

消费结构升级对 产业结构升级的异质性影响

——兼论互联网商业流通效率的调节作用

冯树辉 朱平芳

【摘要】产业结构升级是供给侧结构性改革的最终目的之一,消费结构升级是国内国际双循环战略中扩大需求的关键因素,互联网赋能的商业流通提升了商品的供需匹配效率。在此背景下,研究消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构升级的影响具有现实意义。以2015-2020年中国大陆31个省市自治区面板数据为研究对象,以熵权法构造全国城乡消费平均水平、城镇和农村消费结构升级指数,用DEA方法测算互联网商业流通效率,使用双向固定效应面板数据模型从全国、不同区域和城乡层面实证探索消费结构升级对产业结构合理化与产业结构高级化的影响,并研究互联网商业流通效率对上述影响的调节作用。研究表明,消费结构升级促进了产业结构升级,互联网商业流通效率在其中起到正向的调节作用;从不同区域看,上述影响和调节作用的程度在东部地区高于全国平均水平且较为显著,在中部和西部地区低于全国平均水平且显著性水平较低;从城乡视角看,上述影响和调节作用在城镇的大小和显著性均高于农村。机制检验表明,发展和享受型需求收入弹性在上述影响中起到中介作用。基于此,我国应注重需求侧对供给侧结构性改革的引领作用,以需求结构升级为抓手,从政府和市场两个方面发挥消费结构升级对产业结构升级的促进作用;促进流通业与“新基建”的有机结合,使数字经济赋能流通业,发挥互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构升级的调节作用;引导不同区域、城市与农村消费结构升级的协调发展,建立合理的区域商贸体系和城乡商贸体系,从供给端和需求端两个方面助力产业结构升级。

【关键词】消费结构升级;互联网商业流通效率;产业结构合理化;产业结构高级化;异质性

【作者简介】冯树辉(通讯作者)(1992-),男,河南省信阳市人,上海社会科学院数量经济研究中心研究助理,经济研究所博士研究生,主要研究方向为数字经济与经济增长;朱平芳(1961-),男,上海市人,上海社会科学院数量经济研究中心研究员,博士生导师,主要研究方向为计量经济学、宏观经济预测分析与政策评价(上海 200025)。

【原文出处】《中国流通经济》(京),2022.4.19~31

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“非线性动态因子模型和函数型时间序列的前沿理论及其应用”(71773078);国家自然科学基金青年项目“处理效应模型的非参数估计方法及其拓展应用”(71803134)。

一、引言

2021年12月中央经济工作会议指出,中国经济发展正面临需求收缩、供给冲击和预期转弱三重压力。在此背景下,消费成为经济稳增长的重要支撑,以消费升级促进产业升级,进一步扩大内需以适应

新发展格局成为题中之义。当前,我国处于消费结构加快升级的阶段,消费成为经济稳增长的主要引擎之一。2021年,我国城镇居民人均可支配收入为47412元,农村人均可支配收入为18931元,分别比上年增长8.2%和10.5%。城镇居民人均消费支出达

到30307元,农村居民人均消费支出达到15916元,分别比上年增长12.2%和16.1%,消费支出的增长速度远高于收入的增长速度。^①统计显示,2014年至2019年我国居民消费恩格尔系数由0.310降至0.282。居民生存型消费向发展和享受型消费转变成消费结构升级最明显的特征,城乡居民消费差距的逐年缩小是当前消费结构变动的一大特征。^②

消费结构升级促进产业结构升级已在学界达成普遍共识,并且互联网商业流通的发展及其效率的提高在消费结构升级促进产业结构升级的过程中起到了重要作用。^③2021年,我国实物商品网上零售额10.804万亿元,比上年增长12.0%,占社会消费品零售总额的比重为24.5%。^④当前,我国消费环境仍需要继续优化,其中新型消费基础设施的完善成为促消费的重要举措。信息化、互联网以及大数据等方面的基础设施建设对赋能现代商品流通和物流服务体系的意义非常明显,可以推动“新基建”与消费升级结合,以消费升级为抓手,从需求侧促进产业结构升级。综上,研究消费结构升级、互联网商业流通效率以及产业结构升级三者之间的关系和作用机制,对推动产业结构升级,并使之成为我国经济稳增长的新动力具有很强的现实意义。

二、文献综述与研究假设

党的十九届五中全会提出,要加快构建以国内循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。消费和生产作为畅通国内经济大循环的重点环节,分别对应着实现经济高质量发展要求的消费结构升级和产业结构升级。消费结构升级促进产业结构升级在学界已经达到共识。傅家荣^⑤、尹世杰^⑥提出,消费需求结构是产业结构演进的根本动因,消费结构升级通过影响生产结构进而推动产业结构的优化。石奇等^⑦认为,中国消费升级可以解释29.64%产业结构的变化,消费升级对产业结构升级的影响不容忽视。随着居民收入水平的提升,消费支出结构由生存型逐渐向发展和享受型转变,同时,消费者对需求收入弹性高的中高端产品需求更多,生产厂商接收到这一信号后开始调整生产,不断扩大生产中高端产品的规模,进而实现产业升级。遵循着配第一克拉克定理,消费结构升级主要通过需求收入弹性作用来影

响产业升级。^{⑧-⑩}基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:消费结构升级促进了产业结构升级。

在构建新发展格局过程中,流通作为连结生产端与消费端的中间环节,对畅通国内经济循环、形成统一大市场的作用更加凸显。数字技术赋能流通业创新发展,进一步提升流通业效率,推动现代商贸物流体系的构建,更有利于发挥流通业对产业转型升级的引领作用。^{⑪-⑬}在数字技术赋能下,流通业效率的提高主要体现在互联网商业流通上。宋则等^⑭提出,流通业影响力的发挥可以强化制造业的自主创新能力、缓解产能过剩以及优化制造业区域分工等,即流通业的高效运作可以进一步促进制造业结构的优化升级。何玉梅和赵欣灏^⑮基于中国272个地级市的面板数据进行实证检验,认为新型数字基础设施通过技术外溢的扩散效应和缓解资源错配推动地区产业结构升级,人工智能、大数据、物联网等新一代信息技术的推广应用大大提升了流通业的效率,这些新型数字基础设施通过促进技术创新有效推动了产业结构升级。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2:互联网商业流通效率能够促进产业结构升级。

互联网、大数据等技术在流通领域的深度应用,不断推动着流通业数字化的变革。一方面拉近了生产与居民消费之间的距离,提升了流通业的效率,如互联网的发展丰富了支付手段,使消费变得更加快捷;^⑯另一方面扩大了消费需求并推动消费升级。高振娟等^⑰发现,数字经济赋能消费层次从发展型向共享型和服务型转变、消费结构从物质需求向精神给养转变、消费方式从传统线下向新式线上转变,进而实现消费水平从低端向高端过渡,推动消费升级。王玉香和徐洪波^⑱从消费提质扩容的视角实证研究认为,数字赋能流通业效率的提高,可以改善消费环境、完善消费体验、降低流通管理成本,最终促进居民的消费升级。基于以上分析,本文提出如下假设:

H3:互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构升级具有调节作用。

在新发展格局背景下,居民消费升级是扩大内需的必要途径,而互联网的应用在农村居民消费升级的过程中扮演着重要角色,同时,互联网对农村居民消费结构的影响具有明显的区域差异。^{⑲-⑳}王启

云和田伟^[17]认为,受分配因素和供给因素的影响,我国农村地区居民消费升级相对缓慢。祝仲坤^[18]指出,互联网技能的掌握对农村消费潜力的释放、消费结构的优化意义重大,并且互联网技能会增加中部、西部以及东北部农村地区居民消费需求,优化东部地区的消费结构。基于以上分析,本文提出如下假设:

H4: 消费结构升级促进产业升级,互联网商业流通效率对其调节作用具有区域异质性。

本文有以下两个方面的边际贡献。第一,现有文献多研究宏观数字经济或流通效率对产业结构升级的影响,少有文献讨论数字经济赋能下流通业对产业结构升级的影响,本文测算了流通业数字化中最重要的互联网商业流通效率,并将其纳入影响产业结构升级的指标;第二,已有文献以讨论消费结构升级和产业结构升级、数字经济赋能的流通业效率和产业结构升级的单一关系为主,缺乏对数字经济赋能的流通业效率在消费结构升级促进产业结构升级调节作用的讨论。因此,本文以2015-2020年中国大陆31个省市自治区面板数据为研究对象,从全国层面、区域层面和城乡层面深入探讨消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构升级的作用机制,通过实证研究对比发现不同层面机制的差异性,得到具有针对性的政策启示,以期对决策者提供有益参考。

三、消费结构升级与互联网商业流通效率的测算

(一)消费结构升级的测算

学术界对消费结构升级的测算并没有一致的标准。黄隽和李冀恺^[1]认为,随着收入水平的提高,消费结构遵循着生存—发展—享受的路径演化。石明

明等^[19]提出,生存型与享受和发展型消费支出结构比例的变动是消费结构升级的内涵之一。纪园园和宁磊^[20]以发展和享受型消费占总消费支出的比例衡量消费结构的升级,但没有考虑生存型消费结构的升级。而随着收入水平的提高,居民在吃、穿和住方面的消费结构与收入水平低时有所不同。石明明等^[19]认为,消费结构升级的另一个内涵是消费者依据信息适应性做出消费决策,消费意愿不一定随着收入的提高而提高,消费结构升级以对新产品、新产品和新服务等消费意愿来衡量。

以发展和享受型消费占总消费的比重衡量消费结构升级,的确忽略了生存型消费结构升级的可能性。鉴于此,本文通过熵权法构造消费结构升级指数(CU),赋予生存型消费一定权重,尽可能将生存型消费考虑在总指数中。

消费结构升级指数的指标体系包括生存型消费结构升级、发展和享受型消费结构升级两个二级指标,其中生存型消费结构升级指标包括食品(Food)、衣着(Cloth)和居住(Reside)消费支出三个三级指标,均为负向指标;发展和享受型消费结构升级指标包括生活用品和服务(DNS)、交通和通信(TC)、教育文化与娱乐(ECE)、医疗保健(MC)和其他用品及服务(OSS)消费支出五个三级指标,均为正向指标。

通过熵权法测算各指标的权重如表1所示。从表1可以发现,无论从全国整体消费情况还是从城乡消费情况看,发展和享受型消费在消费结构升级指数中起主要作用,其中城镇居民的发展和享受型消费结构升级的权重高于全国,而农村居民的该权重

表1 消费结构升级各指标的权重

指标	城镇居民	农村居民	全国整体
食品(Food)	0.058	0.049	0.058
衣着(Cloth)	0.059	0.080	0.060
居住(Reside)	0.044	0.057	0.044
生存型消费结构升级	0.161	0.186	0.162
生活用品和服务(DNS)	0.124	0.233	0.124
交通和通信(TC)	0.156	0.205	0.156
教育文化与娱乐(ECE)	0.092	0.067	0.092
医疗保健(MC)	0.094	0.102	0.094
其他用品及服务(OSS)	0.373	0.207	0.372
发展和享受型消费结构升级	0.839	0.814	0.838

低于全国水平;城镇居民的生存型消费结构升级的权重低于全国平均水平,而农村居民的该权重远高于全国平均水平。各指标权重的大小关系可以说明,在消费结构升级中,城镇居民更偏向于发展和享受型消费,农村居民由于收入水平较低,更注重改善生存型消费的结构,这个结论符合泰勒和胡萨克(Taylor & Houthakker)^[21]拓展的马斯洛需求层次理论。

(二)互联网商业流通效率的测算

数据包络分析法(DEA)是基于CCR(模型提出者Charnes、Cooper和Rhodes英文名首字母)模型的效率评价方法,由沙尔内(Charnes)等^[22]提出,与随机前沿分析法(SFA)、生产函数法等相比,在效率评价方面具有独特优势。DEA可以用于评价多投入、多产出复杂系统内同质单元的相对效率。

CCR模型的基本原理为:假定有K个决策单元,m种投入和q种产出,假定投入和产出的权重分别用v和u表示,则对任意待评价的第k个决策单元来讲,其产出投入比 h_k 可以表示为:

$$h_k = \frac{\sum_{r=1}^q u_r y_{rk}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ik}} \quad (k \in [1, K])$$

其中, y_{rk} 和 x_{ik} 分别表示第k个决策单元的第r种实际产出和第i种实际投入; $r=1, 2, 3, \dots, q$; $i=1, 2, 3, \dots, m$ 。DEA模型的基本思想是在一定的约束条件下使产出投入比 h_k 达到最大。根据CCR模型规模报酬不变的特征,可以将DEA模型表示为一个线性规划问题,基本形式及对偶形式分别为:

$$\begin{aligned} & \max \sum_{r=1}^q u_r y_{rk} \\ & \text{s.t.} \quad \sum_{r=1}^q u_r y_{rj} - \sum_{i=1}^m v_i x_{ij} \leq 0 \\ & \quad \sum_{i=1}^m v_i x_{ik} = 1 \\ & \quad u \geq 0; v \geq 0 \\ & \quad i=1, \dots, m; r=1, \dots, q; j=1, \dots, K \\ & \min E \\ & \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^K \lambda_j x_{ij} \leq E \cdot x_{ik} \\ & \quad \sum_{j=1}^K \lambda_j y_{rj} \geq y_{rk} \end{aligned}$$

$$\lambda \geq 0$$

$$i=1, \dots, m; r=1, \dots, q; j=1, \dots, K$$

基本形式中, $\sum_{r=1}^q u_r y_{rk}$ 表示待评价的第k个决策单元的产出,第一个约束条件表示对任意一个决策单元j,产出 $\sum_{r=1}^q u_r y_{rj}$ 不大于投入 $\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}$ 。对偶规划中,E表示待评价的第k个决策单元的效率值,其大小在0到1之间。第一个约束条件表示对于所有的决策单元 $j=(1, \dots, K)$,第i种投入的线性组合 $\sum_{j=1}^K \lambda_j x_{ij}$ 不大于待评价的第k个决策单元的投入;第二个约束条件表示对于所有的决策单元 $j=(1, \dots, K)$,第r种产出的线性组合 $\sum_{j=1}^K \lambda_j y_{rj}$ 不小于待评价的第k个决策单元的产出;产出和投入的线性组合可以看作构造的一组虚拟的产出投入组合, λ 表示决策单元的线性组合系数。

本文测度互联网商业流通效率(TE)时,考虑了企业对企业(B2B)、企业对个人(B2C)、个人对个人(C2C)等商业模式,使用企业电子商务销售额(亿元)和互联网零售额(亿元)两个指标作为产出指标。对多产出问题,使用DEA方法是合适的。本文选择批发零售业、交通运输、仓储及邮电通信业和住宿餐饮业这三大流通业的从业人员(万人)和资本存量(亿元)、长途光缆长度(公里)、移动互联网用户数(万户)、有电子商务的企业个数(个)作为DEA模型的投入指标。上述各产业资本以2000年为基期的各省市自治区永续盘存法计算的全社会资本存量加权来测算,权重计算方法为各年份中各省市自治区上述产业的增加值与GDP之比。通过DEA方法测算的全国整体、东部、中部和西部地区的TE统计描述如表2所示。互联网商业流通效率的均值在东部地区最高,西部地区最低,并且东部地区高于全国整体,中部和西部地区低于全国整体。

四、实证研究

(一)指标、数据选择与模型构建

1. 指标选择

本文的因变量为产业结构升级(ISU)。国内学者普遍从产业结构合理化(ISR)和产业结构高级化(ISS)

表2 不同地区互联网商业流通效率(TE)的统计描述

地区	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
东部	66	0.702	0.245	0.254	1.000
中部	48	0.485	0.211	0.145	0.932
西部	72	0.401	0.220	0.097	1.000
全国	186	0.530	0.262	0.097	1.000

两个角度研究产业结构升级问题^[23-24]。产业结构合理化反映各产业之间的协调程度和资源有效利用的程度,产业结构高级化反映产业结构由低到高演进的程度。在国民经济三次产业划分基础上,本文从产业结构合理化和产业结构高级化两个角度测量产业结构升级,两个指标的构建参考干春晖等^[23]的做法,ISR的计算公式如下:

$$ISR = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)$$

其中, $i=1,2,3$,分别表示第一产业、第二产业和第三产业, Y 表示各产业增加值, L 表示各产业从业人员。ISR等于0,表明经济处于均衡状态,否则表示经济偏离了均衡状态。ISR越大,表明经济越偏离均衡状态,产业结构越不合理。

产业结构高级化(ISS)用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量。该比值越大,表明产业结构越高级化。

本文核心解释变量为消费结构升级指数(CU)和互联网商业流通效率(TE)。本文研究城镇和农村消费结构升级对产业结构升级的影响,分别测算城乡平均消费结构升级指数(NCU)、城镇消费结构升级指数(UCU)和农村消费结构升级指数(CCU)。由于测算CU时使用的是各类消费的绝对量,数值较大且带有单位,因此在引入模型时,对其进行标准化处理(标准化后乘以样本个数)。CU和TE均为正向指标。

本文控制变量的选取参考了韩永辉等^[24]、唐洪涛等^[2]的做法。模型的控制变量主要有:(1)创新水平。创新水平一定程度反映各观测单位产业的生产效率,是引领产业结构升级的内在动力,本文使用本年度地区的发明专利申请量(NIPA)来衡量;(2)市场化水平(MI)。本文使用王小鲁等测算的各省市自治区市场化指数来衡量;^③(3)人力资本水平(HCL)。不同产业对人力资本有不同的需求,人力资本在一定

程度上影响着产业结构,本文使用地区人口规模(百万人)与平均受教育年限(年)来衡量;(4)政府财政支出水平(FE)。不同年份财政支出水平的变化反映不同年份政府对实体经济干预程度的变化;(5)金融发展水平(BFDL)。金融发展是市场经济发展的基础,金融发展水平反映了金融服务实体经济的程度,本文使用各地区的年末存贷款余额与地区GDP之比表示;(6)对外开放程度(ALFCU)。对外开放程度越大,外商投资本地区的产业越多,对本地区产业的技术溢出越多,越能促进本地区产业结构升级,本文使用地区实际利用外资水平与地区GDP的比值来衡量。

2. 数据来源

本文研究中国大陆31个省市自治区的消费结构升级和互联网商业流通效率对产业结构升级的影响,以我国22个省、5个自治区和4个直辖市为观测样本。测算CU、TE所使用的数据以及模型中的变量数据均来源于历年中国统计年鉴、中国社会统计年鉴、各省市自治区统计年鉴。个别缺失数据使用移动平均法进行弥补。由于互联网零售数据统计的开始时间为2015年,因此,本文样本的时间长度为2015年至2020年。

表3显示了各指标的描述性统计结果。各地区的产业结构合理化(ISR)、产业结构高级化(ISS)和互联网商业流通效率(TE)的标准差较大,表明不同地区的产业升级和互联网商业流通效率之间存在较大的差异。从城乡之间的消费结构升级指数的标准差可以发现,各地区农村消费结构升级之间的差异大于城镇,表明各地区城镇居民的消费结构更稳定。无论从最大值还是最小值来看,城镇消费结构升级指数均高于农村,表明城镇消费结构升级的程度高于农村。由于标准化的原因,本文城乡居民消费结构升级指数的均值都为1。

表3 各指标描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
ISR	186	0.178	0.142	0.008	1.041
ISS	186	1.482	0.751	0.801	5.297
TE	186	0.530	0.262	0.097	1.000
NIPA	186	39402.581	48848.627	128.000	216469.000
MI	186	6.991	2.398	-1.420	12.050
HCL	186	431.661	285.803	17.213	1487.807
FE	186	5841.268	3079.496	1138.490	17430.790
BFDL	186	3.828	3.614	2.094	50.220
ALFCU	186	0.017	0.013	0.000	0.084
NCU	186	1.000	0.362	0.449	2.324
UCU	186	1.000	0.275	0.551	2.095
CCU	186	1.000	0.298	0.323	1.926

3. 模型构建

产业结构升级受多种因素的共同影响,不仅包括前面提到的可观测因素,还包括外部经济冲击、文化习惯、地理气候等存在于个体和时间上的不可观测因素。而且,产业结构升级不仅是单因素作用的结果,也是多种因素交互作用的结果。消费结构升级和互联网商业流通效率均可能是影响产业结构升级的因素,而消费结构升级也受互联网商业流通效率的影响,因此,消费结构升级对产业结构升级的影响可能受互联网商业流通效率的调节。鉴于此,本文构建同时包含核心解释变量、核心解释变量的交互项、控制变量、个体效应、时间效应的短面板数据模型。为尽可能消除异方差的干扰,模型中的绝对量指标均做自然对数处理,具体模型如下:

$$ISU_{it,m} = \beta_0 + CU_{it,k}\beta_1 + TE_{it}\beta_2 + CU_{it,k} \cdot TE_{it}\beta_3 + \text{Controls}'_{it}\beta + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,31$,表示不同的省市自治区; $t=2015,2016,\dots,2020$,表示不同的年份;产业结构升级 $ISU_{it,m}$ 包含两层含义, $m=1$ 时代表产业结构合理化(ISR), $m=2$ 时代表产业结构高级化(ISS); $CU_{it,k}$ 包含三层含义, $k=1$ 时表示全国和区域整体的消费结构升级指数(NCU), $k=2$ 时表示城镇消费结构升级指数(UCU), $k=3$ 时表示农村消费结构升级指数(CCU);TE和 $CU \cdot TE$ 分别表示互联网商业流通效率、互联网商业流通效率和消费结构升级的交互项; $Control_{it}$ 表示 6×1 维的控制变量向量; α_i 和 μ_t 分别表示个体(省份)

效应和时间(年份)效应; ε_{it} 表示模型的扰动项,服从独立正态分布。 β_0 为截距项, β_1 、 β_2 和 β_3 分别反映消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构升级的影响以及互联网商业流通效率对产业结构升级影响的调节作用。产业结构合理化是反向指标, β_1 、 β_2 和 $\beta_3 < 0$ 表示促进产业结构合理化;产业结构高级化是正向指标, β_1 、 β_2 和 $\beta_3 > 0$ 表示促进产业结构高级化; β 表示 6×1 维控制变量系数向量。此外,模型(1)具体是固定效应模型还是随机模型设定,需要豪斯曼(Hausman)检验来确定。经检验,模型(1)的设定为固定效应面板数据模型。

(二)实证结果分析

1. 全国及各区域整体实证结果

表4反映了全国和不同区域中消费结构升级、互联网商业流通效率和产业结构合理化的关系,包括含有和不含有NCU和TE交互项的两种情况。可以看出,不管是从全国整体还是分区域看,消费结构升级至少能够在10%显著性水平促进产业结构合理化,并且东部地区的这种作用比中部和西部地区更大。这一结果符合配第一克拉克定理。消费结构升级是收入水平提高的结果,收入水平的提高促进了劳动力往更高产业部门的转移,劳动力的有效转移是促进产业协调发展的基础,并且东部地区的资源有效利用率更高。正因为如此,消费结构升级才能促进产业结构合理化。

从系数大小看,互联网商业流通效率在全国和

表4 全国及各区域CU、TE对产业结构合理化(ISR)影响估计结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区		全国整体	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
NCU	-0.242*** (0.090)	-0.063* (0.036)	-0.108*** (0.004)	-0.083* (0.044)	-0.240* (0.124)	-0.040*** (0.021)	-0.112** (0.052)	-0.049** (0.021)
TE	-0.063* (0.036)	-0.002 (0.009)	-0.040 (0.029)	-0.077 (0.107)	-0.047* (0.026)	-0.039** (0.018)	-0.057 (0.039)	-0.049 (0.052)
NCU·TE		-0.312* (0.186)		-0.051 (0.329)		-0.087** (0.043)		-0.142* (0.075)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.568	0.595	0.253	0.286	0.49	0.527	0.448	0.461
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	10.333***	9.364***	17.606***	17.818***	21.915***	20.526***	18.384***	18.673***
Hausman 检验卡方统计量	15.408***	19.109**	157.380***	84.355***	173.670***	24.994***	64.469***	41.646***

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

不同区域对ISR的影响均为负,表明互联网商业流通效率在一定程度上促进了产业结构合理化。并且,互联网商业流通效率对消费结构升级提升产业结构合理化具有正向的调节作用。^④然而,以上两个作用在中部地区是不显著的,这主要因为,在2016-2020年间,中部地区的第二产业单位劳动产出与第三产业单位劳动产出比平均增长了-0.112%,远低于东部地区的1.556%和西部地区的1.879%。^⑤两个产业的单位劳动产出比反映了两个产业生产效率的相对

差异。随着互联网商业流通效率的提高,中部地区承接了东部地区的落后制造业,在一定程度上制约了中部地区产业结构的合理化。以上结论从产业结构合理化角度验证了H1至H3。

表5反映了全国和不同区域中消费结构升级、互联网商业流通效率和产业结构高级化的关系,包括含有和不含有NCU、TE交互项的两种情况。可以发现,从全国整体来看消费结构升级和互联网商业流通效率均显著促进了产业结构高级化,并且互联网

表5 全国及各区域整体CU、TE对产业结构高级化(ISS)影响估计结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区		全国整体	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
NCU	0.157* (0.086)	0.028** (0.013)	0.068* (0.039)	0.044* (0.023)	0.236*** (0.089)	0.091*** (0.033)	0.056* (0.033)	0.066* (0.034)
TE	0.366*** (0.149)	0.318** (0.151)	0.039 (0.172)	-0.051 (0.036)	0.039 (0.026)	-0.016 (0.010)	0.309*** (0.116)	0.283*** (0.114)
NCU·TE		0.248*** (0.076)		0.332 (0.318)		0.049 (0.037)		0.186* (0.104)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.34	0.349	0.384	0.489	0.599	0.754	0.369	0.401
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	254.540***	230.960***	16.671***	18.253***	11.680***	11.347***	234.240***	207.550***
Hausman 检验卡方统计量	45.677***	23.670***	18.443**	30.431***	25.725***	18.690*	31.430***	44.751***

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

商业流通效率对消费结构升级提升产业结构高级化具有正向调节作用。分地区来看,东部地区消费结构升级、互联网商业流通效率与调节作用均是正向显著的,并且高于全国平均水平;中部地区和西部地区中,无交互项回归结果中NCU和TE的系数均是正向的,表明消费结构升级和互联网商业流通效率促进了产业结构高级化。有交互项回归结果中NCU·TE的系数均为正,表明TE对NCU促进产业结构高级化具有正向调节作用。以上从产业结构高级化角度验证了H1至H3。然而,在中部地区和西部地区中,TE和交互项的系数在统计上并不显著,这可能是由于发展和享受型商品与服务的需求是产业结构高级化的推动力,互联网商业流通效率的提升对两个地区发展和享受型消费需求弹性增大的促进作用并不大,制约了TE及调节作用对产业结构高级化的效果。在后面的机制检验中验证了这种情况。

2. CU、TE对ISR影响在城乡中的回归结果

表6和表7反映了全国和各区域城乡的消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构合理化影响的回归结果,包括包含和不包含消费结构升级与互联网商业流通效率交互项的两种结果。表6显示,从全国城镇的视角看,UCU、TE以及二者交互项的系数均显著为负,并且整体看,这些系数的绝对值大于表4中全国整体回归结果,表明城镇消费结构升级对

产业结构合理化的影响高于全国平均水平,互联网商业流通效率对其调节作用也更明显;从不同区域城镇的视角看,三个区域无交互项回归结果中,UCU、TE系数均为负。有交互项的回归结果中,UCU·TE的系数均是负向的,表明TE对消费结构升级促进产业结构合理化具有正向的调节作用,并且调节作用在东部城镇和西部城镇中是统计显著的,在中部城镇不显著,其中的原因和表4相同。表7显示,从全国农村来看,CCU、TE以及二者交互项的系数均显著为负,并且其绝对值小于表4中全国整体回归结果,表明农村消费结构升级对产业结构合理化的影响小于全国城乡平均水平,互联网商业流通效率对其调节作用更弱;从不同区域的农村来看,三个区域的无交互项回归结果中CCU和TE的系数整体上看为负。有交互项回归结果中,东部和中部农村的TE对消费结构升级促进产业结构合理化具有正向调节作用,但只在东部农村中是显著的,而西部农村地区的调节作用为负且不显著,这是由于西部农村的收入水平较低,西部农村居民更多的是对生存型商品的需求,抑制了互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构合理化的正向调节作用的发挥。

比较表6和表7可以看出,全国城镇和农村层面上,在消费结构升级、消费结构升级与互联网商业流

表6 全国及各区域城镇CU、TE对产业结构合理化(ISR)影响估计结果

变量	东部城镇		中部城镇		西部城镇		全国城镇	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
UCU	-0.155*** (0.028)	-0.121* (0.064)	-0.171 (0.115)	-0.032*** (0.007)	-0.232 (0.141)	-0.078** (0.035)	-0.187* (0.107)	-0.093** (0.046)
TE	-0.067*** (0.026)	-0.002** (0.001)	-0.044 (0.029)	0.063 (0.043)	-0.077* (0.039)	-0.070** (0.027)	-0.052* (0.029)	-0.047** (0.023)
UCU·TE		-0.367* (0.215)		-0.064 (0.047)		-0.159* (0.092)		-0.152* (0.079)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.563	0.592	0.274	0.286	0.502	0.505	0.457	0.461
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	9.164***	8.843***	10.841***	10.980***	22.418***	19.970***	18.732***	18.309***
Hausman 检验卡方统计量	14.338*	19.212**	30.812***	18.818***	19.492**	52.802***	24.838**	44.685***

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

表7 全国及各区域农村CU、TE对产业结构合理化(ISR)影响估计结果

变量	东部农村		中部农村		西部农村		全国农村	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
CCU	-0.168* (0.096)	-0.041* (0.024)	-0.028** (-0.012)	-0.015* (0.009)	-0.105** (0.052)	-0.038* (0.021)	-0.030* (0.017)	-0.047** (0.022)
TE	-0.069*** (0.012)	-0.033*** (0.013)	-0.032 (0.027)	-0.174 (0.133)	0.054 (0.032)	-0.131* (0.076)	-0.071* (0.038)	-0.017* (0.009)
CCU·TE		-0.163* (0.089)		-0.047 (0.257)		0.213 (0.178)		-0.140* (0.081)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.663	0.664	0.309	0.318	0.477	0.493	0.483	0.503
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	14.300***	11.780***	20.107***	17.195***	21.100***	19.573***	19.874***	20.628***
Hausman 检验卡方统计量	13.789***	45.925***	72.272***	71.216***	82.464***	50.252***	106.110**	15.060***

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

通效率的交互项系数方面,城镇系数的绝对值大于农村,城镇地区的回归结果较农村地区更显著。这表明在消费结构升级促进产业结构合理化的影响中,城镇的消费结构升级占主导地位,并且互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构合理化的正向调节作用在城镇的表现更明显。这从产业结构合理化的角度验证了H4。

3.CU、TE对ISS影响在城乡中的回归结果

表8和表9显示了各类消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构高级化影响的回归结果,包

括包含和不包含消费结构升级与互联网商业流通效率交互项的两种结果。表8显示,从全国城镇的视角来看,UCU、TE以及二者交互项的系数均显著为正,并且这些系数在数值上整体上大于表5中全国整体回归的结果,表明城镇消费结构升级对产业结构高级化的影响高于全国城乡平均水平,互联网商业流通效率对其调节作用也更大;从不同区域城镇的视角来看,三个区域城镇无交互项回归结果中,UCU、TE的系数均为正,有交互项回归结果中,UCU·TE的系数均为正,表明TE对消费结构升级促进产业结构

表8 全国及各区域城镇CU、TE对产业结构高级化(ISS)影响估计结果

变量	东部城镇		中部城镇		西部城镇		全国城镇	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
UCU	0.123** (0.065)	0.119* (0.064)	0.052** (0.022)	0.042*** (0.017)	0.296** (0.143)	0.049* (0.029)	0.108* (0.061)	0.080** (0.040)
TE	0.432*** (0.144)	0.397** (0.194)	0.032* (0.017)	-0.083 (0.059)	0.058 (0.045)	0.018 (0.015)	0.320*** (0.054)	0.260* (0.137)
UCU·TE		0.294* (0.172)		0.475 (0.434)		0.081 (0.051)		0.264** (0.131)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.37	0.378	0.396	0.404	0.602	0.697	0.408	0.423
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	253.290***	235.500***	17.800***	16.961***	8.422***	8.337***	228.150***	208.260***
Hausman 检验卡方统计量	12.590*	21.771**	22.923***	17.094*	22.567***	23.939***	37.472***	62.761***

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

表9 全国及各区域农村CU、TE对产业结构高级化(ISS)影响估计结果

变量	东部农村		中部农村		西部农村		全国农村	
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
CCU	0.146* (0.083)	0.051* (0.029)	0.047* (0.028)	0.014** (0.007)	0.069*** (0.027)	0.028** (0.013)	0.052** (0.023)	0.049* (0.029)
TE	0.340** (0.165)	0.273* (0.141)	0.034** (0.015)	-0.069 (0.066)	0.056 (0.077)	-0.017 (0.015)	0.216** (0.104)	0.129*** (0.053)
CCU·TE		0.195*** (0.022)		0.147 (0.097)		0.051 (0.041)		0.178* (0.104)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.357	0.358	0.309	0.541	0.589	0.695	0.422	0.433
样本数量	66	66	48	48	72	72	186	186
F值	280.690***	226.050***	14.213***	14.791***	9.207***	8.758***	315.920***	281.750***
Hausman 检验卡方统计量	34.784***	18.451**	16.101***	30.991***	26.352***	33.726***	19.493**	18.097*

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

高级化具有正向调节作用,并且调节作用只有在东部地区是显著的,中部和西部城镇的交互项系数均不显著,这主要因为中、西部地区的收入水平较低,劳动力往更高产业级别的流动较弱。表9显示,从全国农村来看,CCU、TE以及二者交互项的系数均显著为正,并且这些系数的数值小于表5中全国整体回归的结果,表明农村消费结构升级对产业结构高级化的影响小于全国城乡平均水平,互联网商业流通效率对其调节作用更弱;从不同区域的农村来看,三个区域的无交互项回归结果中,CCU、TE的系数均为正。有交互项回归结果中,CCU·TE系数均为正,表明TE对消费结构升级促进产业结构高级化具有正向调节作用,但调节作用只在东部农村中是显著的。

比较表8和表9可以发现,整体上城镇消费结构升级、消费结构升级与互联网商业流通效率的交互项的系数明显大于农村,城镇地区的回归结果较农村地区更显著,表明在消费结构升级促进产业结构高级化的影响中,城镇的消费结构升级占有主导地位,并且互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构高级化的调节作用在城镇中表现得更为明显。以上结论在区域和城乡层面从产业结构高级化的角度验证了H4。

(三)机制检验

配第一克拉克定理指出,产业结构升级是各产

业就业人口追求更高收入水平引致的。恩格尔定理表明,收入水平的提高使居民对高质量商品和服务的需求增加。杨天宇和陈明玉^[25]指出,恩格尔效应是消费升级带动产业结构升级的途径之一,居民收入水平上升后,对需求收入弹性低的产品需求量减少,对需求收入弹性高的产品需求量增加,最终,高需求收入弹性的产品在居民需求中占主导地位,从而引导产业结构升级。基于此,消费结构升级推动产业结构升级中,需求收入弹性扮演着重要的中介作用。因此,要解释本文实证结果中显示的不同区域和城乡消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构升级的差异性影响,有必要从生存型需求、发展和享受型需求收入弹性的差异来寻找答案。

表10反映了我国不同区域中不同类型的需求收入弹性在2015-2020年的变化。从发展和享受型需求收入弹性看,除2019年外,东部地区的发展和享受型需求收入弹性大于1,表明东部地区居民对发展和享受型商品与服务的需求量增加的幅度大于收入增加的幅度。中部地区的发展和享受型需求收入弹性在1的上下波动,而西部地区的发展和享受型需求收入弹性大多数年份均在很低的水平,甚至有些年份为负值。从生存型需求收入弹性看,东部地区的生存型需求收入弹性下降明显,并且大部分年份低于中部地区和西部地区。

表 10 不同类型的需求收入弹性

年份	生存型需求收入弹性			发展和享受型需求收入弹性		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
2015	0.815	0.864	0.648	1.255	1.060	-0.940
2016	0.784	0.864	0.799	1.070	0.880	-0.312
2017	0.904	0.734	0.773	1.787	1.366	0.233
2018	0.686	0.851	0.949	1.125	1.015	1.425
2019	0.711	0.820	0.729	0.943	0.862	-0.427
2020	0.707	0.720	0.582	1.116	1.093	-1.239

基于以上分析,本文以发展和享受型需求收入弹性(CIE)作为中介效应变量,通过以下两个步骤检验发展和享受型需求收入弹性的中介效应。第一,构造模型研究其与消费结构升级、互联网商业流通效率的关系[模型(2)];第二,建立模型研究产业结构升级与发展和享受型需求收入弹性、消费结构升级和互联网商业流通效率的关系[模型(3)]。

$$CIE_{it} = \gamma_0 + CU_{it,k} \gamma_1 + TE_{it} \gamma_2 + CU_{it,k} \cdot TE_{it} \gamma_3 + \text{Controls}'_{it} \gamma + \varphi_i + \kappa_t + \xi_{it} \quad (2)$$

$$ISU_{it,m} = \tau_0 + CIE_{it} \tau_1 + CU_{it,k} \tau_2 + TE_{it} \tau_3 + CU_{it,k} \cdot TE_{it} \tau_4 + \text{Controls}'_{it} \tau + \rho_i + \omega_t + \zeta_{it} \quad (3)$$

其中,模型(2)和模型(3)中的后三个变量分别为个体效应、时间效应和扰动项。除CIE外的其他变量和待估参数的定义和模型(1)相同。表11反映了

模型(2)和模型(3)对全国及各区域整体的CIE在CU、TE对ISR影响的中介效应机制检验结果。^⑥表11中前4列的结果表明,消费结构升级(NCU)对发展和享受型需求收入弹性(CIE)与互联网商业流通效率(TE)对其调节作用均为显著的正向;后4列结果表明,发展和享受型需求收入弹性显著促进了产业结构合理化,并且消费结构升级、互联网商业流通效率及二者交互项的系数均较表4小,说明发展和享受型需求收入弹性是消费结构升级与互联网商业流通效率对产业结构升级的中介变量,需求端的变化是产业结构升级的重要参考。

(四)稳健性检验

钱纳里(Chenery)^[26]认为,在资源配置的作用下,产业结构升级能促进消费结构升级。龙少波等^[27]检验

表 11 消费结构升级、互联网商业流通效率与产业结构合理化的中介机制检验结果

变量	发展和享受型需求收入弹性(CIE)				产业结构合理化(ISR)			
	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部	全国
CIE					-0.012* (0.007)	-0.016* (0.009)	-0.002** (0.001)	-0.003** (0.001)
NCU	2.069* (1.116)	0.628* (0.339)	7.152* (3.259)	3.218* (1.805)	-0.054* (0.031)	0.067* (0.034)	-0.039** (0.019)	-0.048* (0.026)
TE	-2.281* (1.067)	-1.818 (1.601)	-2.059* (1.113)	-0.884* (0.444)	-0.002** (0.001)	0.041 (0.101)	-0.024 (0.183)	-0.042 (0.062)
NCU·TE	2.268*** (0.925)	1.286 (0.788)	4.519* (2.681)	1.173** (0.535)	-0.291* (0.152)	-0.027 (0.021)	-0.036 (0.027)	-0.138* (0.075)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	否	否	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.169	0.206	0.279	0.152	0.598	0.152	0.533	0.465
样本数量	66	48	72	186	66	48	72	186
F值	1.783	1.453	2.478***	3.737***	9.139***	19.413***	18.085***	17.463***
Hausman 检验卡方统计量	10.439	5.563	42.484***	32.347***	19.048***	41.596***	25.638***	全国

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差;未带星号的F值表示在0.1的显著性水平下不能拒绝双向效应不存在的原假设,未带星号的Hausman 检验卡方统计量表示不能拒绝随机效应模型的设定,其对应的模型均使用随机效应时间效应模型。

证了技术变迁下产业结构升级和消费结构升级是互动的,产业结构升级有条件地促进消费结构升级。这表明模型(1)可能存在内生性。为进一步检验模型(1)回归结果的稳健性,将消费结构升级的当期指数换成其滞后一期引入到模型(1)中。表12是全国和各区域整体的稳健性估计结果,与表4和表5的结果相比,消费结构升级、互联网商业流通效率以及二者交互项的回归结果在数值大小上存在差别,但符号和稳健性基本一致。这表明消费结构升级对产业结构升级的影响以及互联网商业流通效率对这种影响的调节作用是稳健的。这一结果也可以证明当前阶段中国消费结构升级对产业结构升级具有引领作用^[24]。

五、结论与启示

(一)结论

本文以2015-2020年中国大陆31个省市自治区面板数据为研究对象,通过构造消费结构升级指数、测算互联网商业流通效率,从全国、不同区域和城乡层面研究消费结构升级对产业结构合理化与产业结构高级化的影响,并探讨互联网商业流通效率对上述影响的调节作用,通过机制检验验证了发展和享受型需求收入弹性的中介效应。首先,消费结构升级促进了产业结构合理化和产业结构高级化,互联网商业流通效率一方面能在一定程度上促进产业结构升级,另

一方面也能在消费结构升级促进产业结构升级中起调节作用;其次,就地区比较而言,东部地区的消费结构升级对产业结构升级的影响以及互联网商业流通效率对该影响的调节作用高于中部和西部地区;再次,就城乡比较而言,城镇消费结构升级对产业结构升级的影响以及互联网商业流通效率对该影响的调节作用高于农村;最后,发展和享受型需求收入弹性在消费结构升级促进产业结构升级以及互联网商业流通效率对其调节过程中起中介作用。

(二)启示

一是注重需求侧对供给侧结构性改革的引领作用,以需求结构升级为抓手,从政府和市场两个方面发挥消费结构升级对产业结构升级的促进作用。在社会再生产总过程中,作为物资资料生产的最终环节,消费通过引导生产的发展反作用于生产,这与本文的结论相呼应。因此,通过合理的政策引导消费结构升级,并且发挥好市场机制的积极作用,是促进产业结构升级的关键。

二是注重流通业与“新基建”的有机结合,最大限度地使数字经济赋能流通业,充分发挥互联网商业流通效率对消费结构升级促进产业结构升级的调节作用。以互联网为工具,做好需求分析与需求发现,打造线上、线下消费互为补充的消费渠道与消费模式,为消费升级提速,以此助力产业结构升级。

表12 稳健性检验估计结果

变量	产业结构合理化(ISR)				产业结构高级化(ISS)			
	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部	全国
NCU(-1)	-0.075 (0.054)	-0.038*** (0.104)	-0.170 (0.101)	-0.034* (0.019)	0.038*** (0.014)	0.074** (0.033)	0.079** (0.038)	0.040*** (0.000)
TE	-0.022* (0.013)	-0.005 (0.102)	-0.016 (0.069)	-0.018* (0.010)	0.120* (0.071)	-0.083 (0.067)	0.026 (0.039)	0.172* (0.101)
NCU(-1)·TE	-0.478* (0.281)	-0.096 (0.354)	-0.090 (0.393)	-0.249* (0.127)	0.195* (0.114)	0.124 (0.181)	-0.221 (0.154)	0.188* (0.108)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.543	0.367	0.591	0.419	0.456	0.688	0.726	0.360
样本数量	55	40	60	155	55	40	60	155
F值	6.552***	15.784***	23.294***	15.221***	258.220***	16.744***	8.748***	202.970***
Hausman 检验卡方统计量	22.908***	29.028***	41.187***	27.136***	15.416*	45.869***	17.865*	21.434**

注:F值为Two-ways effects 检验的F检验统计量,*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01水平下显著,括号内的数值为回归系数的标准差。

三是注重不同区域、城市与农村消费结构升级的协调发展,建立合理的区域商贸体系和城乡商贸体系,从供给端和需求端两个方面助力产业结构升级。区域与城乡协调发展是共同富裕的必然要求,在产业结构升级中,进一步发挥中、西部地区和农村地区消费结构升级的潜力,不仅能进一步促进产业结构升级,也能在此过程中增加居民收入,最终实现共同富裕。

注释:

①根据《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》中的数据整理而得。

②根据中华人民共和国中央人民政府官网中消费数据快报整理而得。

③市场化指数来源于王小鲁、樊纲团队测算的中国分省(区、市)市场化指数,其最新数据更新到2019年,本文在研究中使用移动平均法补充2020年的数据。

④由于产业结构合理化是负向指标,因此,尽管文中相应的回归结果中消费结构升级和互联网商业流通效率交互项的系数为负,依然称之为互联网商业流通效率对消费结构升级提升产业结构升级具有正向的调节作用。而产业结构高级化为正向指标,其调节作用的方向和交互项系数的正负一致。

⑤该组数据由2015-2020年全国各省市自治区各产业产出增加值和就业人数数据计算而得。

⑥篇幅所限,这里只展示了全国和区域整体的消费结构升级、互联网商业流通效率对产业结构合理化影响的中介效应检验结果。

参考文献:

- [1]黄隽,李冀恺.中国消费升级的特征、度量与发展[J].中国流通经济,2018(4):94-101.
- [2]唐红涛,陈欣如,张俊英.数字经济、流通效率与产业结构升级[J].商业经济与管理,2021(11):5-20.
- [3]傅家荣.消费需求结构是产业结构演进的根本动因——对消费需求结构与产业结构关系问题的思考[J].消费经济,1997(2):22-26.
- [4]尹世杰.我国消费结构发展趋势与政策引导[J].经济学家,1998(5):37-42,127.
- [5]石奇,尹敬东,吕磷.消费升级对中国产业结构的影响[J].产业经济研究,2009(6):7-12.
- [6]CLARK C. The conditions of economic progress[M]. London: Macmillan & Co. Ltd, 1940: 395.

[7]余红心,赵袁军,李思远.居民消费结构升级对产业结构升级的影响研究——基于供需失衡的调节效应[J].江汉学术,2020(2):29-37.

[8]汪旭晖,赵博.新发展格局下流通业促进形成强大国内市场的内在机制与政策思路[J].经济学家,2021(10):81-89.

[9]王一鸣.百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J].管理世界,2020(12):1-13.

[10]宋则,常东亮,丁宁.流通业影响力与制造业结构调整[J].中国工业经济,2010(8):5-14.

[11]何玉梅,赵欣灏.新型数字基础设施能够推动产业结构升级吗——来自中国272个地级市的经验证据[J].科技进步与对策,2021(17):79-86.

[12]尹志超,仇化.金融知识对互联网金融参与重要吗[J].财贸经济,2019(6):70-84.

[13]高振娟,赵景峰,张静,等.数字经济赋能消费升级的机制与路径选择[J].西南金融,2021(10):44-54.

[14]王玉香,徐洪波.数字经济赋能下流通业效率对居民消费升级的影响——基于消费扩容提质的视角[J].商业经济研究,2021(16):40-44.

[15]刘湖,张家平.互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异[J].财经科学,2016(4):80-88.

[16]孙治一,董珺,李德阳.农村居民消费升级:互联网素养重要吗?[J].经济问题,2022(2):103-111.

[17]王启云,田伟.我国农村居民消费升级缓慢的突出表现与对策研究[J].中国流通经济,2011(3):104-109.

[18]祝仲坤.互联网技能会带来农村居民的消费升级吗?——基于CSS2015数据的实证分析[J].统计研究,2020(9):68-81.

[19]石明明,江舟,周小焱.消费升级还是消费降级[J].中国工业经济,2019(7):42-60.

[20]纪园园,宁磊.收入差距对消费升级的区域差异性研究[J].社会科学,2020(10):53-66.

[21]TAYLOR L D, HOUTHAKKER H S. Consumer demand in the United States: prices, income, and consumption behavior[M]. New York: Springer Science & Business Media, 2010: 227-351.

[22]CHARNES A, COOPER W W, RHODES E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European journal of operational research, 1978(6): 429-444.

[23]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.

[24]韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J].经济研究,2017(8):33-48.

[25]杨天宇,陈明玉.消费升级对产业迈向中高端的带动作用:理论逻辑和经验证据[J].经济学家,2018(11):48-54.

[26]CHENERY H B, SYRQUIN M. Patterns of development,

1950-1970[M]. London: Oxford University Press, 1975: 3-8.

[27]龙少波,丁露,余康.中国式技术变迁下的产业与消费“双升级”互动机制研究[J].宏观经济研究,2020(10):71-84,136.

Heterogeneous Impact of Consumption Structure Upgrading on Industrial Structure Upgrading: On the Regulatory Effect of Internet Commercial Circulation Efficiency

Feng Shuhui Zhu Pingfang

Abstract: Industrial structure upgrading is one of the ultimate goals of the supply-side structural reform. The consumption structure upgrading is the key factor to expand demand in the international and domestic dual circulation strategy. The commercial circulation enabled by the Internet improves the matching efficiency of supply and demand of goods. In this context, it is of practical significance to study the impact of consumption structure upgrading, Internet commercial circulation efficiency and industrial structure upgrading. Based on the panel data of 31 provinces and autonomous regions in Chinese mainland from 2015 to 2020, the authors construct the index of urban and rural average consumption level and the upgrading index of consumption structure in urban and rural areas by using the entropy weight method, and calculates the efficiency of Internet business circulation by using the DEA method. By means of two-way fixed effects panel data model, the influence of upgrading of consumption structure on the rationalization of industrial structure and the optimization of industrial structure is explored from the national, regional and urban rural levels. The regulatory effect of Internet commercial circulation efficiency on the above impact is also analyzed. It is found that: the upgrading of consumption structure promotes the upgrading of industrial structure, in which the efficiency of Internet commercial circulation plays a positive regulatory role; from the aspect of different regions, the degree of the above influence and regulation in the eastern region is higher than that of the national average level is more significant, and the degree of the above influence and regulation in the central and western regions is lower than that of the national average level is less significant; and from the perspective of urban and rural areas, the size and significance of the above effects and regulatory effects in cities and towns are higher than those in rural areas. The mechanism test shows that the income elasticity of development and enjoyment demand plays an intermediary role in the above effects. Based on this, China should, first, pay attention to the leading role of the demand side in the supply-side structural reform, focus on the upgrading of the demand structure, and give full play to the role of the upgrading of the consumption structure in promoting the upgrading of the industrial structure from the two aspects of the government and the market; second, China should promote the organic combination of the circulation industry and the new infrastructure, enable the digital economy to empower the circulation industry, and give play to the regulatory role of the Internet commercial circulation efficiency in the upgrading of consumption structure and the upgrading of industrial structure; and third, China should guide the coordinated development of consumption structure upgrading in different regions, cities and rural areas, establish a reasonable regional trade system and urban-rural trade system, and help upgrade the industrial structure from the supply side and demand side.

Key words: consumption structure upgrading; internet commercial circulation efficiency; rationalization of industrial structure; optimization of industrial structure; heterogeneity