

互联网发展、流通专业化与居民消费扩张

黄雨婷¹, 刘雨诗²

(1. 北京物资学院 经济学院, 北京 101149; 2. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

摘要: 探究居民消费扩张的影响因素对于理解“双循环”战略布局具有重要的理论意义和现实紧迫性。文章从供给侧视角出发, 分析互联网发展对于居民消费的影响, 并分析传统供需体系的中间环节——流通产业的发展水平对于二者关系的调节作用。研究结论表明, 互联网对于居民消费具有显著的正向促进作用, 其中, 以“互联网通过增加商品供应的多样性推动居民消费”的直接效应最为明显, 还存在“通过降低价格水平促进消费”的价格间接效应以及“通过增加企业吸引力从而推动当地消费水平提升”的收入间接效应。同时, 研究发现本地流通业专业化水平对于互联网的居民消费扩张作用主要表现为负向调节效应, 一定程度上反映出传统产业与新兴产业在双向融合过程中的转型阵痛。研究进一步指出, 互联网的发展显著降低了地区之间消费不平等的问题, 互联网普及率提高对于中部地区和西部地区的经济拉动最为显著。因此, 要重视互联网等现代信息技术因素在推动消费市场扩张中的作用, 尤其是欠发达地区要充分把握“新基建”的发展机遇, 弥补本地传统流通体系阻塞的劣势。

关键词: 互联网; 流通专业化; 消费扩张; 产业协同; 经济双循环

中图分类号: F313.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2021)06-0005-12

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2021.06.001

Internet Development, Distribution Specialization and Residents' Consumption Expansion

HUANG Yuting¹, LIU Yushi²

(1. School of Economics, Beijing Wuzi University, Beijing 101149, China;

2. Business School, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Exploring the influencing factors of residents' consumption expansion has important theoretical significance and practical urgency for understanding the strategy of "Dual Circulation". At present, the focus of expanding domestic demand has shifted from the demand side to the supply side. From the perspective of the supply side, this study analyzes the influence of Internet development on residents' consumption, as well as the adjustment effect of circulation industry development on the relationship. The conclusion shows that the Internet has a significant positive effect on household consumption. Among these factors, the direct effect of increasing the diversity of commodity supply is the most obvious. In addition, the Internet can also expand consumption through price mechanisms and income mechanisms. Combined with the development of the circulation industry, this study finds that the current level of local circulation industry specialization has a negative moderating effect on the relationship of Internet and consumption, which reflects that integration of traditional industries and emerging industries are still insufficient. This study further points out that the development of the Internet has significantly reduced consumption inequality between regions, and that the increase in Internet

收稿日期: 2021-05-07

基金项目: 北京社会科学基金资助项目“消费升级背景下北京零售业创新效率及空间布局研究”(19YJC032); 北京市教委社会科学一般项目“新零售时代北京市零售业转型创新实践及效果研究”(SM201910037003)

作者简介: 黄雨婷, 女, 副教授, 经济学博士, 主要从事商品流通与市场、居民消费研究; 刘雨诗, 女, 博士研究生, 主要从事商业经济学、零售创新研究。

penetration has been the most significant economic stimulus for the central and western regions. Therefore, we should pay attention to the role of modern information technology factors such as the Internet in promoting the expansion of the consumer market, especially in underdeveloped areas, we should fully grasp the development opportunity of “new infrastructure” and make up for the disadvantage of the blocked local traditional circulation system.

Key words: the Internet; distribution specialization; consumption expansion; industrial synergy; Dual Circulation

一、引言

以扩大内需为战略基点,推动国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局是当前我国经济发展的关键议题和战略方向。消费是内需的关键,促进国内大循环必须确保消费市场的持续扩大与升级^[1],因此,分析居民消费扩张的影响因素对于理解“双循环”经济形态的战略布局具有极为重要的理论意义和现实的紧迫性。以往研究多从收入水平、收入分配等“需求侧”视角对居民消费问题进行分析^[2],而推动国内国际双循环的经济格局构建务必从供给侧着手,提升供给体系对国内消费需求的适配性,因此,从供给端对居民消费扩张问题进行分析具有理论的重要意义和实践的迫切性。

技术是影响消费品市场供给的关键因素,互联网技术是数字经济时代最重要、最基础的技术。作为新社会基础设施的重要构成,互联网的发展直接对经济社会和消费生活产生颠覆性的变革。互联网的发展对供给体系的创新产生影响——促进了新的生产模式和流通模式的出现,直接提高了供给内容的丰富性和供需匹配的精准性。互联网降低了搜寻成本和交易成本,极大降低了市场的进入门槛,重构了行业竞争格局。同时,由于互联网的爆发式普及是一种极不平衡的扩张,经济主体在追逐不均匀分布的信息资源的过程中,可能形成非均衡的经济地理格局^[3]。因此,互联网对于消费市场存在着非常复杂的影响。这一传导过程并不是孤立发生的,流通环节作为生产与消费匹配的重要桥梁,也是供给体系中的关键环节。互联网对于消费市场的影响还很大程度上依托于本地市场原本“物畅其流”的水平以及流通环节与互联网技术的融合水平。因此,本研究从供给侧角度出发,分析互联网发展对于居民消费的影响,探讨互联网对于居民消费影响的内在机制。此外,本研究将供给体系中的重要中间环节——流通环节纳入分析框架,进一步探讨本地流通产业的专业化水平对于二者关系的影响。

本研究的贡献在于扩展了对于居民消费问题研究的理论视角,同时为发挥国内市场作用、扩大内需的经济实践提供一定借鉴。本文的安排如下:第二部分是文献综述与假设提出,第三部分是基本模型与数据描述,第四部分是实证分析,第五部分是稳健性检验,第六部分是影响机制分析,最后一部分是结论与讨论。

二、文献综述与假设提出

(一) 互联网与消费

以互联网为代表的现代信息技术打破了交易的空间约束,提供了商品交易的虚拟场所;扩展了交易时间,丰富了交易品类,且减少了中间环节^[4]。互联网以更低“搜索成本、复制成本、运输成本、跟踪成本和验证成本”对现有经济生活产生极大影响,重塑着人们的生产、交换和消费行为^[5]。已有研究关于“互联网改变交易收益和交易成本”进行讨论:(1)互联网通过“扩大商品种类”提高交易收益。互联网催生出以B2B、B2C为代表的电子商务商业模式,消费者通过电商平台能够获得更多种类的产品和服务^[6],包括线下渠道难以获取的长尾产品^[7],弥补了实体零售难以满足的多样化消费需求^[8]。(2)互联网通过“降低搜寻阻力”(对于企业而言是营销阻力)降低交易成本。基于互联网技术的电商平台可以实现商品和服务的大规模集聚^[9],增加同类商品的市场竞争程度和价格透明程度^[10-11],从而降低消费者的搜寻成本^[12-13]。(3)互联网通过“降低交付阻力”(对于企业而言是配送阻力)降低交易成本。基于互联网技术的电商平台使相隔较远距离的供需双方在线交易,从而降低消费者的交通成本^[8]和生产者的选址成本^[14]。谢莉娟和张昊(2015)^[15]指出,电子商务平台在打破空间约束上具有显著优势,能够使得供应商更容易联结消费者,以较

低成本开拓远方市场。总之,互联网以及依托互联网存在的电子商务平台,分别凭借“数字化”和“网络化”优势集聚供需,强化匹配。强化供需匹配一方面可以“通过扩大商品选择范围提高交易收益”,从而提高互联网消费者福利;另一方面可以“通过降低搜寻和交付阻力节约交易成本”,从而为价格下降留有空间,最终同样表现为消费者福利提升。此外,已有文献从实践出发,直接验证互联网对消费者福利的促进作用。Dolfen等(2019)^[8]采用2007—2017年美国信用卡和借记卡持有者的交易数据量化电子商务产生的消费者剩余,发现电子商务支出促使家庭消费提升1%。方福前和邢炜(2015)^[16]结合理论推导与计量分析,证实电商市场规模能够提升边际效用和促进竞争,从而推动居民消费提升。刘长庚等(2017)^[17]结合2002—2013年省级面板数据,发现电商发展能够提高消费规模,促进跨区域消费集聚。

(二) 假设提出

以往研究对于互联网与交易收益、交易成本的关系讨论为研究互联网与消费的关系提供了启发。本文聚焦“互联网影响居民消费的总体效应和中间机制”,基于现有研究基础,对可能的影响机制和效果进行如下系统分析:

1. 互联网对居民消费的影响。第一,搜寻成本的降低有助于消费者增加可供选择的商品范围,直接促使消费者购买。商品流通在城市和地区之间无法做到绝对通畅,因此不同地区的消费者面临的可选择商品存在差异。Handbury和Weinstein(2015)^[18]的研究指出,在小城市以及农村地区的居民往往以更高的价格购买到商品,且这些消费者对于更多商品的获得机会也相对较少。可供选择商品的多样性问题直接关系到居民的消费需求是否能够得到切实满足,进而影响居民的消费行为。互联网的发展推动了以B2B、B2C为代表的电子商务的高速发展,互联网技术的应用使得商品的价格、质量以及产品类别均发生极大的改变。互联网平台提供给消费者选择多样商品的可能性,且更低的搜寻成本可以减少消费者购物所需支付的“全价”。同时,更低的搜寻成本使得线上购物比线下购物拥有更多样商品的可获得性,促进长尾商品被发现^[7]。Brynjolfsson等(2010)^[13]指出,多样性增加了消费者剩余,较低的搜寻成本使得消费者能够购买更加匹配其偏好的产品,从而增加了消费者福利。可见,互联网依靠降低搜索成本的优势为消费者提供更多可供选择的商品,从而促进居民消费,该效应可以被看成是互联网促进消费的直接效应。

第二,依托互联网发展起来的平台经济促进了匹配,减少了商品流通环节,避免了对商品的层层加价,降低了商品到达消费者手中的价格,增加居民消费。电子商务平台企业依托自身的大数据优势和算法能力收集消费者信息,为上游企业提供一体化的整合营销方案,极大地降低了企业在国内市场经营的渠道费用和营销费。以阿里、京东为代表的平台企业依托自身平台优势进入下沉市场,为三、四线城市和农村地区的零售小店提供选品、物流等服务,改变了原有品牌商层层下沉的经销商体系,极大地节省了流通成本,从而有助于降低终端价格,以更高的性价比吸引居民消费。该效应是互联网通过价格机制影响居民消费的间接效应。

第三,互联网缓解了地理位置对于企业选址的虹吸效应,有助于企业进入本地市场,从而促进消费增加。互联网增加了企业的选址自由度,地理因素的重要性下降^[19]。Moriset和Malecki(2010)^[20]指出,由于互联网的物理基础设施在空间上的分配不均,导致地理位置会影响互联网的连通性、数据传输和接收的速度。Camagni和Capello(2005)^[21]指出,通过效率和效力效应,互联网基础设施可以降低成本,增加公司的收入;通过连通性效应和区位优势,它可以影响地区的可及性和吸引力。Tranos和Nijkamp(2013)^[22]指出,网络基础设施会吸引那些能够利用基础设施的新企业进入,并且增加现存企业的生产力;同时,这些基础设施也会导致终端用户获得更高质量的数字服务。Whitacre等(2014)^[23]的研究证实了宽带互联网接入率的增加会显著增加乡镇地区的企业数量和就业率。安同良和杨晨(2020)^[3]指出,中国的“基础设施奇迹”填平了“接入鸿沟”,互联网通过缓解信息不对称传递低房价地区的信号,降低高房价地区企业迁移的机会成本,助推企业由高房价向低房价地区流动,重塑了经济地理格局。可见,互联网本身重构了地理经济格局,极大降低了搜索成本和沟通成本,削弱了经济发展的虹吸效应,因此更有利于企业进入成本较低的其他地区。从经济循环的角度看,收入增长为消费扩张提供更为直接的支撑。互联网缓解了地理位置对于企业选址的虹吸效应,有助于企业进入本地市场,通过提供更多的就业岗位改善当地的居民

收入水平,直接为消费的增加提供了支撑力。该效应可被认为是互联网通过收入机制影响消费的间接效应。综合上述分析,得到以下基本假设:

假设1:互联网发展会促进居民消费的扩张。

假设1a:互联网发展通过降低地区价格水平进而影响消费。

假设1b:互联网的发展通过增强地区对企业的吸引力进而影响消费。

2. 流通产业专业化对互联网发展和居民消费之间关系的调节效应。不同行业由于自身数字化发展水平不同,与互联网的融合方式和融合效果也存在差异。在众多传统行业中,流通产业是当前与互联网联系最紧密的服务业之一:流通部门作为重要交易部门^①直接决定经济活动中的交易费用规模,而互联网对交易成本的节约已得到多方位的证实^[24-25]。学者们十分关注“互联网对传统服务业的影响”:江小涓(2017)^[26]指出现代网络技术引起广泛的资源重组与聚合,使传统服务业呈现显著的规模经济、范围经济和长尾效应。冯然和申明浩(2017)^[27]指出,在高度联通的社会中,平台经济对实体经济具有“创造效应”,尤其能够为传统贸易服务业带来新机遇。纪宝成和谢莉娟(2018)^[28]指出,借助互联网交易平台,直接流通渠道得以快速发展,并不断强化流通业本身在经济发展中的战略先导地位,是产业升级和品牌创新的重要驱动力。还有学者关注到“互联网通过影响传统服务业间接作用于消费”:冯华和陈亚琦(2016)^[29]在“互联网的技术特征”之外重点考察“电子商务平台的模式优势”,发现“平台化”能够克服或降低物理时空约束,在无限延展的经济时空获取价值。黄雨婷和刘向东(2016)^[30]指出,电子商务等现代化流通渠道扩展了商品交易的时空范围,可以促进生产商和消费者的顺利对接,降低商品内贸流通的市场成本。刘向东和张舒(2019)^[31]指出,基于互联网平台的“到家模式”本质为商圈内网络销售,对实体空间的商品流通与消费构成挤出效应、溢出效应与竞争效应。在影响居民消费方面,Glaeser等(2001)^[32]指出,批发零售行业是重要的城市设施,对城市便利性有着重要作用。批发零售业通过创造不同的消费机会、增加消费的可能性来激活本地市场环境、增加城市的吸引力,从而促进经济发展。张昊(2020)^[2]的研究也指出国内贸易发展与居民消费之间的紧密关系。由于流通行业是传统服务产业中与互联网结合最紧密的部门之一,且与消费市场直接关联,因而流通产业在二者之间起到重要的调节作用。

不同地区可能由于自身流通产业发展水平(比如流通产业集聚水平)的差异,在“互联网+”的浪潮中获得差异化的互联网红利,从而对于“互联网与消费之间关系”产生不同影响。这种调节作用究竟是促进还是抑制?笔者认为这取决于流通产业和互联网的融合程度。(1)如果流通产业与互联网融合水平较高,那么流通产业对互联网作用的发挥更有可能表现为“促进”(现实中传统零售和新零售“高度协同”的正和博弈)。即,本地流通产业规模越大,互联网对于居民消费扩张的正向促进效应就越大,这是由于产业高度融合的前提下,互联网技术与传统流通场景深度打通,可以将丰富的线下购物和消费行为在线化、数字化,快速积累海量数据,形成对实体空间人货场的准确认知并开展更精准高效的双向匹配。因此,在深度融合的前提下,传统流通产业越发达,线下消费活动越高频,可挖掘的数据资产就越丰富,即流通产业发展水平正向调节“互联网对消费的促进作用”。(2)如果流通产业与互联网融合水平较低,那么流通产业对互联网作用发挥更有可能表现为“排异”(现实中传统零售和新零售“你死我亡”的零和博弈)。不可否认的现实是,互联网主张的“去中介化”的平台效应与传统流通渠道长期依赖的“中介地位”存在逻辑上的对立关系。在很多的下沉市场中,长期扎根线下的流通主体对于互联网带来的工具和理念变革并不能准确地认知和使用。这种情况下,流通业专业化水平越高的地区,意味着流通业在本地市场匹配供需的能力和效率越强,相对而言,使用互联网发挥平台效应匹配供需的“客观必要性”和“效果显著性”较弱,在促进消费方面,互联网与传统流通产业并不能发挥正向协同效应。而在流通专业化水平较低的地区,意味着原有市场供需匹配效率较低,市场需求无法得到有效满足,互联网的出现对线下流通体系的缺失起到补充作用,对于消费扩张的正向促进效果越显著。综上所述,流通产业专业化对于居民消费扩张存在着“正向促进”和“负向抑制”两种可能的调节效应,这取决于传统流通产业和互联网的融合水平。因此有如下假设:

^①按照威廉姆森和诺斯在研究交易费用时对交易部门和生产部门的划分方法。

假设2a:流通产业专业化会正向促进互联网对于居民消费扩张的影响。

假设2b:流通产业专业化会负向影响互联网对于居民消费扩张的影响。

三、基本模型与数据说明

(一) 变量选取与数据说明

本研究包含了2009—2017年全国地级市以及直辖市(因为数据可得性,不包含港澳台地区)的数据,其中剔除了由于行政区划调整(巢湖、毕节、铜仁、儋州)和数据严重缺失的城市(拉萨、三沙),最终研究样本为全国281个地级市和4个直辖市。数据主要来源于2010—2018年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》和各省份、各市的统计年鉴。对于某些变量个别年份出现的异常值,根据省统计年鉴的数据进行调整。为了消除数据本身的数值大小对于模型估计结果的影响,本研究对主要变量取对数形式。本研究的相关变量具体说明如下:

被解释变量:居民消费水平为本研究的被解释变量,用人均社会消费品零售总额来衡量。

核心解释变量:本研究的核心解释变量为互联网发展水平,用互联网宽带接入用户数占人口总数的比重来衡量。

控制变量:居民消费水平受到收入水平、投资、当地经济发展水平等因素的影响,因此,选取经济发展水平(用人均GDP衡量)、固定资产投资、财政支出、外商投资以及平均工资水平等变量作为控制变量。

机制变量:本研究的机制变量有两个——工业企业数目和价格水平。其中,规模以上工业企业数量来自《中国城市统计年鉴》,价格水平数据采取各省份价格指数数据,均采用对数形式。

调节变量:本研究的调节变量为流通专业化水平。产业专业化可以用来衡量一个城市在某一产业的专业化分工水平。根据 Glaeser 等(1992)^[33]、Dekle(2002)^[34]的研究,以流通业城镇单位就业人数占该城市城镇单位从业期末人数的比例计算,有 $D_i = N_{id}/N_i$,其中, D_i 指流通业专业化水平,用来衡量流通业的整体发展规模, N_{id} 是城市 i 流通业城镇单位就业人数, N_i 是城市 i 城镇单位从业期末人数。流通专业化水平这一指标可以反映当地流通产业的集中程度及发育程度,是衡量流通产业发展水平和相对发展规模的一个重要指标。各变量说明汇总见表1。

表1 变量说明

类别	名称	符号	说明
被解释变量	居民消费水平	lnC	用人均社会消费品零售总额衡量
核心解释变量	互联网发展水平	lninternet	用互联网接入人数占人口总数的比重衡量
控制变量	经济发展水平	lnagdp	用人均GDP衡量,来自《中国城市统计年鉴》
	固定资产投资	lnfixedassets	来自《中国城市统计年鉴》
	财政支出	lnexpenditure	来自《中国城市统计年鉴》
	外商投资	lnfdi	来自《中国城市统计年鉴》
	平均工资水平	lnwage	来自《中国城市统计年鉴》
机制变量	规模以上工业企业数目	lnidentpsnum	来自《中国城市统计年鉴》
	价格水平	lnprice	来自各省份统计年鉴
调节变量	流通专业化水平	dspecialized	流通业城镇单位就业人数/城镇单位从业期末人数

(二) 基本模型

为检验上述假设,且考虑地区居民消费会受到其历史消费水平的影响,设定本研究的基本实证分析模型为动态面板模型:

$$\ln C_{it} = \alpha \ln C_{it-1} + \beta_1 \ln internet_{it} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*代表地区,*t*代表时间,*Controls_{it}*为控制变量。为了对假设2进行检验,在式(1)的基础之上,引入变量流通专业化水平、流通专业化水平和互联网发展水平的交互项,并对交互项进行中心化处理,具体实证分析模型为:

$$\ln C_{it} = \alpha \ln C_{it-1} + \beta_1 \ln internet_{it} + \beta_2 dspecialized + \beta_3 \ln internet_{it} * dspecialized + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

四、实证分析结果

(一) 互联网发展对居民消费的影响

表2汇报了互联网发展水平对居民消费水平的影响,根据 Blundell 和 Bond (1998) [35],将差分 GMM 与水平 GMM 结合在一起的系统 GMM 方法可以提高估计效率,因此本研究采取系统 GMM 估计的结果进行汇报。表2中,列(1)、列(2)分别是混合 OLS 和固定效应模型的回归结果,列(3)是采取系统 GMM 估计的结果。估计结果显示,lninternet 的系数在1%的水平下显著为正,系数为0.292,表明互联网发展水平每提高0.292%,将促进当地居民消费水平提高1%,本研究的假设1被支持。其他主要控制变量的结果均显著,其中,经济发展水平、固定资产投资、外商投资以及平均工资水平对于居民消费均有显著的正向影响,而政府支出的增加对于居民消费具有负向影响。系统 GMM 估计的 AR(2) 与 Sargan 均不拒绝原假设,说明模型不存在扰动项自相关的问题,且模型的工具变量是有效的。

表3、表4分别汇报了工业企业数量以及价格水平对于互联网和居民消费关系的中介效应的检验结果。列(5)表明,互联网发展对于工业企业数量具有显著正向影响。列(6)表明,工业企业数量对于居民消费具有显著的正向影响。列(7)在模型(4)基础上加入企业数量变量后,lninternet 的显著性水平没有发生变化,但系数由0.292下降为0.290,表明工业企业数量起到了部分中介的效应。这意味着,互联网发展对于居民消费的正向促进效应有一部分效果是通过促进工业企业数量的增加而产生影响的,互联网发展的收入中介效应被验证,本研究的假设1a 被支持。表4中,列(8)表明互联网发展对于价格水平具有显著的负向效应,列(10)表明在加入价格水平变量后,lninternet 的显著性水平没有发生变化,但系数由0.292下降为0.291,说明价格水平对于互联网和居民消费之间的关系起到部分中介效应,互联网通过价格效应影响消费的间接效应被验证,本研究的假设1b 被支持。

表2 互联网发展对居民消费的影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	混合 OLS	固定效应	系统 GMM
L. lnC	0.569*** (3.74)	-0.068 (-0.97)	0.160*** (2.92)
lninternet	0.200** (2.08)	0.064** (2.41)	0.292*** (5.76)
lnagdp	0.176*** (3.71)	-0.115 (-0.53)	0.394*** (7.88)
lnfixedassets	0.033** (2.15)	-0.004 (-0.26)	0.045** (2.55)
lnexpenditure	-0.024 (-1.46)	0.089 (1.23)	-0.100*** (-3.27)
lnfdi	0.027 (1.58)	0.022 (0.93)	0.038*** (3.55)
lnwage	0.026 (0.54)	0.091 (1.01)	0.161** (2.37)
Constant	1.589 (1.37)	10.129*** (3.14)	0.000 (.)
年份	控制	控制	控制
Observations	2 098	2 098	2 098
R-squared	0.85	0.60	
Number of id	278	278	278
ar2			1.562
Sargan			1.255

注:****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1

表3 互联网发展、企业进入与居民消费

	(4)	(5)	(6)	(7)
VARIABLES	lnC	lnidentpsnum	lnC	lnC
L. lnC	0.160*** (2.92)		0.136*** (2.83)	0.155*** (2.94)
lninternet	0.292*** (5.76)	0.086*** (4.62)		0.290*** (5.75)
lnidentpsnum			0.069** (2.35)	0.058** (2.49)
lnagdp	0.394*** (7.88)	0.286*** (5.00)	0.586*** (11.71)	0.407*** (8.09)
lnfixedassets	0.045** (2.55)	0.168*** (5.31)	-0.006 (-0.25)	0.013 (0.63)
lnexpenditure	-0.100*** (-3.27)	0.014 (0.49)	-0.103*** (-2.83)	-0.077** (-2.58)
lnfdi	0.038*** (3.55)	0.062*** (6.16)	0.035*** (2.69)	0.029*** (2.62)
lnwage	0.161** (2.37)	0.150** (2.37)	0.230** (2.55)	0.148** (2.19)
Constant	0.000 (.)	-0.661 (-0.66)	0.000 (.)	0.000 (.)
年份	控制	控制	控制	控制
Observations	2 098	2 363	2 122	2 098
R-squared		0.38		
Number of id	278	278	279	278
ar2	1.562	.	1.741	1.583
Sargan	1.255	.	1.564	1.237

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表4 互联网发展、价格水平与居民消费扩张

	(4)	(8)	(9)	(10)
VARIABLES	lnC	lnprice	lnC	lnC
L. lnC	0.160*** (2.92)		0.141*** (2.84)	0.160*** (2.91)
lninternet	0.292*** (5.76)	-0.012* (-1.80)		0.291*** (5.76)
lnprice			0.118** (2.24)	0.111*** (3.03)
lnagdp	0.394*** (7.88)	-0.051* (-1.76)	0.569*** (11.06)	0.394*** (7.88)
lnfixedassets	0.045** (2.55)	-0.008 (-0.79)	0.032 (1.45)	0.045** (2.56)
lnexpenditure	-0.100*** (-3.27)	0.080* (1.88)	-0.137*** (-3.65)	-0.105*** (-3.41)
lnfdi	0.038*** (3.55)	0.011 (1.61)	0.046*** (3.52)	0.037*** (3.48)
lnwage	0.161** (2.37)	0.016 (0.86)	0.250*** (2.68)	0.164** (2.41)
Constant	0.000 (.)	5.085*** (16.35)	0.000 (.)	0.847 (0.89)
年份	控制	控制	控制	控制
Observations	2 098	2 363	2 122	2 098
R-squared		0.08		
Number of id	278	278	279	278
ar2	1.562	.	1.739	1.565
Sargan	1.255	.	1.647	1.261

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

上述中介效应检验结果显示,规模以上的工业企业数量以及价格水平对于互联网发展和居民消费的关系均起到部分中介的作用。这意味着,互联网发展可以通过增加当地工业企业数量以及降低价格水平对当地居民消费产生影响,但二者只起到部分中介的效果,且从系数变化上看,互联网通过收入机制和价格机制的间接效应促进消费的作用较小,而互联网对于居民消费的直接拉动效应更加明显。这表明,目前互联网对于居民消费的拉动主要是通过直接效应产生的,即互联网本身降低了搜寻成本,丰富了消费者选择的范围和内容,从而促进了消费的增加。但互联网通过降低流通成本进而降低价格水平,通过吸引企业进入从而提高当地收入水平,最终促进居民消费扩张的间接效应尚未充分发挥。既然互联网对于居民消费拉动的直接效应明显,这意味着影响居民消费选择的相关行业会与互联网技术相互作用,互联网“从接入到使用”过程中(尤其是与传统流通产业融合过程中)会对最终居民的消费行为产生影响。因此,文章进一步探讨流通专业化对互联网和消费之间关系的调节作用。

(二) 互联网发展、流通专业化与居民消费

为了验证流通专业化对于互联网和消费之间关系的调节效应,对模型(二)进行实证分析。^①表5结果

^①注:前文实证分析结论指出,互联网发展影响居民消费的直接效应更加明显,因此在分析流通专业化的调节效应时,本研究直接考察了流通专业化水平对于互联网发展和居民消费之间直接效应的调节效应,并未考虑是否存在有调节的中介效应等情况。

显示,交互项 *inter* 的系数为 -1.541 ,^①在5%水平下显著,表明本地流通业专业化程度越高,互联网对于当地居民消费的正向促进作用越低。这意味着本地流通业专业化水平对于互联网产生的居民消费扩张作用具有负向调节效应,本研究的假设2b被支持。

为了进一步分析流通专业化对于互联网发展和居民消费之间的关系,通过面板门限回归的方法进行分析,探讨在不同的流通专业化水平下互联网发展和居民消费之间的具体关系。实证分析结果显示(见表6),共存在两个门槛值,当流通专业化水平小于0.0290时,系数为0.167,意味着互联网普及率每提高1个百分点,消费提高0.167%;当流通专业化水平处于0.0298和0.3188之间时,系数为0.228,意味着互联网普及率每提高1个百分点,消费提高0.228%;当流通专业化水平大于0.0318时,系数为0.143,意味着互联网普及率每提高1个百分点,消费提高0.143%。总体上看,随着流通专业化水平的提升,互联网对于消费的促进效应有所减弱。

表5 流通专业化的调节效应

VARIABLES	(13) lnC
L. lnC	0.166 *** (3.13)
lninternet	0.304 *** (5.59)
dspecialized	1.546 *** (2.90)
inter	-1.541 ** (-2.23)
lnagdp	0.379 *** (7.31)
lnfixedassets	0.039 ** (2.20)
lnexpenditure	-0.092 ** (-2.49)
lnfdi	0.038 *** (3.15)
lnwage	0.175 ** (2.48)
年份	控制
Observations	2 098
Number of id	278
ar2	1.547
Sargan	4.638

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表6 互联网影响居民消费的门槛效应

VARIABLES	(1) lnaconsump0
L. lnaconsump0	0.115 *** (5.49)
lnagdp0	0.006 (0.19)
lnwage0	0.518 *** (12.54)
lnfdi0	-0.000 (-0.06)
lnfixedassets0	0.098 *** (5.85)
lnexpenditure0	0.140 *** (7.75)
0b. _cat#c. lninternet0	0.167 *** (7.87)
1. _cat#c. lninternet0	0.228 *** (9.49)
2. _cat#c. lninternet0	0.143 *** (6.72)
Constant	1.769 *** (4.15)
Observations	2 280
Number of id	285
R-squared	0.57

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

上述结果意味着,在消费品市场中,互联网与现有流通行业尚未实现高度的融合发展,互联网形成的直接商品流通渠道与现有流通渠道可能仍然存在着对立,且互联网渠道更多表现为对传统流通渠道的补充,流通业与互联网高度融合推动消费增量的效应并未显现。在流通业专业化水平越发达的地区,意味着原有地区市场物畅其流和供需匹配的能力和效率都较高,因此互联网对于消费影响的直接效应就相对越小;而在流通专业化水平较差的地区,原有市场存在着有效供给不足的问题,市场需求受限于商品的种类和质量而难以被完全释放,互联网的出现极大地拓宽了可供消费者选择的商品范围,因此对于居民消费具有更高的拉动作用。可见,互联网对于消费的影响主要是通过发挥匹配供需的直接效应产生的,目前互联网在推动居民消费中发挥的作用更多的是对现有流通行业的补充,而互联网与流通行业的高度融合发展、协同创造消费的协同效应尚未显现。

五、稳健性检验

为了进一步验证实证分析结论的稳健性,本研究以消费率作为最终消费的衡量对互联网发展和居民消费之间的关系进行检验,且消费率用社会消费品零售总额/GDP来衡量。实证分析的结果(见表7)显示,

①注:为解决交互项的多重共线性问题,这里对交互项进行了中心化处理。

互联网普及率的提升对于消费率的提高具有显著的正向影响。进一步地,本研究将样本分为2009—2013年和2014—2017年两个阶段分别进行实证分析。由于2013年国务院正式颁布宽带中国实施方案,之后我国宽带网络覆盖范围不断扩大,网络提速降费快速发展,互联网整体发展水平得以显著提升。从实证分析结果来看(见表8),2013年之前,互联网对于居民消费影响系数为0.088;2013年之后,影响系数显著提升至0.443。这也反映了互联网的快速发展极大地推动了消费的增长。

表7 互联网普及率对消费率的影响

VARIABLES	con
L. con	0.054 (1.16)
lninternet	0.057 ** (2.40)
控制变量	控制
年份	控制
Observations	2 100
R-squared	
Number of id	278
ar2	0.359
Sargan	7.227

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表8 分年份实证分析结果

VARIABLES	2013年之前	2013年之后
	lnaconsump	lnaconsump
L. lnaconsump	0.637 *** (4.62)	0.057 *** (4.29)
lninternet	0.088 ** (2.29)	0.443 *** (4.74)
控制变量	控制	控制
年份	控制	控制
Observations	1 063	770
Number of id	275	272
ar2	0.451	.
Sargan	0.240	0.370

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

六、进一步研究:互联网发展对地区消费不均衡的影响

我国经济发展存在明显的地域不平衡性。东部地区在基础设施建设、教育水平、资本积累和技术效率等方面均遥遥领先于中西部地区,且这种地区差异仍在逐步扩大^[36-37]。与此同时,居民消费不平等的趋势也愈发明显^[38],而互联网的发展对于不同地区之间居民消费的影响也存在差异,因此互联网发展对于地区消费不均衡和不平等亦会产生影响。互联网(电子商务)具备基础设施特性,地区间的聚集效应导致生产要素流向基础设施密集地区,欠发达地区贸易流出,而发达地区市场繁荣^[39]。这可能会加剧地区间非均衡:(1)在生产要素方面,落后地区欠缺必要的人力资本和信息技术等要素,而发达地区基础设施的快速发展会增加对落后区域各类优质市场要素的“虹吸效应”^[40]。(2)在数字经济方面,欠发达地区是否能够享受电子商务的正向作用可能受到互联网门槛效应、网民规模等因素影响。从企业角度看,人口密集、经济发达地区生产力较为集中,借助电商平台更容易创造先发优势,在数字经济中获得更集中的市场份额,从而实现本地区率先腾飞,获得区域间的增长优势。(3)在产品贸易方面,电子商务平台在发达地区的应用更有利于其获得市场份额,获得更多贸易流出,增加区域市场竞争力,从而不利于欠发达地区的经济发展。因此,可以提出假设:互联网对于不同地区居民消费的影响势必存在差异。

因此,本文进一步对“互联网对不同地区居民消费的异质性影响”以及“互联网对整体地区消费的不均衡影响”进行分析。表9分别汇报了东部地区、中部地区、西部地区以及东北地区互联网发展对居民消费的影响。表10汇报了互联网发展对于整体地区消费不均衡的影响,其中,以各地区消费与平均消费水平的离差作为消费空间不均衡的衡量。表9的结果显示,东部地区、中部地区、西部地区和东北地区互联网对于居民消费影响的系数分别为0.196、0.199、0.377和0.184,表明互联网的发展对于西部地区消费扩张的促进作用最大,中部地区次之,东部地区的影响略小于中部地区,东北地区的影响相对较小。总体上,互联网的发展对于经济欠发达地区居民消费扩张的正向影响要大于经济发达地区。根据表10汇报的估计结果,lninternet的系数为-0.284,在1%的水平下拒绝原假设,这表明互联网普及率的提高对于消费的空间不均衡具有负向影响,互联网普及率越高,地区之间的消费不均衡程度越低。进一步对不同地区互联网发展对消费不均衡的影响进行分析可见,仅东部地区lninternet的系数是显著的,为0.196,说明互联网发展并未缓解东部地区内部的消费不均衡,反而加剧了不均衡,其他三个地区lninternet的系数在统计上均是不显著的。这

意味着互联网的发展能够在整体上降低国内消费的空间不均衡,但对地区内部消费不均衡的影响并不显著。

综合上述分析可见,互联网发展对于居民消费的影响具有地理上的异质性,互联网发展对于缓解空间消费不均衡问题具有积极的正向效应。总体上,互联网接入设施覆盖性的扩展及使用设施的便利化能够填平互联网本身可能产生的“接入鸿沟”,并对欠发达地区的消费产生更加直接和明显的正向影响。互联网技术大大地突破了传统交易面临的时空约束,原本零星分散的生产和消费可以在近乎无限空间的虚拟场所中进行双向搜寻和精准匹配,区位优势不再成为束缚商品流通的瓶颈问题,这对于扩大欠发达地区的消费市场极为重要。事实上,我国流通业专业化水平与经济发展水平的地区分布存在高度一致性,经济发展水平较差的地区往往商品流通的发育程度也较低。因此,欠发达地区互联网水平的提高有效地弥补了当地流通产业发展薄弱导致的供需不匹配问题,互联网的发展在这些地区产生的消费直接拉动效应更加明显。

表9 分地区互联网发展对于居民消费的影响

VARIABLES	(12)	(13)	(14)	(15)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
L. lnC	0.041 (0.63)	0.093 (0.73)	0.127 (1.54)	-0.061 (-0.67)
lninternet	0.196** (2.47)	0.199*** (2.82)	0.377*** (4.10)	0.184* (1.93)
lnagdp	0.526*** (5.62)	0.510*** (5.18)	0.327*** (2.89)	0.498*** (4.62)
lnfixedassets	-0.006 (-0.18)	0.139*** (3.29)	0.119** (2.45)	0.168*** (4.30)
lnexpenditure	-0.163*** (-3.85)	-0.082** (-2.12)	-0.056 (-0.66)	-0.001 (-0.02)
lnfdi	0.066*** (2.61)	-0.041* (-1.95)	0.030 (1.49)	-0.002 (-0.07)
lnwage	0.337** (2.03)	0.014 (0.15)	0.159 (1.42)	0.181 (1.01)
Constant	-0.432 (-0.23)	1.617 (1.20)	0.000 (.)	0.994 (0.49)
年份	控制	控制	控制	控制
Observations	677	627	536	258
Number of id	87	80	77	34
ar2	0.241	0.596	-0.883	0.0121
Sargan	2.130	0.465	0.859	1.930

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表10 互联网对消费空间不均衡的影响

VARIABLES		(16)	(17)	(18)	(19)
	全部地区	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
L. lnnaconsump	0.557*** (5.91)	0.509*** (2.66)	0.678*** (3.91)	0.254 (1.15)	0.717*** (7.36)
lninternet	-0.284*** (-3.04)	0.472** (2.02)	0.005 (0.05)	-0.363 (-1.38)	-0.228 (-0.73)
lnagdp	0.109 (0.98)	0.318 (1.33)	-0.352 (-1.38)	-0.147 (-0.50)	-0.370 (-0.78)
lnfixedassets	0.120* (1.79)	-0.044 (-0.36)	0.174 (1.56)	0.075 (0.64)	-0.039 (-0.21)
lnexpenditure	0.195** (1.97)	0.093 (0.66)	0.137 (1.25)	0.087 (0.47)	0.034 (0.12)
lnfdi	0.048 (1.56)	0.239* (1.74)	0.049 (1.11)	0.038 (0.88)	0.023 (0.34)
lnwage	0.769** (2.42)	0.315 (0.63)	0.289* (1.87)	-0.106 (-0.64)	1.591* (1.82)
Constant	-4.235 (-1.28)	0.837 (0.16)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
年份	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	2,098	677	627	536	258
Number of id	278	87	80	77	34
ar2	0.457	0.464	-0.563	0.820	-0.819
Sargan	11.61	6.164	2.288	1.323	1.141

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

七、结论与讨论

利用城市级别的面板数据,本研究对互联网影响居民消费的总体效应及具体影响机制进行了分析。实证结果指出,互联网对于居民消费具有显著的正向促进作用,其中,互联网通过增加商品供应的多样性推动居民消费的直接效应最为明显。此外,还存在互联网通过降低价格水平促进消费的价格间接效应,以及增加企业吸引力从而推动当地消费水平提升的收入间接效应。考虑到流通业是当前与互联网产业融合程度较高的服务业,且流通行业本身与城市居民消费联系紧密,本研究进一步分析了流通专业化对于互联网与消费之间关系的调节效应。实证结果表明,本地流通业专业化水平对于互联网产生的居民消费扩张作用具有负向调节效应,在流通专业化水平较高的情况下,互联网对于消费的促进效应反而不够明显,这可能是由

于传统流通产业和互联网的融合尚处于“磨合阶段”,协同效应尚未充分显现。本研究还指出,互联网的发展显著降低了地区之间消费不平等的问题,互联网普及率的提高对于中部地区和西部地区的拉动效应最显著。

本文的研究结论证实了互联网发展在改善消费者福利方面的重要作用,反映了互联网作为技术要素对于居民消费发挥的积极影响。值得注意的是,本研究结论也反映出,目前互联网发展对于消费的促进效应主要是通过直接效应产生的,即互联网通过降低消费者的搜寻成本在扩大商品供给和丰富消费者选择方面直接发挥了效应,从而促进了消费,但互联网本身通过价格水平的降低以及收入的增加从而影响消费者消费的间接效应相对较低。而通过研究流通专业化对互联网与消费之间关系的调节作用也反映出,目前互联网在消费品市场发挥的作用更多的是对现有流通渠道的补充,因此对于流通业发展水平较低的地区,互联网对于当地居民消费的促进作用更显著。这意味着,目前“互联网+流通”的协同效应仍未较好地发挥,流通产业与互联网技术尚需在更高水平上实现深度融合,才能实现对于消费市场的更高效的拉动。

此外,通过分析互联网发展对于消费影响的区域异质性结果表明,互联网发展对于降低消费不平等具有重要意义,能够显著缓解当前存在的空间消费不均衡问题。消费不平等是经济福利不平等的关键内容,也是区域发展不均衡的表现。互联网技术在推动中部地区和西部地区的消费扩张具有重要意义,且主要是通过直接效应产生影响的。随着互联网的深入普及和运用,更应该促进互联网技术通过“价格机制”和“收入机制”推动居民消费的间接效应的发挥。一方面,通过互联网的发展缓解地区市场分割和流通环节过多造成的价格差异,降低价格水平,促进居民消费;另一方面,加大对落后地区的信息基础设施建设,加大对欠发达地区“新基建”的投入,提升欠发达地区的吸引力,缓解经济发展的虹吸效应,从而增加当地收入和就业机会,进而直接促进消费的扩张。

最后需要强调的是,尽管目前数据表明流通行业对于互联网的消费促进效应存在负向调节,但这并不意味着可以忽视或者否定传统流通行业的发展,甚至片面依赖互联网建立的新型流通渠道。相反,这一结论说明流通产业和互联网有待在融合方式和融合程度上继续探索,应该更加重视当前流通行业的发展,推进传统流通组织实现“互联网+”的顺利转型,推动流通行业与互联网行业的融合发展。做强、做大、做优现有流通行业,通过传统流通行业的数字化转型弥补现有流通领域的不足,真正实现流通行业自身在耦合供需中的重要作用,实现互联网与流通行业的协同扩大消费效应,从而在“双循环”战略下推动国内消费市场的不断扩大,通过消费市场的扩容、提质来推动国内大循环的顺利进行。

参考文献:

- [1] 张明. 构建国内大循环的三大支柱[EB/OL]. (2020-09-27)[2021-06-27]. http://www.chinacef.cn/index.php/index/article/article_id/7333.
- [2] 张昊. 居民消费扩张与统一市场形成——“本土市场效应”的国内情形[J]. 财贸经济, 2020(6):144-160.
- [3] 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[J]. 经济研究, 2020(2):4-19.
- [4] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014(10):135-146.
- [5] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1):3-43.
- [6] BRYNJOLFSSON E, HU Y, SMITH M D. Consumer surplus in the digital economy: estimating the value of increased product variety at online booksellers[J]. Management Science, 2003, 49(11):1580-1596.
- [7] ZHANG J, LIU P W, YUNG L. The cultural revolution and returns to schooling in China: estimates based on twins[J]. Journal of Development Economics, 2007, 84(2):631-639.
- [8] DOLFEN P, EINAU L, KLENOV P J, et al. Assessing the gains from e-commerce [J/OL]. National Bureau of Economic Research Working Paper, No. w25610, 2019. <https://www.nber.org/papers/w25610>.
- [9] ELLISON G, ELLISON S F. Match quality, search, and the internet market for used books[J/OL]. National Bureau of Economic Research Working Papers, No. w24197, 2018. <https://www.nber.org/papers/w24197>.
- [10] CLAY K, KRISHNAN R, WOLFF E, et al. Retail strategies on the Web: price and non-price competition in the online book industry[J]. Journal of Industrial Economics, 2002, 50(3):351-367.
- [11] BROWN J R, GOOLSBEE A. Does the internet make markets more competitive? Evidence from the life insurance industry[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(3):481-507.

- [12] 韩彩珍,高婧怡.平台资源提升了电子商务企业竞争力吗?——基于广东省企业调查数据的经验证据[J].商业经济与管理,2020(9):19-32.
- [13] BRYNJOLFSSON E, DICK A A, SMITH M D. A nearly perfect market? [J]. Quantitative Marketing and Economics, 2010, 8(1):1-33.
- [14] LEVIN J D. The economics of internet markets[J/OL]. National Bureau of Economics Research Working Paper, 2011. <https://www.nber.org/papers/w16852>.
- [15] COUTURE V, FABER B, GU Y, et al. E-commerce integration and economic development: evidence from China[J]. American Economic Review: Insights, 2021, 3(1):35-50.
- [16] 谢莉娟,张昊.国内市场运行效率的互联网驱动——计量模型与案例调研的双重验证[J].经济理论与经济管理,2015(9):40-55.
- [17] 方福前,邢炜.居民消费与电商市场规模的U型关系研究[J].财贸经济,2015(11):131-147.
- [18] 刘长庚,张磊,韩雷.中国电商经济发展的消费效应研究[J].经济理论与经济管理,2017(11):5-18.
- [19] HANDBURY J, WEINSTEIN D E. Goods prices and availability in cities[J]. Nber Working Papers, 2015, 82(1):258-296.
- [20] GOOLSBEE A. In a world without borders: the impact of taxes on internet commerce[J]. SSRN Electronic Journal, 2000, 115(2):561-576.
- [21] MORISET B, MALECKI E J. Organization versus space: the paradoxical geographies of the digital economy[J]. Geography Compass, 2010, 3(1):256-274.
- [22] CAMAGNI R, CAPELLO R. ICTs and territorial competitiveness in the era of internet[J]. Annals of Regional Science, 2005, 39(3):421-438.
- [23] TRANOS E, NIJKAMP P. The death of distance revisited: cyber-place, physical and relational proximities[J]. Journal of Regional Science, 2013, 53(5):855-873.
- [24] WHITACRE B, GALLARDO R, STROVER S. Broadband's contribution to economic growth in rural areas: moving towards a causal relationship[J]. Telecommunications Policy, 2014, 38(11):1011-1023.
- [25] 王晓东,武子歆,王诗籽.国有体制、民营机制、先进企业家意识与流通企业效率实现:超市发的案例研究[J].商业经济与管理,2020(12):5-14.
- [26] HOLLENBECK B. Online reputation mechanisms and the decreasing value of chain affiliation[J]. Journal of Marketing Research, 2018, 55(5):636-654.
- [27] 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):4-17.
- [28] 冯然,申明浩.电子商务的贸易替代效应和贸易创造效应研究——基于美国零售行业的实证数据[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2017(3):138-148.
- [29] 纪宝成,谢莉娟.新时代商品流通渠道再考察[J].经济理论与经济管理,2018(7):31-47.
- [30] 冯华,陈亚琦.平台商业模式创新研究——基于互联网环境下的时空契合分析[J].中国工业经济,2016(3):99-113.
- [31] 黄雨婷,刘向东.商品流通渠道组织化与出口企业的外贸转内销调整——互联网经济下的新探索[J].财贸经济,2016(9):112-125.
- [32] 刘向东,张舒.网络销售到家模式与实体零售:挤出或溢出?[J].消费经济,2019(5):43-52.
- [33] GLAESER E L, KOLKO J, SAIZ A. Consumer city[J]. Journal of Economic Geography, 2001, 1(1):27-50.
- [34] GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEINKMAN J A, et al. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6):1126-1152.
- [35] DEKLE R. Industrial concentration and regional growth: evidence from the prefectures[J]. Review of Economics and Statistics, 2002, 84(2):310-315.
- [36] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1):115-143.
- [37] 姚先国,张海峰.教育、人力资本与地区经济差异[J].经济研究,2008(5):47-57.
- [38] 彭向,蒋传海.产业集聚,知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J].经济学(季刊),2011(2):913-934.
- [39] 杨继东.中国消费不平等演变趋势及其原因[J].财贸经济,2013(4):111-120.
- [40] 覃成林,杨霞.先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析[J].中国工业经济,2017(10):44-61.
- [41] 曲创,刘重阳.平台竞争一定能提高信息匹配效率吗?——基于中国搜索引擎市场的分析[J].经济研究,2019(8):120-135.

