.69***
AR1-p		0.0107	0.0016		0.0511	0.0006
AR2-p		0.2850	0.5414		0.4236	0.1579
Sargan-p		0.5913	0.9260		0.6217	0.9787
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	527	465	496	527	465	496
R ²		0.9087		0.4729		

注: $L.I_{high}$ 、 $L.I_{ration}$ 分别代表滞后一期的产业结构高度化和产业结构合理化,FE回归括号内为t值,GMM回归括号内为Z值;*,**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平。

(二)中介效应分析

1. 全国整体的中介效应分析

基准回归结果显示,互联网应用对产业结构优化有持续性促进作用,为了进一步考察互联网应用是否通过影响技术创新而对产业结构产生优化作用,本文以技术创新(*tec*)作为中介变量进行分析,并对中介效应的区域异质性展开讨论。鉴于上文已列示一系列控制变量的回归结果,以下仅列示核心解释变量、中介变量及滞后期变量的回归结果,中介效应的估计结果见表4。

分步回归结果显示,第一步回归结果列(7)是互联网应用对产业结构高度化的总体影响,即上表列(3)回归结果,其回归系数为0.2221;第二步检验了互联网应用对技术创新的影响,回归系数为0.5876,且通过了1%的显著性水平检验,表明互联网应用促进地区技术创新水平提升;第三步检验了互联网应用和技术创新对产业结构高度化的影响,从回归结果中可以发现中介变量技术创新对产业结构高度化有显著的促进作用,回归系数为0.0956,互联网应用的回归系数为0.1017,显著低于第一步中的0.2221,说明技术创新在互联网应用促进产业结构优化过程中存在显著的中介效应。经过式(4)计算,中介效应占比为35.582%,即互联网应用影响产业结构高度化有35.582%是通过技术创新来实现。同理,产业结构合理化中介效应占比为11.759%,即互联网应用影响产业结构合理化有11.759%是通过技术创新来实现。因此,可以认为技术创新是互联网应用提升地区产业结构优化的关键要素。

为了进一步检验技术创新中介作用的显著性,本文通过Bootstrap法进行检验。Bootstrap法是一种有放回的抽样过程,通过在样本中重复抽样以计算统计量和估计样本分布,本文设置的重复抽样次数为1000次。检验结果显示,不论是产业结构高度化还是产业结构合理化,以技术创新为中介的间接效应在99%置信区间上均通过检验,表明技术创新在互联网应用与产业结构优化之间发挥了显著的中介作用,验证了本文假设2。

2. 分区域的中介效应分析

由于不同区域的互联网应用水平、技术创新、政府支持等因素存在较大差异,因而不同区域的互联网应用对产业结构优化存在差异。为了考察技术创新在互联网应用促进产业结构优化过程中的区域异质性,本文将31个省份划分为东部、中部和西部3个地区^①,分区域的技术创新中介效应的估计结果见表5。实证结果表明,不同区域的互联网应用对产业结构高度化均有显著促进作用,其中东部、中部、西部依次有36.68%、27.25%、20.12%是通过技术创新来实现,表明东部地区产业结构高度化受益于互联网应用带来的技术创新水平提升最大,中部地区次之,而西部地区最少;同理,不同区域的互联网应用对产业结构合理化均有显著促进作用,其中东部、中部、西部依次有38.28%、30.29%、26.75%是通过技术创新来实现,表明东部地区产业结构合理化受益于互联网应用带来的技术创新水平提升最大,中部地区次之,而西部地区最少。Bootstrap检验也表明不同区域的技术创新中介效应均通过显著性检验。

表4 中介效应的估计结果

解释变量	被解释变量							
	I_{high}	<i>tec</i>	I_{high}	I_{high}	<i>tec</i>	I_{high}		
	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)		
<i>net</i>	0.2221*** (3.63)	0.5876*** (8.71)	0.1017*** (5.02)	-0.5173*** (-3.64)	0.5876*** (8.71)	-0.3316*** (-3.39)		
<i>tec</i>			0.0956*** (10.74)			-0.0752*** (-4.27)		
$L.I_{high}$	0.7658*** (7.64)		0.6461*** (24.75)					
$L.I_{ration}$				0.8108*** (8.21)		0.7914*** (33.14)		
$L.tec$		0.6904*** (30.81)			0.6904*** (30.81)			
Wald	820.14***	718.77***	497.07***	782.69***	718.77***	871.73***		
AR1- <i>p</i>	0.0016	0.0005	0.0020	0.0006	0.0005	0.0007		
AR2- <i>p</i>	0.5414	0.7550	0.5439	0.1579	0.7550	0.1565		
Sargan- <i>p</i>	0.9260	0.9428	0.9311	0.9787	0.9428	0.9718		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
Bootstrap 检验	ind_eff=0.6581*** (3.68)		dir_eff=3.4845*** (17.25)		ind_eff=-3.1571*** (-9.71)		dir_eff=-0.6977* (-1.67)	
<i>N</i>	496	496	496	496	496	496		

注: $L.tec$ 代表滞后一期的技术创新;ind_eff和dir_eff分别代表间接效应和直接效应;括号内数字为Z检验值;*,**,*分别表示回归系数在10%、5%、1%的水平上通过显著性检验。

^①根据国家统计局2017年划分,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;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、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表5 分区域的中介效应的估计结果

区域	解释变量	被解释变量					
		I_{high}	tec	I_{high}	I_{high}	tec	I_{high}
		第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
		(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
东部地区	net	1.4545**(2.03)	2.6493***(2.72)	1.9415**(2.08)	-3.0276**(-2.26)	2.6493***(2.72)	-4.8003*(-1.76)
	tec			0.4245(1.05)			-1.1227*(-1.85)
	Bootstrap 检验	ind_eff=0.4842*(2.43) dir_eff=2.8620*** (13.16)			ind_eff=-1.1473***(-3.63) dir_eff=-2.551***(-5.97)		
	中介效应值	$C_{medi}=36.68\%$			$C_{medi}=38.28\%$		
中部地区	net	1.3908*** (3.63)	1.8861*(1.83)	0.5378** (2.17)	-2.9103**(-2.08)	1.8861*(1.83)	-0.9444*(-1.92)
	tec			0.1068*** (3.45)			-0.2176***(-2.86)
	Bootstrap 检验	ind_eff=1.7701*** (3.74) dir_eff=3.0169*** (6.13)			ind_eff=-1.6457***(-2.67) dir_eff=0.0461(-0.06)		
	中介效应值	$C_{medi}=27.25\%$			$C_{medi}=30.29\%$		
西部地区	net	2.8136*(1.91)	5.7124** (1.97)	1.5735** (2.16)	-2.3073**(-2.13)	5.7124** (1.97)	-0.3316**(-2.06)
	tec			0.0694(1.24)			-0.0212(-1.01)
	Bootstrap 检验	ind_eff=0.5030*(1.66) dir_eff=4.7927*** (11.02)			ind_eff=-1.1820***(-3.28) dir_eff=-0.0332(-0.09)		
	中介效应值	$C_{medi}=20.12\%$			$C_{medi}=26.75\%$		

注:括号内数字为Z检验值;*,**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的水平上通过显著性检验。

3. 分时段的中介效应分析

2011年是我国移动互联网快速发展和智能机普及的拐点性年份,为了考察不同时期互联网应用对产业结构优化影响的差异性,本文以2011年为突变点,将2003—2019年分成2003—2011年和2012—2019年两个时段。同时,本文以2011年为分割时点进行Chow检验,结果显示F统计量为44.83,通过1%水平上的显著性检验,表明了2011年是突变点。分时段的中介效应的估计结果见表6。其中,第一、第二时段的互联网应用对产业结构高度化的影响依次有28.33%、32.19%是由技术创新传导的;同时研究发现,第一、第二时段的互联网应用对产业结构合理化的影响依次有12.9%、15.62%是由技术创新传导。表明技术创新的传导效果呈现增强趋势。

表6 分时段的中介效应的估计结果

时期	解释变量	被解释变量					
		I_{high}	tec	I_{high}	I_{high}	tec	I_{high}
		第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
		(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
第一时段: 2003—2011年	net	1.3424*** (7.40)	1.7249*** (6.75)	0.5729*** (2.59)	-1.2556***(-6.64)	1.7249*** (6.75)	-1.3723***(-7.26)
	tec			0.1313*** (5.87)			-0.11781(-0.85)
	Bootstrap 检验	ind_eff=0.8578** (2.40) dir_eff=3.9046*** (8.08)			ind_eff=-3.3883***(-6.56) dir_eff=-2.5318***(-3.85)		
	中介效应值	$C_{medi}=28.33\%$			$C_{medi}=12.90\%$		
第二时段: 2012—2019年	net	0.7804*** (15.24)	2.4365*** (18.74)	0.7798*** (12.19)	-0.7591***(-5.51)	2.4365*** (18.74)	-1.3404***(-5.92)
	tec			0.1519(0.44)			-0.1018***(-4.85)
	Bootstrap 检验	ind_eff=0.3857*(1.69) dir_eff=2.3958*** (9.94)			ind_eff=-2.5419***(-5.75) dir_eff=-3.6199***(-6.16)		
	中介效应值	$C_{medi}=32.19\%$			$C_{medi}=15.62\%$		

注:括号内数字为Z检验值;*,**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的水平上通过显著性检验。

(三) 调节效应分析

1. 总区域和分区域调节效应分析

表7展示了总区域与分区域的调节效应估计结果。从列(25)可知,居民消费系数在1%的水平下显著为正,居民消费与互联网应用的交互项系数在1%的水平下也显著为正,表明居民消费对互联网应用与产业结构高度化的关系存在显著的正向调节效应;从列(29)可知,居民消费系数在5%的水平下显著为负,表明居民消费对产业结构合理化有促进作用,而居民消费与互联网应用的交互项系数则不显著,表明居民消费对互联网应用与产业结构合理化的关系作用不显著。因此,部分验证了本文假设3。从列(26)~列(28)可知,居

表 7 调节效应的估计结果

解释变量	被解释变量							
	I_{high}				I_{ration}			
	总区域	东部	中部	西部	总区域	东部	中部	西部
	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
<i>net</i>	2.5475*** (8.55)	0.1269** (2.03)	1.9747*** (4.28)	1.1681* (1.90)	-1.0914*** (-2.59)	-6.9719* (-1.90)	-2.1956** (-2.44)	-0.5099** (-2.11)
<i>hcon</i>	0.4771*** (5.69)	0.2150* (1.86)	3.4218*** (3.80)	0.0057 (0.02)	-0.2234** (-1.99)	-2.4202** (-2.09)	-3.2651 (-1.41)	-0.6034 (-0.50)
<i>net×hcon</i>	0.4369*** (9.27)	0.0597** (2.13)	2.1172*** (4.07)	0.1295 (0.63)	0.0545 (0.98)	-1.6243** (-2.31)	1.8263 (0.38)	-0.4428 (-0.71)
$L.I_{high}$	0.4912*** (18.21)	0.7211** (2.08)	0.2247** (2.49)	0.6023*** (8.97)				
$L.I_{ration}$					0.8484*** (42.99)	0.4024* (1.77)	0.3032** (2.45)	0.4561*** (3.61)
Wald	759.39***	552.26***	477.48***	449.52***	727.04***	297.90***	224.75***	160.16***
AR1- <i>p</i>	0.0024	0.0041	0.0020	0.0877	0.0009	0.0021	0.0093	0.0659
AR2- <i>p</i>	0.8920	0.5770	0.5437	0.5289	0.1239	0.5224	0.2922	0.2684
Sargan- <i>p</i>	0.9322	0.9194	0.9726	0.9637	0.9779	0.9450	0.9225	0.9813
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	496	176	128	192	496	176	128	192

注:括号内数字为 Z 检验值;*、**、***分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的水平上通过显著性检验。

民消费对互联网应用与产业结构高度化的关系的正向调节效应在东部、中部地区存在,而在西部地区不显著。从列(30)~列(32)可知,居民消费对互联网应用与产业结构合理化的关系的正向调节效应仅在东部地区存在,而在中部、西部地区不显著。为了避免多重共线性问题,本文对模型中交互项变量进行数据中心化处理。

2. 分时段的调节效应分析

分时段的调节效应的估计结果见表 8。从列(33)和(34)可知,居民消费与互联网应用的交互项系数分别在 10% 和 1% 的水平下显著为正,第一、第二时段的交互项系数值依次为 0.1676、0.3888,表明居民消费对互联网应用与产业结构高度化的关系的调节效应呈现增强趋势。从列(35)和列(36)可知,第一时段的交互项系数不显著,第二时段的交互项系数在 1% 的水平下显著为负,表明居民消费对互联网应用与产业结构合理化的关系的调节效应是一个逐步显现的过程。

(四) 稳健性分析

为了检验实证结果的稳健性,本文采用更换变更关键变量的方法,把模型的核心解释变量互联网应用指数变更为移动电话基站数量(*mobase*),通过区域移动电话基站数量来衡量区域互联网应用水平。移动电话基站是移动通信网络中最关键的基础设施,对于互联网应用发挥了关键支撑作用。近年来,我国移动电话基站保持快速增长态势,从 2000 年的 8.3 万个增加到 2019 年的 841 万个。基于不同区域移动电话基站统计数据的可得性,替代关键变量的回归样本时间跨度为 2013—2019 年。从回归结果(表 9)可知,关键变量的系数大小、显著水平虽然存在一些差异,但检验结果与上文分析基本一致,验证了本文研究结论的稳健性。限于篇幅,其中中介效应仅列出第三步的回归结果。

表 8 分时段的调节效应的估计结果

解释变量	被解释变量			
	I_{high}		I_{ration}	
	2003—2011 年	2012—2019 年	2003—2011 年	2012—2019 年
	(33)	(34)	(35)	(36)
<i>net</i>	0.8410** (2.23)	1.7962*** (4.95)	-0.0005*** (-2.59)	-2.7763*** (-2.72)
<i>hcon</i>	1.0019*** (5.00)	0.6925*** (8.70)	-0.5568 (-1.25)	-0.9692*** (-4.37)
<i>net×hcon</i>	0.1676* (1.75)	0.3888*** (6.91)	-0.5014 (-1.33)	-4.9889*** (-3.44)
$L.I_{high}$	0.0954*** (3.22)	0.5008*** (11.92)		
$L.I_{ration}$			0.7312*** (15.77)	0.8899*** (16.32)
Wald	434.58***	717.76***	508.98***	365.15***
AR1- <i>p</i>	0.0159	0.0474	0.0027	0.0221
AR2- <i>p</i>	0.3914	0.5681	0.1250	0.3746
Sargan- <i>p</i>	0.9286	0.9271	0.9445	0.9374
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	248	248	248	248

注:括号内数字为 Z 检验值;*、**、***分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的水平上通过显著性检验。

表9 稳健性检验结果

解释变量	被解释变量					
	I_{high}			I_{ration}		
	SYS-GMM (37)	中介效应 (38)	调节效应 (39)	SYS-GMM (40)	中介效应 (41)	调节效应 (42)
<i>mobase</i>	0.0599*** (4.43)	0.0568*** (3.73)	0.0168* (1.82)	-0.0281* (-1.90)	-0.0033* (-1.75)	-0.4253*** (-2.97)
<i>tec</i>		0.0013** (2.09)			-0.0177* (-1.91)	
<i>hcon</i>			0.2189*** (4.53)			-0.6206*** (-6.38)
<i>mobase</i> × <i>hcon</i>			0.0037* (1.72)			-0.0979 (-1.29)
Wald	549.60***	288.78***	595.95***	151.53***	122.82***	98.66***
AR1- <i>p</i>	0.0648	0.0645	0.0110	0.0072	0.0102	0.0033
AR2- <i>p</i>	0.6072	0.6000	0.7702	0.2135	0.1774	0.2942
Sargan- <i>p</i>	0.8312	0.7806	0.7294	0.8591	0.6590	0.67227
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	186	186	186	186	186	186

注：括号内数字为Z检验值；*、**、***分别表示回归系数在10%、5%、1%的水平上通过显著性检验。

五、研究结论与对策建议

以互联网应用为代表的数字经济日益成为引领中国经济发展的主要力量,数字科技与传统产业的融合逐步走向深入,持续推动产业结构优化升级。本文基于2003—2019年我国省域数据,以技术创新为中介变量、居民消费为调节变量,通过中介效应模型和调节效应模型实证考察了互联网应用与产业结构优化之间的关系。研究发现:第一,从基准回归来看,互联网应用能够显著促进产业结构高度化和合理化水平提升。第二,从中介效应模型来看,技术创新在互联网应用与产业结构优化之间发挥了显著的中介作用。从区域来看,东部地区产业结构优化受益于互联网应用带来的技术创新水平提升最大,中部地区次之,而西部地区最少;从时段来看,技术创新的传导效果随着时间增加呈现增强趋势。第三,从调节效应模型来看,居民消费对互联网应用与产业结构高度化的关系存在显著的正向调节效应,然而对互联网应用与产业结构合理化的关系无显著的调节作用。从区域来看,居民消费对互联网应用与产业结构高度化的正向调节效应在东部、中部地区存在,而在西部地区不显著;与产业结构合理化的关系的正向调节效应仅在东部地区存在,而在中部、西部地区不显著。从时段来看,居民消费对互联网应用与产业结构高度化的关系的调节效应呈现增强趋势,而对互联网应用与产业结构合理化的关系的调节效应是一个逐步显现的过程。

加速产业结构优化是转变经济发展方式的重要任务,也是扎实推动经济高质量发展的有力抓手。基于上述研究结论,本文提出如下对策建议:

第一,加强互联网基础设施建设,不断提升互联网应用水平。在我国加快推进新基建背景下,应加强高速宽带、5G基站、云网融合、大数据中心等互联网应用基础设施建设,加快布局6G网络发展,进一步提升网络接入的覆盖范围和普及程度;鼓励各地结合产业发展实际,加快推动产业互联网发展,以数字化平台增强产业协调联动,拓宽产业高质量发展空间。

第二,加强数字技术创新,以数字化推动传统产业转型升级。着力完善科技创新体系,加快数字技术与制造业、服务业、农业深度融合,鼓励和引导数字科技企业向实体经济领域拓展,注重发挥数字科技创新对传统产业的数字化改造,提升产业创新效率,积极引导互联网应用从流量红利向技术红利转变,促进形成以互联网为底层架构的新型产业数字生态。

第三,加快挖掘和培育数字化消费,以新消费促进产业结构转型升级。加强5G、VR、人工智能、区块链等数字技术在传统消费基础设施中的应用,加速数字消费基础设施建设,推动城市商业综合体和商务载体的数字化转型,加快完善城乡电子商务公共服务体系,以数字化需求为导向培育消费新模式,打造与数字消费发展相匹配的现代产业发展体系。

参考文献

- [1] 卑立新,焦高乐,2021.互联网商业环境下创业企业技术创新与商业模式创新的迭代式共演研究[J].管理学报(3): 89-104.
- [2] 蔡海亚,赵永亮,顾沛,2020.互联网发展促进了居民消费趋同吗?[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版)(6): 57-68.
- [3] 陈淑云,陶云清,2019.“互联网+”、普惠金融与技术创新:影响机制及经验证据[J].科技进步与对策(4): 17-24.

- [4] 崔蓉, 李国锋, 2021. 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(5): 3-20.
- [5] 杜丹青, 2017. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. 经济学家(3): 48-54.
- [6] 傅家骥, 1998. 技术创新学[M]. 北京: 清华大学出版社.
- [7] 干春晖, 郑若谷, 余典范, 2011. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究(5): 4-16, 31.
- [8] 郭克莎, 2019. 中国产业结构调整升级趋势与“十四五”时期政策思路[J]. 中国工业经济(7): 24-41.
- [9] 韩克勇, 孟维福, 2021. 包容性金融发展、消费升级与产业结构优化[J]. 现代经济探讨(7): 93-104.
- [10] 贺达, 顾江, 2018. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响——基于CFPS数据的PSM实证研究[J]. 农村经济(10): 51-57.
- [11] 黄茂兴, 李军军, 2009. 技术选择、产业结构升级与经济增长[J]. 经济研究(7): 143-151.
- [12] 黄群慧, 余泳泽, 张松林, 2019. 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(8): 5-23.
- [13] 江小涓, 2017. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J]. 经济研究(3): 4-17.
- [14] 孔宪丽, 米美玲, 高铁梅, 2015. 技术进步适宜性与创新驱动产业结构调整-基于技术进步偏向性视角的实证研究[J]. 中国工业经济(11): 62-77.
- [15] 雷潇雨, 龚六堂, 2014. 城镇化对于居民消费率的影响: 理论模型与实证分析[J]. 经济研究(6): 44-57.
- [16] 李佳钰, 周宇, 2018. 互联网对中国工业技术创新效率的影响: 基于阶段异质效应的分析[J]. 人文杂志(7): 34-43.
- [17] 廖红伟, 张莉, 2019. 新消费促进产业结构转型升级[J]. 人民论坛(26): 86-87.
- [18] 刘湖, 张家平, 2016. 互联网是扩大居民消费的新引擎吗? ——来自城镇面板数据的实证分析[J]. 消费经济(2): 17-22.
- [19] 刘伟, 张辉, 2008. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究(11): 4-15.
- [20] 吕明元, 陈磊, 2016. “互联网+”对产业结构生态化转型影响的实证分析——基于上海市2000—2013年数据[J]. 上海经济研究(9): 110-121.
- [21] 石奇, 尹敬东, 吕磷, 2009. 消费升级对中国产业结构的影响[J]. 产业经济研究(6): 7-12.
- [22] 孙军, 2008. 需求因素、技术创新与产业结构演变[J]. 南开经济研究(5): 58-71.
- [23] 陶长琪, 彭永樟, 2017. 经济集聚下技术创新强度对产业结构升级的空间效应分析[J]. 产业经济研究(3): 91-103.
- [24] 王金杰, 郭树龙, 张龙鹏, 2018. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究(6): 170-190.
- [25] 王茜, 2016. “互联网+”促进我国消费升级的效应与机制[J]. 财经论丛(12): 94-102.
- [26] 王文娜, 刘戒骄, 张祝恺, 2020. 研发互联网化、融资约束与制造业企业技术创新[J]. 经济管理(9): 127-143.
- [27] 王岳平, 2000. “十五”时期我国消费变化对产业结构的影响[J]. 经济问题(6): 25-26, 58.
- [28] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷, 2005. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报(2): 268-274.
- [29] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等, 2004. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理学报(5): 614-620.
- [30] 徐伟呈, 范爱军, 2018. “互联网+”驱动下的中国产业结构优化升级[J]. 财经科学(3): 119-132.
- [31] 杨德林, 胡晓, 冯亚, 2017. 互联网应用与创业绩效: 社会资本的中介作用[J]. 技术经济, 36(4): 53-62.
- [32] 杨伟, 周青, 郑登攀, 2018. “互联网+”创新生态系统: 内涵特征与形成机理[J]. 技术经济, 37(7): 10-15.
- [33] 杨勇, 2019. 互联网促进旅游产业动态优化了吗?[J]. 经济管理(5): 156-170.
- [34] 余泳泽, 刘凤娟, 庄海涛, 2021. 互联网发展与技术创新: 专利生产、更新与引用视角[J]. 科研管理(6): 41-48.
- [35] 余泳泽, 张少辉, 2017. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济(6): 98-116.
- [36] 郑湛, 徐绪松, 赵伟, 等, 2019. 面向互联网时代的组织架构、运行机制、运作模式研究[J]. 管理学报(1): 45-52.
- [37] 左鹏飞, 姜奇平, 陈静, 2020. 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(7): 71-91.
- [38] ANDROUTSOS A, 2011. Access link bandwidth externalities and endogenous internet growth: A long run economic approach[J]. International Journal of Network Management, 21(1): 21-24.
- [39] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality & Social Psychology, 51(6): 1173-1182.
- [40] BRESNAHAN T F, TRAJTENBERG M, 1995. General purpose technologies “engines of growth?” [J]. Journal of Econometrics, 65(1): 83-108.
- [41] CARDONA M, KRETSCHMER T, STROBEL T, 2013. ICT and productivity: Conclusions from the empirical literature[J]. Information Economics and Policy, 25(3): 109-125.
- [42] CHE Y, LU Y, TAO Z G, et al, 2013. The impact of income on democracy revisited[J]. Journal of Comparative Economics, 41(1): 159-169.
- [43] CZERNICH N, FALCK O T, KRETSCHMER, et al, 2011. Broadband infrastructure and economic growth [J]. The Economic Journal, 121(552): 505-532.

- [44] IVUS O, BOLAND M, 2015. The employment and wage impact of broadband deployment in Canada[J]. *Canadian Journal of Economics*, 48(5): 1803-1830.
- [45] MIYAZAKI S, IDOTA H, MIYOSHI H, 2012. Corporate productivity and the stages of ICT development[J]. *Information Technology and Management*, 13(1): 17-26.

Internet Application and Industrial Structure Optimization: Based on Mediating Effect of Technological Innovation and Moderating Effect of Resident Consumption

Chen Jing¹, Zuo Pengfei², Yuan Xin³

(1. Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

3. Chinese Academy of Cyberspace Studies, Beijing 100010, China)

Abstract: Based on the provincial data from 2003 to 2019, the internet application level evaluation index system was constructed, and the relationship between internet application, technological innovation, resident consumption and industrial structure optimization was explored, through SYS-GMM model, mediating effect model and moderating effect model. The results show as follows. From the overall perspective, internet application has a continuous positive promotion effect on industrial structure optimization. From the intermediary effect, technological innovation plays a significant partial intermediary effect in the relationship between internet application and industrial structure optimization. From the moderating effect, there is a significant positive moderating effect of residential consumption on the relationship between internet application and industrial structure heightening, while there is no significant moderating effect on industrial structure rationalization. At the same time, the mediating effect of technological innovation and the moderating effect of residential consumption both have obvious regional heterogeneity, and tend to increase along with the time.

Keywords: internet application; industrial structure optimization; technological innovation; resident consumption; mediating effect; moderating effect