产品市场扭曲对居民消费潜力的影响研究

——基于制造业数字化转型视角

王森, 李金叶

(新疆大学 经济与管理学院, 乌鲁木齐 830046)

摘要: 随着统一大市场的加速构建, 培育一个具有良好竞争环境的“内循环”消费市场是实现中国经济平稳复苏的有效途径。基于2001—2015年中国工业企业数据库, 结合地区投入产出表匹配数据, 以制造业数字化转型视角深入探究由区域市场势力引致的产品市场扭曲对居民消费潜力的影响。研究发现: ①产品市场扭曲对居民消费潜力存在显著的抑制作用, 主要通过加剧价格波动、降低产品质量、缩减供给规模、减少劳动收入四条途径抑制居民消费潜力; ②数字化转型的调节效应显著弱化了产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制作用, 其中, 产业互联网相对于其他维度的数字化转型表现出更强的调节效应; ③考虑产品类别、行业及地区异质性发现, 对于基础型和普通品质产品、资本密集和低竞争度行业、城镇和西部地区, 数字化转型更能显著缓解产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制作用。研究结论为优化市场供给环境, 推进数字化转型, 实现消费潜力有效释放提供了产业层面的证据和决策依据。

关键词: 产品市场扭曲; 居民消费潜力; 数字化转型; 市场势力差异; 制造业

中图分类号: F723 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)10—0127—15

一、引言

2022年3月, 中共中央、国务院发布《关于加快建设全国统一大市场的意见》; 同年12月, 党中央、国务院发布了《扩大内需战略规划纲要(2022—2035)》, 强调了建设良好的国内市场竞争环境, 对于释放区域协调发展的巨大消费需求潜力的重要性。此时正值国内新冠疫情基本结束, 经济百废待兴, 以及国外技术和贸易双重封锁的困难局面。打通制约消费潜力释放的关键堵点、激活国内消费市场活力、增强消费对经济发展的基础性作用, 已然成为经济稳定增长的重要抓手。党的二十大报告提出, 要坚持以推动高质量发展为主题, 把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来, 增强国内大循环内生动力和可靠性, 并且要加快发展数字经济, 促进数字经济和实体经济深度融合。伴随着大数据、人工智能、云计算等数字化技术向制造业渗透, 市场对于生产、消费资源的配置得到了深层次的整合与优化, 供需匹配度进一步提升, 保障了消费需求释放。但市场并非一直有效, 地方保护主义、区域壁垒等政策都会引起区域垄断市场势力的产生, 导致产品市场扭曲。那么产品市场扭曲如何影响居民消费潜力? 当存在市场失灵, 无法发挥市场有效竞争的长效机制时, 产业数字化转型对产品市场中企业竞争行为及资源配置效率的影响是否有助于改善产品市场扭曲, 促进居民消费潜力的释放呢? 深入探究上述议题, 对提振内需, 实现中国经济平稳复苏有着重要的现实意义。

二、文献回顾

产品市场扭曲的产生来源于省际企业间市场势力的差异(尹恒和张子尧, 2021), 主要表现在其扭曲了区域间产品价格信号, 使得产品价格不能反映真实的社会收益和成本。差异化的市场势力会扭曲产品市场上的价格信号从而导致区域间同质企业不同的产品定价能力和成本(李建成和程玲, 2022), 使得本地一些企业能够对产品收取更高的价格, 助长了企业的垄断行为, 降低了市场的资源配置效率(祝树金等, 2021)。现

收稿日期: 2023-01-07

基金项目: 国家自然科学基金“环境规制对中国经济平衡发展的影响: 基于地区、产业、城乡视角的研究”(71964032); 国家社会科学基金“治理现代化下偏向型技术进步促进工业绿色转型升级的机理与路径研究”(20XJL012); 新疆社会科学基金“新疆经济高质量发展路径研究”(19BJL028)

作者简介: 王森, 新疆大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 数字经济; (通讯作者) 李金叶, 博士, 新疆大学经济与管理学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 区域经济。

有文献偏向于研究扭曲程度的测算及其引起的效率损失(邓忠奇等,2022;许凯,2022),但鲜有学者实证研究其对消费福利的影响效应。

关于产品市场扭曲指标的测度研究,已有研究侧重于从产品市场一体化或市场分割的角度测度并进行效应分析,主要使用一价法(桂琦寒等,2006)、贸易流量法(Poncet,2003)与生产专业化指数法(Young and Alwyn,2000)来衡量,其中贸易流量法和生产专业化指数法由于无法形成面板数据,在实证分析中存在研究缺陷。相比之下,一价法不仅可以形成面板数据,而且能够反映供求两端特征,因而备受推崇,成为衡量产品市场一体化或市场分割的主要方法。但是产品市场扭曲不仅体现了商品价格的分割,更是对企业间市场竞争环境的反映。具体而言,区域间差异的企业市场势力将会导致原料市场分割和消费市场分割,从而引起各地制造业企业的生产成本和流通成本的不均衡不规则上升,外来产品流入成本的上升进而导致本地行业内企业数量的减少及企业进入门槛的提高,助长本地的制造业企业在产品市场中的垄断行为,削弱了外地企业的产品定价能力及商品流通数量,这些因素最终反映在产品市场上表现为区域间产品的价格扭曲(De Loecker et al,2020)。一价法虽然可以有效衡量相邻地区商品价格的波动,但忽视了对商品生产成本及企业定价能力的联合考量,而企业的市场势力差异或定价能力差异正是导致商品价格扭曲、加剧产品市场扭曲程度的主要原因(陈斌开,2017)。而且,企业对产品的定价能力在不同行业具有较大差异,目前一价法仅能构建省市层面的指标,难以在行业层面进行分析,对产品市场扭曲的测度包含了行业差异的噪音,影响研究结果的准确性,因此,在指标构建上仍需进一步探讨。

居民消费潜力通常是指尚未被开发的居民消费能力,消费潜力的释放不仅是对总体消费的提升,更是对居民最终消费比重的促进,释放居民消费潜力是扩大内需、保障经济稳定运行的重要手段(袁益等,2022)。现阶段学术界尚未从市场势力差异角度对产品市场扭曲与居民消费潜力两者关系展开系统性探讨,更多的研究侧重于从产品市场一体化或市场分割角度考察对居民总体消费的影响,而且一直颇有争议,主要涉及以下三类观点:第一类认为市场一体化程度提升可以促进居民消费提升,张学良等(2021)研究发现市场一体化有助于企业出口转内销促进国内消费水平提升。杨振兵(2016)研究发现市场一体化有助于企业在消费端减少产能过剩,从而促进居民消费提升,于良春和付强(2008)研究发现地区行政垄断会借助政府的力量引致市场分割抑制地区居民消费水平。第二类研究认为市场一体化对居民消费在省际内外具有差异影响,杨文毅等(2019)和张昊(2020)研究发现市场一体化程度提升可以减弱省级边界带来的屏障效应,从而促进本地居民跨省消费,不过他们同时发现这种效应会降低省内城市间的消费流量。第三类研究则认为市场一体化对居民消费为非线性影响,黄隼琳和秦淑悦(2021)分析发现市场一体化对当地消费总量及消费结构呈现先抑制后促进的正U型特征,强调了产品市场一体化发展的阶段性特征。以上文献的研究视角不尽相同,产品市场扭曲对居民消费潜力的影响效应仍需进一步分析验证。

随着数字技术的不断推广和深入应用,统一大市场得到进一步完善,推动了各地区居民的消费水平不断提升。数字经济发展带来的竞争规则的改进有助于消费市场融合发展,有助于激活新型消费市场活力,而产业通过数字化转型促进了市场竞争,提高资源配置效率,引致产品创新(赵涛等,2022),从供给端更大程度地满足消费者需求,促进居民消费潜力释放。现有研究对这些结论进行了充分验证,但鲜有研究探讨数字化转型对产品市场扭曲影响居民消费潜力的纠偏作用。

鉴于此,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,现有学者更多关注市场一体化、市场分割对居民消费潜力的影响,但从产品市场扭曲的视角探讨相关问题的文献实属不多,特别是由于行业内企业市场势力差异形成的产品市场扭曲,又会对居民消费潜力产生什么样的复杂影响?这一关键问题仍不能解答,因此需要更深入的研究予以补充。第二,在研究方法上,受限于一价法,大多数文献主要从省级面板出发探讨相关问题,而本文结合中国工业企业数据与中国地区投入产出表,使用生产函数测度省际-行业层面相对的企业加成率分布,衡量产品市场扭曲程度,进一步拓展了数据边界;并运用投入产出分析法,分维度构建了省级行业层面的数字化转型指标,优化了指标测度方法。第三,在研究内容上,从信息化、产业互联网及数字化交易三个维度剖析数字化转型产生的要素纠偏效应和市场竞争改进效应,以及其如何缓解产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制作用,并为扩大内需促进经济平稳复苏提供科学性、具体性、针对性的政策建议。

三、理论分析及研究假设

(一)产品市场扭曲对居民消费潜力释放的直接影响

产品市场中企业之间蓬勃的竞争是经济运行良好的核心原则。现有竞争对手和新进入者的压力导致企业制定与成本相匹配的产品价格,这对于消费者是有利的。在缺乏竞争的情况下,外来企业及其产品难以进入现有市场,本地企业获得市场势力并提高产品定价,进而扭曲地区产品价格,将在区域贸易中形成“以邻为壑”的产品价格扭曲,这对资源配置及社会福利都会有不同程度的负向影响(尹恒和张子尧,2021)。根据价格歧视理论,市场分割会使得一些本地企业能够利用市场势力左右产品定价及产量,因而对同种商品不同区域进行差别定价使得区域间商品价格扭曲,而且本地企业市场势力的提升可能会助长地方保护行为,进一步引致产品价格的扭曲及市场范围的缩小,不仅降低了劳动力需求,抑制了资本投资,还会阻碍省际及城乡间商品及要素流通,使得消费者所能购买的商品种类及数量受到限制。这种由区域间企业市场势力不均引起的产品市场扭曲,最终降低了消费者福利,阻碍了居民消费潜力的释放。因此打破区域间企业市场势力差异引致的产品市场扭曲是促进居民消费潜力释放的重要途径。

据此,本文提出假设1:

产品市场扭曲程度的加剧对居民消费潜力释放存在抑制作用(H1)。

(二)产品市场扭曲对居民消费潜力释放的影响路径

Hummels 和 Klenow(2005)、时大红和蒋伏心(2022)及宋明顺等(2019)研究发现居民消费需求主要存在价格、质量、规模和收入四大效应,因而促进居民消费潜力释放的落脚点在于:一是降低价格波动;二是优化产品质量;三是丰富产品供给;四是提升工资收入。本文主要从这四条路径来分析产品市场扭曲对居民消费潜力影响的传导机制,传导路径设计如图1所示。

(-)代表该传导机制会抑制居民消费潜力释放

图1 产品市场扭曲对居民消费潜力的影响路径

首先,在影响产品价格波动方面。根

据需求价格弹性理论,消费者对产品价格具有一定敏感性,产品的价格变化在一定程度上影响了消费需求及消费预期。一方面,当产品市场扭曲程度较高时,此时将伴随着较强的贸易壁垒,消费者大多以本地市场产品进行消费,需求受产品生产地约束,本地市场企业对产品具有较强的定价能力,其产品价格主要跟企业的盈利行为相关,价格波动较大,消费者需求变动将随之增大。而在产品市场扭曲程度低的地区具有较低的贸易壁垒,使得区外流入的产品能以较为低廉的价格在本地市场上销售。根据垄断竞争市场理论,当区外流入的新进企业产品更具有价格优势时,就会对本地产品产生市场竞争,使本地企业根据市场和自身经营情况适当降低价格并稳定自己的定价,从而消费者不仅获得了更多种类的产品又享受了更优惠的价格,提升了消费者福利。另一方面,新进企业为快速获取市场份额,可能会过度使用价格补贴、降价等促销行为进行市场份额竞争,使得本地市场商品价格发生剧烈波动,具体表现在前期采取降价措施抢占市场份额使其产品快速替代本地产品,当后期产品占据市场优势时,再利用市场势力提高价格获取垄断利润,虽然短期内消费者获得了优惠的同类商品的价格,提升了消费福利,但不利于消费潜力的长期释放。

其次,在影响产品质量方面。根据可竞争市场理论,产品市场扭曲会助长政府的干预行为、减弱市场竞争,使得产品质量相对较低且依赖地方保护的低生产率企业存活于市场,从而阻碍了本地区产品质量的提升;同时,产品市场扭曲不利于高质量产品的流通,难以为高质量产品提供了广阔的需求市场,还阻碍了企业高端技术的应用和扩散能力,减少优质产品流入消费市场,进而抑制了产品的质量升级效应。而且分割的市场需求规模难以有效降低技术创新的风险,不利于企业将创新研发成本分摊至更多单位的产品上(Desmet

and Parente, 2010)。因此,产品市场扭曲弱化了企业应用高端技术进行创新、生产出更多高质量产品的激励效应,难以促进企业间“价格竞争”逐渐转为“质量竞争”。此外,根据质量提升内生增长理论,产品质量能够调控需求和价格,消费者效用需求水平取决于产品的数量和质量,性价比决定消费者选择。在功能趋同、价格相同的产品中,质量是影响消费者做出购买决策的重要因素,产品质量的下降会对消费行为产生负向影响。因此,产品市场扭曲阻碍了供给结构内部的质量变革,难以带来新产品和中高端产品供给的增加及产品质量的提升,不利于消费潜力的不断释放。

再次,在影响产品供给方面。劳动分工理论认为,市场规模限制了专业化分工,而产品价格扭曲下缩小的市场规模弱化区域间经济联系和空间互动,难以优化既有的分工格局,从而减少了本地市场的产品种类。难以通过商品流通衔接生产与消费,国内贸易的“本地市场效应”难以显现,潜在市场规模进一步缩小。而市场规模缩小带来消费品生产部门的规模不经济,企业生产效率减弱,从而增加了生产与进入外地市场的成本,从而劣化了区域市场竞争环境,不利于给本地市场提供更多样化的产品,难以满足居民异质性消费需求,进而阻碍了居民消费潜力的释放。

最后,在影响工资收入方面。根据要素边际报酬递减理论,由于企业市场势力的不均衡扭曲了最终产品价格,要素报酬也会受到扭曲影响,阻碍了要素流动,进而抑制了国内要素配置优化,劳动力的边际产出难以提升,进而影响劳动者工资报酬(王宋涛等,2017)。本地企业市场规模和要素投入受消费市场分割的阻碍而难以提升,降低了企业的用工需求,进而劳动者收入水平降低,并且政府的地方保护行为助长了企业市场势力上升,高加成率企业为避免过度价格竞争,会采取压低劳动工资的方式获取超额利润,推动本地劳动力市场降低工资报酬,进而导致整个区域的劳动力收入份额的下降。而且受到市场分割的制约,本地企业往往生产经营处于价值链低端的产品,研发路径依赖将使其深陷低端技术锁定的困境(张杰等,2010),企业一直处于低附加值产品的生产将会进一步限制劳动工资报酬的增长(徐保昌和谢建国,2016)。此外,差异过大的企业市场势力削弱了市场优胜劣汰的选择机制,大量存活的低效率企业同样抑制了劳动工资报酬的提高(王磊和张肇中,2019)。劳动力工资水平的下降,不仅会减少居民可支配收入,也会更大程度上挤压了居民消费需求支出,造成居民对高质量产品包括需求层次与需求规模在内的市场有效需求不足。

综上,本文提出假设2:

产品市场扭曲会通过加剧产品价格波动、降低产品质量、缩减供给规模及减少劳动收入来抑制居民消费潜力的释放(H2)。

(三)数字化转型对产品市场扭曲影响居民消费潜力释放效应的调节作用

数字化转型是增强经济发展新动能、畅通经济大循环的关键环节,数字化转型可以激发新的消费潜能,释放内需潜力,增加居民有效需求,加快培育内需体系。根据信号传递理论,数字化转型的调节作用主要分为信息技术发展、产业互联网发展及数字化交易发展三个维度。

首先,在信息技术方面,数字化转型能够加快生产阶段的数字化和智能化,引导传统企业逐步走向数字化,形成信息产品供给和其他产业对其需求的良性循环(汪斌和余冬筠,2004),进而引致消费侧的数字化和智能化,能够有效调节市场供求矛盾,提高产需匹配度,更好地满足居民消费需求。而且数字化转型也使得科技信息、基础设施、物流仓储等行业日益成熟,能够为满足人民日益增长的美好生活需要提供后备支持。此外,数字化信息技术的应用可以通过影响市场规模、知识溢出和要素组合等培育更多的创业机会,也会从加快信息交互和思想传播等途径丰富创业资源,促进新企业的创立(赵涛等,2020),从而使得企业间的竞争程度增加,并推动企业的价格加成下降,减少垄断行为的发生。信息化发展不仅能扩大就业规模、提高就业质量,而且还能扩大消费市场规模、减少产品市场扭曲,促进消费潜力释放。

其次,在产业互联网发展方面,数字化转型能够通过产业互联网实现交互与协作的数字化,产业互联网能够令用户快速准确地获得所需信息,一定程度上连接了供给端与需求端,降低了消费者的搜寻成本和交易成本,同时能够及时了解和满足消费者的异质性需求,有力地促进了消费市场的发展。此外,产业互联网发展也可以降低由省际市场分割带来的无形消费壁垒对消费的负向影响,这些负向影响会引致实际地理距离

相对增加,商品流通成本增加,从而遏制异地消费(杨文毅等,2019),导致消费行为在空间上呈现离散特征,对地区间消费市场也产生区隔作用,既不利于市场竞争,也不利于消费市场的扩大。随着统一大市场的改革推进与产业互联网基础设施建设的快速发展,行政力量下的省际市场分割逐渐被打破。能够有效缓解抑制产品市场扭曲带来的商品与生产要素自由流动的的制度障碍,促进地区间和城乡间消费需求增长(雷娜和郎丽华,2020)。

最后,在数字化交易方面,数字化转型不仅为消费渠道的改变提供了有利条件,而且借助信息技术改变了传统的交换关系。一方面,数字化交易打破了传统的时空概念。产品供给方和需求方可以跨越时间和空间上的约束,在线上众多的数字化交易平台上完成商品交易,促进了跨地域消费,可以在一定程度上减弱由地方保护行为带来的市场分割程度。另一方面,数字化交易还丰富了交易品类,扩展了市场边界,加快了交易速度,而且商品供应商的增加,也减少了企业的垄断定价行为。随着数字化交易的发展,传统的电子商务交易方式逐步取代传统的网络交易方式,虚拟的交换空间缩短了双方的空间距离,减少了人员流动,降低了资源的消耗,从而建立起一种更为高效、快捷的交易关系(刘军,2020)。这种数字化交易形成的市场交易关系对居民的生活、消费产生了深远的影响,打破了市场分割带来的城乡间和省际间商品流通及生产要素流通的限制,弱化了产品市场扭曲程度,能够有效释放居民消费需求。

基于此,本文提出如下假设:

数字化转型能够弱化产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制作用(H3a);

数字化转型能够负向调节影响路径来缓解产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制作用(H3b)。

根据上述理论分析,本文研究框架如图2所示。

图2 研究框架

四、模型构建与数据描述

(一)模型构建

基于理论机制和研究假设1,本文使用双向固定效应模型设定如式(1)所示的基准模型,考察产品市场扭曲对居民消费潜力的直接影响。

$$CP_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 PMD_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \phi_{ij} + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中: β_1 为产品市场扭曲对居民消费潜力的直接效应;下角标*i*为省份;*j*为行业;*t*为年份; α_{ij} 为常数; CP_{ijt} 为由行业的产品居民消费率表征的居民消费潜力; PMD_{ijt} 为产品市场扭曲程度; X_{ijt} 为系列控制变量; ϕ_{ij} 为个体固定效应; φ_t 为时间固定效应; μ_{ijt} 为随机扰动项。为了尽可能避免相关变量的联立性偏误及遗漏变量,将核心解释变量和控制变量都作滞后一期处理,并加入数字化转型(DT)作为控制变量。鉴于相同省份-行业可能出现截面相关的问题,本文将标准误聚类在省级-行业,即个体层面。

为检验假设2,本文实证探究了产品市场扭曲程度对居民消费潜力的潜在影响路径。在模型选择方面,部分学者认为使用温忠麟等(温忠麟,2004)提出的中介效应模型在经济学中进行机制检验会存在机制识别不清楚及内生性误差等问题,导致验证结果并不可靠(江艇,2022)。因此,本文借鉴Liu和Mao(2019)的机制检验方法,通过构建式(2)考察核心解释变量对中介变量的直接影响进行影响路径检验。

$$M_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 PMD_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \phi_{ij} + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (2)$$

其中: M_{ijt} 为中介变量,分别表示商品价格波动效应、产品质量效应、产品供给规模效应及制造业收入效应。

进一步为检验假设 3,实证探究数字化转型对直接效应和影响路径的调节作用,本文将数字化转型与产品市场扭曲的交互项纳入式(1)和式(2),得到式(3)和式(4)的调节效应模型,形式如下:

$$CP_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 PMD_{ijt} + \beta_2 DT_{ijt} + \beta_3 DT_{ijt} \times PMD_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \phi_{ij} + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (3)$$

$$M_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 PMD_{ijt} + \beta_2 DT_{ijt} + \beta_3 DT_{ijt} \times PMD_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \phi_{ij} + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (4)$$

其中: β_3 为数字化转型的调节效应; DT_{ijt} 为数字化转型或二级维度下的信息化、产业互联网及数字交易指标; $DT_{ijt} \times PMD_{ijt}$ 为数字化转型与产品市场扭曲的交互项。

(二)变量的测度和选取

1. 居民消费潜力(CP)

居民消费潜力是本文的核心被解释变量,为考察各省份居民对各行业产品的消费潜力,本文从本地居民消费该行业的最终使用产品的比例的角度,使用各行业产品居民最终消费占该行业生产的最终使用产品的比重来表征居民消费潜力,即行业的产品居民消费率的提升意味居民消费潜力的释放。相对于直接使用行业居民消费,使用产品居民消费率可以体现供给端的产需匹配程度,行业产品中非意愿存货的减少及出口转内销等情况引起的本地消费的上升都可以由产品居民消费率体现出来,进而反映居民的消费潜力释放程度。同时,本文使用行业居民消费的自然对数作为稳健性检验中居民消费潜力的替代变量(TC)。

2. 产品市场扭曲(PMD)

产品市场扭曲是核心解释变量,为从省际行业市场势力差异角度衡量产品市场扭曲程度,本文借鉴 De Loecker 和 Warzynski(2012)、尹恒和张子尧(2021)的思路,使用省际间制造业各部门企业加成率分布对产品市场扭曲程度进行测度。

首先,使用 De Loecker 和 Warzynski(2012)的方法,先按各省份投入产出表中制造业 15 个分行业分类计算出企业 q 的可变投入产出弹性 θ_{ijqt} ,再用可变投入产出弹性 θ_{ijqt} 除以支出份额 α_{ijqt} ,得到按省行分类的企业 q 的加成率:

$$\mu_{ijqt} = \frac{\theta_{ijqt}}{\alpha_{ijqt}} \quad (5)$$

其次,借鉴祝树金等(2021)的方法,用省级-行业的企业加成率的泰尔指数衡量企业加成率分布。

$$D_{ijt} = \frac{1}{n_{ijt}} \sum_{f=1}^{n_{ijt}} \frac{\mu_{ijqt}}{\bar{\mu}_{ijqt}} \ln \frac{\mu_{ijqt}}{\bar{\mu}_{ijqt}} \quad (6)$$

其中: D_{ijt} 为 t 年 i 省份 j 行业的企业加成率分布; $\bar{\mu}_{ijqt}$ 为 t 年 i 省份 j 行业的企业加成率平均值。

最后,将企业加成率分布按行业-年份进行极大值标准化,得到省际-行业的相对企业加成率分布,并借鉴尹恒和张子尧(2021)的思路,使用相对企业加成率分布来衡量产品市场扭曲程度。

$$PMD_{ijt} = \frac{D_{ijt}}{D_{jt \max}} \quad (7)$$

其中: PMD_{ijt} 为 t 年 i 省份 j 行业的产品市场扭曲程度。

3. 数字化转型(DT)

数字化转型指标为调节变量,借鉴张晴和于津平(2020)所构建的完全依赖系数方法,依照最新的《数字经济及其产业分类(2021)》,根据前文理论分析中对数字化转型的信息化、产业互联网及数字交易三个特征的阐释,对照《国民经济行业分类标准(2002)》选取数字经济行业,从三个维度构建省级-行业层面各行业对数字经济部门的完全依赖系数,并按行业进行极大值标准化,形成省级-行业层面的二级维度的数字化转型指标,最后将这三个维度构建的指标加总形成数字化转型指标。

其中信息传输、软件和信息技术服务(29)属于信息化维度(XXH),通信设备、计算机及其他电子设备制造业(19)属于产业互联网维度(CH),科学研究事业(36)及综合技术服务业(37)属于数字交易维度(SJ)。

该指标的具体计算公式为

$$Dig_{ijt} = \sum_d \left(\frac{complete_{idjt}}{\sum_k^N complete_{ikjt}} \right) \quad (8)$$

$$DT_{ijt} = \frac{Dig_{ijt}}{Dig_{jt \max}} \quad (9)$$

其中： $complete_{idj}$ 为 t 年 i 省制造业 j 部门对数字经济部门 d 的完全消耗系数； $complete_{ikj}$ 为 t 年 i 省制造业 j 部门对任一部门 k 的完全消耗系数； Dig_{ij} 为 t 年 i 省制造业 j 部门对数字经济部门的完全依赖系数； $Dig_{jt \max}$ 为 t 年所有省制造业 j 部门中对数字经济部门的最大完全依赖系数； DT_{ijt} 为 t 年 i 省制造业 j 部门的数字化转型程度。

相比于张晴和于津平(2021)及谢靖和王少红(2022)构建的全国层面分行业的完全依赖程度指标,本文改进的构建方法不仅避免了因分省份产生的对比误差,而且对数字化转型细分维度,并在数字经济行业选取上根据最新的分类标准,从而指标构建更具有合理性和科学性。

图3显示了2001—2015年全国层面的三个核心变量的年份趋势图。可以发现居民最终消费与产品市场扭曲的趋势存在一定的负相关;数字化程度与产品市场扭曲的趋势基本相反,与居民最终消费存在一定正相关。

图3 核心变量趋势图

4. 控制变量

为更好地缓解遗漏变量偏差,本文在省级-行业控制变量的基础上添加了省级的地区控制变量。首先,省级-行业控制变量包括:行业贸易结构(TS),使用投入产出表中的该省份-行业的净出口额与其增加值的比重来衡量;行业产品结构(PS),本文使用投入产出表中的各省份各行业的最终使用结构系数来衡量行业产品份额;行业资本积累水平(KA),本文在孙早和许薛璐(2018)的基础上,使用行业固定资产净值与行业从业人员数量之比衡量省级-行业层面的资本积累水平。

其次,地区控制变量包括:城镇化水平(CR),用各省份年末城镇人口比重表示;人力资本水平(HP),用各省高中文化程度及以上的人口数取自然对数表示;政府教育支出规模(ES)和政府医疗支出规模(MS),分别用各省份一般预算支出中教育支出和医疗支出实际值取自然对数表示;少年人口抚养比(YR)和老年人口抚养比(OR),由《中国统计年鉴》直接给出。

(三)数据来源

本文测度产品市场扭曲程度所使用的数据来源于2001—2015年中国工业企业数据库;借鉴聂辉华等(2012)的思路清理中国工业企业数据库,首先利用2001—2015年的中国工业企业数据库,参照Brandt等(2009)的做法,将行业标准统一为2002年,用产出价格指数平减名义产出水平来衡量企业的实际产出水平,用员工就业人数衡量企业的劳动力投入数目,用投入品价格指数平减名义中间投入要素衡量实际中间投入要素的数量,采用企业的固定资产净值衡量实际资本存量,以及余淼杰等(2018)的做法,对空缺值进行公式处理:中间品投入=产出值×销售成本/销售收入-工资支付-折旧值,并删去严重缺失数据的2010年数据及异常值数据。

本文居民消费潜力、数字化转型程度和控制变量测算所需数据来源于 2002—2016 年中国地区投入产出表(简称投入产出表);借鉴孙早和许薛璐(2018)的方法^①,使用匀速增长法对 2002—2017 年的五期投入产出表数据^②进行插补填充,并按 2002 年投入产出表的行业划分为标准将 2012 年和 2017 年投入产出表的行业代码为 16 和 17 的行业数据合并,保留行业代码为 6~21 的制造业行业数据,并借鉴张昊(2014)的方法按照《国民经济行业分类标准(2002)》对八大类商品进行省级行业层面的生产端与消费端统计口径的匹配,匹配情况详见表 1。

本文使用的价格指数数据及其他变量数据来源于国家统计局和中国统计年鉴。核心解释变量和控制变量为缓解内生性问题均使用滞后一期数据,形成 2002—2016 年的省级-行业面板数据,包括 30 个省份的 15 个制造行业的数据(因数据缺失,未包含西藏地区及港澳台地区),主要变量的描述性统计见表 2。

表 1 生产端产品分类与消费端分类的匹配

投入产出表行业代码	生产端产品分类	消费端产品分类	产品消费结构 ^④
6	食品制造及烟草加工业	食品烟酒类	基础型
7	纺织业	衣着类	基础型
8	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	衣着类	基础型
9	木材加工及家具制造业	家庭设备用品类 ^⑤	发展享受型
10	造纸印刷及文教体育用品制造业	娱乐教育文化用品类	发展享受型
11	石油加工、炼焦及核燃料加工业 ^⑥	居住类	基础型
12	化学工业 ^⑦	医疗保健和个人用品类	发展享受型
13	非金属矿物制品业 ^⑧	居住类	基础型
15	金属制品业	家庭设备用品类	发展享受型
16	通用、专用设备制造业	家庭设备用品类	发展享受型
17	交通运输设备制造业	交通和通信类	发展享受型
18	电气机械及器材制造业	家庭设备用品类	发展享受型
19	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	交通和通信类	发展享受型
20	仪器仪表及文化办公用机械制造业	娱乐教育文化用品类	发展享受型
21	工艺品及其他制造业	其他用品类	发展享受型

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
CP	5545	0.2563	0.2405	0.0000	0.9989	TS	5545	-3.2048	12.2429	-258.9235	32.2385
TC	5545	12.8882	1.7158	0.0000	17.3836	PS	5545	0.0005	0.0015	0.0000	0.0642
PMD	5545	0.3153	0.2439	0.0000	1.0000	KA	5545	11.4434	0.7688	8.2047	16.2838
PMD_LC	5545	0.2130	0.0940	0.0011	1.0000	HP	5545	8.8095	1.1792	6.1463	12.4118
IV	5545	0.3465	0.2426	0.0000	1.8506	CR	5545	0.5064	0.1526	0.1509	1.1439
DT	5545	0.3448	0.2302	0.0000	1.0000	ES	5545	13.7576	0.6993	11.2557	15.2403
XXH	5545	0.0101	0.0107	0.0026	0.1603	MS	5545	12.6826	0.8022	10.2686	14.4419
CH	5545	0.0406	0.0855	0.0130	0.7036	YR	5545	26.6495	8.7151	9.8800	51.2500
SJ	5545	0.0047	0.0059	0.0029	0.0858	OR	5545	12.6577	2.5885	5.8600	25.0200

五、实证分析

(一) 基准回归

表 3 报告了产品市场扭曲对居民消费潜力释放效应的基准估计结果。从(1)~(3)列逐步加入控制变量,

- ① 孙早和许薛璐(2018)采用该方法对 2002—2012 年投入产出表的空缺年份数据进行插补来构造核心被解释变量消费结构指标。本文在稳健性检验中使用未插补的数据,发现基准回归结果稳健。
- ② 中国地区投入产出表在 2002 年、2007 年、2012 年、2015 年以及 2017 年发布。
- ③ 借鉴张喜艳和刘莹(2020)对消费结构的分析思路,将八大类消费产品分为基础性消费产品与发展享受型消费产品,基础型消费产品包括食品烟酒类、衣着类和居住类,发展享受型消费产品包括娱乐教育文化用品类、交通和通信类、医疗保健和个人用品类、家庭设备用品类和其他用品类。
- ④ 家庭设备用品类包括生产端的家具、家用不锈钢器具、电器、家用工具等相关产品。
- ⑤ 生产端产品中石油加工、炼焦及核燃料加工业供应的消费端产品为居民生活的能源消费,主要包括石油、天然气、煤以及相关的二次能源的消费。
- ⑥ 化学工业中的医疗制造产品、个人用品的生产。
- ⑦ 非金属矿物制品业提供的混凝土、石材等装修相关的建材用品。

结果显示 *PMD* 的影响估计系数为负且在 10% 的水平下通过了显著性检验。这意味着产品市场扭曲与居民消费潜力的负向线性关系刻画了中国产品价格扭曲与居民消费的现实情况。负向影响意味着市场势力差异导致的产品市场扭曲对居民消费潜力产生抑制作用,证实了假设 1。同时发现,数字化转型对居民消费潜力的影响一直显著为正,为后文讨论数字化转型的调节作用埋下伏笔。而老年人抚养比的系数不显著,可能的原因是老年产品的消费市场一直不完善,供需匹配程度较低,人口老龄化的加剧并没有显著促进产品消费率的提升。

(二) 稳健性检验

1. 替换核心变量

为保证实证结果的稳健性,首先使用相对离差法代替泰尔指数法重新测度企业加成率分布并构建产品市场扭曲程度,稳健性回归结果见表 4 的(1)列,其次使用行业消费总量代替产品居民消费率,稳健性回归结果见(2)列,实证结果表明,产品市场扭曲的系数显著为负,与基准回归结果一致。

2. 更换未插补数据

为保证插补数据的实证结果有效性,本文使用 2002—2015 年的 4 期^⑧投入产出表与中国工业企业数据库的匹配数据进行稳健性检验,回归结果见表 4 的(3)列,结果表明,未插补数据仅在回归系数和拟合程度上与插补数据相比有所差异,系数正负向和显著性并无差异,说明插补数据的实证结果是可信和有效的。

3. 内生性考量

考虑到居民消费可能通过多种机制促进商品跨地区流动,从而成为驱动国内市场优化整合的强大内因(张昊,2020)。为了克服这种反向因果关系,在解释变量和控制变量滞后一期的基础上,同时使用工具变量考察内生性问题,选取市场化程度最高的省(直辖市)作为基准点,度量各省会与其他的地理距离。根据樊纲市场化程度指数,上海市的市场化程度指数在 2002—2016 年 15 年间有 8 次排名第 1 位,因此使用上海与其他省会的平均地理距离与其他省同类行业产品市场扭曲程度均值进行交互项处理作为产品市场扭曲的工具变量(IV),采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行验证。

工具变量的选择依据在于:各省省会与上海市的平均地理距离可以有效反映当地产品市场的市场化程度及流通便捷性,考虑由于地理因素会导致产品市场扭曲的天然壁垒,地理距离的加大将对区域间的贸易产生更多的运输成本,更容易形成市场分割,引起产品市场扭曲,而对于当期的消费产生的影响较小,并且使用地理距离变量与其他省同类行业产品市场扭曲程度均值进行交互项处理进一步降低了当期本地消费的影响,而且其他地区的产

表 3 产品市场扭曲与居民消费潜力的关系分析:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>
<i>PMD</i>	-0.0226*** (0.0078)	-0.0175** (0.0078)	-0.0130* (0.0077)
<i>DT</i>		0.0254** (0.0126)	0.0227* (0.0130)
<i>TS</i>			0.0011*** (0.0003)
<i>PS</i>			0.1448 (0.1372)
<i>KA</i>			0.0062 (0.0038)
<i>HP</i>			0.0389** (0.0177)
<i>CR</i>			0.0977** (0.0436)
<i>ES</i>			-0.1470*** (0.0206)
<i>MS</i>			-0.0500*** (0.0131)
<i>YR</i>			0.0023*** (0.0006)
<i>OR</i>			0.0005 (0.0012)
<i>_cons</i>			2.3822*** (0.3017)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	5541	5541	5541
<i>R</i> ²	0.7848	0.7873	0.7914
Model	TWFE	TWFE	TWFE

注:*,**,***分别表示显著性水平为 10%、5%、1%;括号中数值均表示稳健标准误;TWFE 表示“使用的是双向固定效应模型”。

表 4 产品市场扭曲与居民消费潜力的关系分析:稳健性检验

<i>Variables</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>TC</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>PMD</i>	<i>CP</i>
<i>PMD</i>	-0.0921** (0.0390)		-0.0459** (0.0220)		-0.0903*** (0.0308)
<i>PMD_LC</i>		-0.0429* (0.0237)			
<i>IV</i>				0.4791*** (0.0257)	
<i>DT</i>	0.1083* (0.0649)	0.0217* (0.0129)	0.0731* (0.0377)	0.0216 (0.0228)	0.0245* (0.0131)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson LM					356.11***
Cragg-Donald Wald F					348.56
<i>F</i>				41.50	15.72
<i>Prob > F</i>				0.0000	0.0000
<i>Obs.</i>	5541	5541	1492	5541	5541
<i>R</i> -squared	0.8953	0.7886	0.7617	0.3745	0.0135
Model	TWFE	TWFE	TWFE	2SLS	2SLS

注:*,**,***分别表示显著性水平为 10%、5%、1%;括号中数值均表示稳健标准误;TWFE 表示“使用的是双向固定效应模型”。

⑧ 包括 2002 年、2007 年、2012 年以及 2015 年 4 期数据。

品市场扭曲程度与本地政府行为密切相关,但不会直接影响本地消费,因此这个工具变量满足相关性与排他性约束这两个前提条件。

具体结果见表4的(4)、(5)列。其中,第一阶段回归 F 值均大于10,说明具有相关性。第二阶段IV不可识别检验中的Anderson LM统计量均在1%的水平上拒绝了“IV识别不足”的原假设。弱IV检验中,Cragg-Donald Wald F 统计量均大于Stock-Yogo弱识别检验临界值在10%的水平临界值16.38,说明不存在弱工具变量。在缓解变量内生性问题之后,产品市场扭曲的估计系数仍然与基准回归结果一致,且对居民消费潜力的抑制效果有所上升,说明本文潜在的内生性问题可能会低估产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制效果,即基准回归结果往往是实际政策应用参考的下限值,因此基准回归结果的一致性程度较高,关键结论可靠。

(三)影响路径检验

本文进一步探究了产品市场扭曲程度对居民消费潜力的潜在影响机制。通过考察核心解释变量对中介变量的直接影响进行机制检验。通过前文的理论分析,从4个方面构造中介变量。

(1)商品价格波动($Price$)。首先借鉴陆铭和陈钊(2009)的方法计算2002—2016年八类商品^⑨居民消费价格指数的区域间相对价格波动 q_{kij} 。其次,不同于陆铭和陈钊(2009)的方法,本文测算各省同一类商品的相对价格波动 q_{kij} 的均值来衡量本地该商品与其他省之间的相对价格波动的幅度,并按照《国民经济行业分类标准(2002)》对八大类商品进行省级行业层面的生产端与消费端统计口径的匹配,匹配情况详见表1。

(2)产品质量($Quality$)。使用2005—2015年国家质检总局和国家统计局联合公布的《全国制造业质量竞争力指数公报》衡量各省各行业的制造业产品质量,由于该公报只有分省份或分行业的指数,故本文使用各省份各行业的增加值占比与省级制造业质量竞争力指数的乘积来构建省份-行业层面的产品质量竞争力指数来衡量省份-行业层面的产品质量指数。

(3)省外产品供给($Kind$)。使用2012—2016年的《中国地区投入产出表》中的各省份各行业的国内省外进口额的自然对数来衡量^⑩。

(4)行业工资收入($Income$)。使用各省份各行业内的各企业人均收入水平的均值来衡量行业工资收入水平。

依据式(2),表5报告了影响路径的估计结果。在表5中的(1)~(4)列发现 PMD 对中介变量的影响与前文理论分析结果一致,证实了产品市场扭曲程度对居民消费潜力的四种负向传导机制效应。实证结果佐证了假设2。

(四)数字化转型的调节效应检验

前文围绕产品市场扭曲如何影响居民消费潜力释放这个问题进行论证,上述实证结果证实产品市场扭曲能够通过多种途径阻碍居民消费潜力的有效释放。然而,在经济社会数字化转型的背景下,有必要考虑数字化转型带来的市场配置效应。那么数字化转型能否弱化产品市场扭曲带来的抑制效应,成为释放消费潜力的“关键钥匙”。为此,本文从制造业行业生产对数字经济行业产品投入的依赖程度出发,实证分析数字化转型对产品市场扭曲抑制居民消费潜力释放效应的调节作用。

依据式(3),表6中的Panel A报告了数字化转型及其二级维度指标对产品市场扭曲抑制居民消费潜力的直接效应进行调节的实证结果。可以发现,(1)列的 PMD 的系数显著为负,且交互项的系数显著为-0.0738。总体证实了数字化转型能够弱化产品市场扭曲对居民消费潜力的抑制效应。

(2)~(4)列的分维度指标回归显示,仅有产业互联网与产品市场扭曲的交互项($CH \times PMD$)系数显著为

表5 产品市场扭曲对居民消费潜力的影响路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Price$	$Quality$	$Kind$	$Income$
PMD	0.0374* (0.0216)	-0.2521*** (0.0986)	-0.4000* (0.2102)	-0.0637*** (0.0187)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$Obs.$	5541	4220	2128	5541
R^2	0.1240	0.9022	0.2820	0.8919
Model	TWFE	TWFE	TWFE	TWFE

注: *、**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%;括号中数值均表示稳健标准误;TWFE表示“使用的是双向固定效应模型”。

⑨ 食品烟酒类、衣着类、家庭设备用品及服务类、医疗保健和个人用品类、交通和通信类、娱乐教育文化用品及服务类、居住类以及其他用品和服务类。

⑩ 地区投入产出表从2012年开始将进口区分为国内省外进口与国外进口。

负,表明数字化程度对抑制效应的调节作用主要是产业互联网维度的数字化转型产生的影响,而信息化和数字交易对抑制效应的调节作用不明显。可能的原因是,随着数字化转型程度的深入,相比于其他维度,产业互联网发展能够更好的促进供需两端的匹配度,有效缓解产品市场中价格信号的扭曲程度,对居民消费潜力的激发作用更加明显,从而能够显著弱化产品市场扭曲的抑制效应。实证结果佐证了假设 3a。

依据式(4)及 Panel A 的数字化转型分维度指标的调节作用分析,表 6 的 Panel B 报告了产业互联网维度的数字化转型对影响路径的调节作用的实证结果。回归显示,产业互联网能够弱化产品市场扭曲对价格波动、产品质量及省外产品供给这三个影响路径的负向作用,进而有力证实了数字化转型能够弱化产品市场扭曲对居民消费潜力的直接效应和间接效应的抑制作用。实证结果佐证了假设 3b。

(五)数字化转型调节效应的异质性分析

数字化转型弱化产品市场扭曲抑制居民消费潜力释放效应的调节作用可能因产品、行业或地区不同而呈现异质性,因此按产品层面、行业类型,以及地区层面进行分组回归讨论异质性影响。

1. 产品层面的异质性检验

(1)产品消费结构异质性。借鉴张昊(2014)的方法,在其基础上将制造业 15 个行业的产品与八大消费品进行生产端和消费端的匹配,并根据基础型消费和发展享受型消费的分类得到两组消费结构异质性数据进行分别回归分析,具体分类见上文表 1。

表 7 的 Panel A 中(1)、(2)列的回归结果显示,基础型产品分类下, PMD 主效应显著为负,且 $DT \times PMD$ 的系数也显著为负,说明相比于发展享受型产品,数字化转型能够有效弱化产品市场扭曲对于基础型产品消费潜力的抑制作用,可能的解释是基础型产品通常为居民生活的必需品,例如面粉、食盐、服饰衣物等大部分基础型产品同质性较强,替代品较多,而数字化转型促进了同质产品的价格信号传递,提升供需匹配效率,有效缓解了扭曲带来的需求抑制。

(2)产品消费品质异质性。借鉴投入产出表中影响力系数的构建,依照《中国高技术产业统计年鉴》的高技术行业分类,选取通信设备、计算机及其他电子设备制造业和仪器仪表及文化办公用机械制造业,使用各省各制造业行业对这两部门的完全需要系数与全国该行业完全需要系数的比值来从最终使用角度判断产品品质。各部门对高技术部门产品的完全需要量与全国层面该行业对高技术部门产品的完全需要量之比,若大于等于 1,则该行业生产的为高品质产品,低于 1 则为普通品质产品。由此将产品居民消费率数据分为高品质产品和普通品质产品这两类数据进行回归分析。

表 7 的 Panel A 中的(3)、(4)列的回归结果显示,普通品质产品分类下, PMD 主效应显著为负,且 $DT \times PMD$ 的系数也显著为负,说明相比于高品质产品,数字化转型能够有效缓解产品市场扭曲对于普通品质产品消费潜力的抑制作用。可能的原因是普通品质产品技术含量较低,易受价格信号扭曲影响,使其性价比进一步降低,而数字化投入的增加能够提升其产品质量,通过质量信号和价格信号双向稳定产品价格波动,弱

表 6 数字化转型调节作用的估计结果

Panel A: 数字化转型对直接效应的调节作用				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CP	CP	CP	CP
PMD	-0.0135* (0.0077)	-0.0134* (0.0078)	-0.0130* (0.0077)	-0.0156** (0.0077)
DT	0.0236* (0.0130)			
$DT \times PMD$	-0.0738** (0.0323)			
XXH		-0.4335** (0.2010)		
$XXH \times PMD$		0.8938 (0.6254)		
CH			0.1301** (0.0578)	
$CH \times PMD$			-0.2509** (0.0876)	
SJ				2.5985** (1.2163)
$SJ \times PMD$				2.6062 (2.0469)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	5541	5541	5541	5541
R^2	0.7917	0.7916	0.7914	0.7912
Panel B: 产业互联网维度的数字化转型对影响路径的调节作用				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Price	Quality	Kind	Income
PMD	0.0379* (0.0216)	-0.9761*** (0.1378)	-0.4626** (0.2096)	-0.0580*** (0.0176)
CH	-0.1073 (0.1138)	1.6101*** (0.2531)	3.6723*** (0.9148)	0.2330 (0.1431)
$CH \times PMD$	-0.4932** (0.2359)	-0.9413* (0.5550)	-3.4256* (2.0801)	-0.2016 (0.1995)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	5541	4223	2128	5541
R^2	0.1249	0.6903	0.2780	0.8919

注: *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%; 括号中数值均表示稳健标准误。

化产品市场扭曲带来的抑制影响。

2. 行业类型的异质性检验

(1)行业要素密集特征异质性。参考许和连等(2017)研究,将各要素密集型行业设置为:劳动密集型行业包括①食品制造及烟草加工业、②纺织业、③纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业、④木材加工及家具制造业;资本密集型行业包括①造纸印刷及文教体育用品制造业、②石油加工、炼焦及核燃料加工、③化学工业、④非金属矿物制品、⑤金属制品业;技术密集型行业包括①通用、专用设备制造业、②交通运输设备制造业、③电气机械及器材制造业、④通信设备、计算机及其他电子设备制造业、⑤仪器仪表及文化办公用机械制造业、⑥工艺品及其他制造业。

表7的Panel B中的(1)、(3)列的回归结果显示,在资本密集型行业分类下, PMD 主效应显著为负,且 $DT \times PMD$ 的系数也显著为负,说明相比于其他行业,数字化转型能够有效缓解产品市场扭曲对于资本密集型行业产品消费潜力的抑制作用。可能的解释是,资本密集型行业产品单位成本中固定成本占比较高,抵御价格波动带来的风险较差,易受价格扭曲引致需求波动。而数字化转型程度的提升能够优化供需产品网络,稳定产品价格,保障有效需求释放。

(2)行业竞争程度异质性。按各省行业集中度由低到高的前33%为高竞争程度行业,后33%为低竞争程度行业,中间部分为中竞争程度行业。

表7的Panel B中的(1)~(5)列的回归结果显示,在低竞争程度行业分类下, PMD 主效应显著为负,且 $DT \times PMD$ 的系数也显著为负,说明相比于其他行业,数字化转型能够有效缓解产品市场扭曲对于低竞争程度行业产品消费潜力的抑制作用。可能的解释是由市场势力引起的产品市场扭曲会加大市场垄断程度,使产品价格进一步扭曲,数字化转型的提升,有助于丰富产品供给种类,提升产品市场竞争程度,缓解垄断引致的有效需求不足。

3. 地区层面的异质性检验

(1)城乡消费异质性。将产品居民消费率分为城镇和乡村两组数据进行分别回归分析。

表7的Panel C中的(1)、(2)列的回归显示,在城镇地区分类下, $DT \times PMD$ 的系数显著为负, PMD 主效应可能由于共线性原因导致系数为负但不显著,不过并不影响调节效应的分析。实证结果说明相比于农村地区,数字化转型能够有效缓解产品市场扭曲对于城镇地区消

表7 产品市场扭曲与居民消费潜力的异质性分析

Panel A: 产品层面的异质性检验				
变量	产品消费结构分类		产品消费品质分类	
	(1) 基础型产品	(2) 发展享受型产品	(3) 普通品质产品	(4) 高品质产品
PMD	-0.0124** (0.0050)	-0.0190** (0.0090)	-0.0151* (0.0087)	-0.0570** (0.0264)
DT	0.0586** (0.0262)	0.0307** (0.0156)	0.0128 (0.0162)	0.0601** (0.0241)
$DT \times PMD$	-0.1788*** (0.0628)	-0.0202 (0.0375)	-0.0898** (0.0427)	0.0169 (0.0689)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1824	3717	4539	964
R^2	0.8052	0.7430	0.8103	0.8009

Panel B: 行业类型的异质性检验						
变量	要素密集特征分类			行业竞争程度分类		
	(1) 劳动密集型	(2) 资本密集型	(3) 技术密集型	(3) 高竞争程度	(4) 中竞争程度	(5) 低竞争程度
PMD	-0.0294** (0.0142)	-0.0346** (0.0162)	-0.0113 (0.0113)	0.0011 (0.0154)	-0.0296** (0.0133)	-0.0283** (0.0128)
DT	0.0067 (0.0262)	0.0265 (0.0247)	0.0140 (0.0194)	0.0250 (0.0190)	0.0488* (0.0252)	-0.0082 (0.0250)
$DT \times PMD$	-0.0474 (0.0584)	-0.1234* (0.0717)	-0.0705 (0.0453)	-0.0411 (0.0560)	-0.0132 (0.0565)	-0.1366** (0.0547)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1476	1830	2235	1838	1820	1824
R^2	0.8443	0.6849	0.7133	0.8262	0.8218	0.8059

Panel C: 地区层面的异质性检验					
变量	城乡地区分类		东中西地区分类		
	(1) 农村	(2) 城镇	(3) 东部地区	(4) 中部地区	(5) 西部地区
PMD	-0.0091*** (0.0033)	-0.0052 (0.0058)	-0.0382*** (0.0129)	0.0283* (0.0155)	-0.0245 (0.0152)
DT	-0.0071 (0.0055)	0.0176* (0.0096)	0.0069 (0.0155)	0.1531*** (0.0313)	-0.0062 (0.0339)
$DT \times PMD$	-0.0185 (0.0140)	-0.0580** (0.0243)	0.0382 (0.0418)	-0.0275 (0.0819)	-0.1784** (0.0748)
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	5541	5541	2368	1682	1491
R^2	0.7168	0.7793	0.7363	0.8198	0.8118

注: *、**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%;括号中数值均表示稳健标准误,被解释变量均为居民消费潜力(CP)。

费潜力的抑制作用。可能的解释是数字化转型的推动要与交通及数字基础设施的建设相辅相成才能发挥更大的作用,城镇地区基础设施建设较于农村地区更加完善,数字化转型弱化城镇地区产品市场扭曲抑制效应的调节作用更明显。

(2)区域消费异质性。本文根据行业所在省份,按照国家统计局的东中西部地区省份分类,形成三组数据进行回归分析。

表7的PanelC中的(3)、(5)列的回归显示,在西部地区分类下, $DT \times PMD$ 的系数显著为负, PMD 主效应为负但不显著。实证结果说明相比于农村地区,数字化转型能够有效缓解产品市场扭曲对于西部地区消费潜力的抑制作用。 PMD 主效应不显著的原因除了共线性的问题,也可能是西部地区相比于东中部地区不仅存在制度性市场壁垒,也存在较大影响的自然性市场壁垒影响消费潜力的释放。而交互项系数为负的可能解释为数字化转型的提升扩大了产品供需网络的覆盖范围,有效促进产品在西部地区的流通,弱化了产品市场扭曲带来的抑制影响。

六、结论与政策建议

推动数字化转型优化市场势力差异引致的产品市场扭曲是推进国内市场整合扩大内需的重要抓手。本文首先阐释了产品市场扭曲影响居民消费潜力的内在机理及数字化转型对其影响的机理分析;其次,基于中国工业企业数据库和中国地区投入产出表,测算了2001—2015年的省级-行业层面的产品市场扭曲指标和2002—2016年的省级-行业层面居民消费潜力指标,并运用投入产出分析法,构建数字化投入部门维度,测算了数字化转型指标,通过双向固定效应模型和调节效应模型,实证探究了产品市场扭曲对居民消费潜力的直接效应、影响路径及数字化转型对直接效应和影响路径的调节作用和异质性分析。

研究发现:第一,产品市场扭曲对居民消费潜力的影响存在抑制影响,在使用2SLS模型及工具变量进行内生性检验,以及替换核心变量和更换原始未插补数据的稳健性检验后,仍能得到一致结论。同时,在影响路径检验中发现,产品市场扭曲会通过加剧价格波动、降低产品质量、缩减供给规模、降低收入这四条路径间接抑制居民消费潜力释放。

第二,以信息化、产业互联网及数字交易为特征的数字化转型能够弱化产品市场扭曲影响居民消费潜力的抑制作用,调节效应检验发现,主要为产业互联网维度的数字化转型对加剧价格波动、降低产品质量和缩减供给规模这三条影响路径产生负向调节效应。

第三,数字化转型调节作用的异质性分析表明,现阶段数字化转型在产品层面,主要弱化了产品市场扭曲对基础型产品和普通品质产品的居民消费潜力的抑制效应;在行业层面,主要缓解了产品市场扭曲对资本密集型行业和低竞争程度行业产品的居民消费潜力的抑制作用;在地区层面,主要对城镇地区和西部地区的居民消费潜力受到的抑制影响产生负向调节作用。

根据以上研究结论,本文提出四点政策建议。

第一,发挥各地区数字行业的引领作用,推进制造业数字化转型升级,改善产品市场扭曲,根据不同地区的数字基础设施、要素禀赋特征,制定针对性数字化转型策略,促进优势行业及产品的生产效率提升,优化产品销售空间布局,更好地满足不同地区居民对于高品质商品的消费需求,从而缩小消费差距,为消费者提供更多的产品选择空间。

第二,加强产业数字化要素投入,强化数字技术赋能供给结构升级与技术创新效应。通过发挥行业信息化优势,促进不同地区间的技术交流,提高产品差异化特征与产品质量升级幅度,促进国内价值链升级,突破产品“低端锁定”与高品质消费需求无法矛盾的矛盾局面,吸引大量中高端消费回流。同时推动制造业数字化转型与生产性服务业的跨区域融合,开发新消费业态及创造新消费需求。

第三,完善市场监管机制,激发消费市场活力。一方面,推动建设行业市场信息服务平台,减少区域间企业产品加成定价面临的信息不对称困扰,强化企业约束和市场激励机制,促进企业科学制定产品价格;另一方面,加强市场监管力度,提高企业产品供给质量,严格监管企业垄断行为,深入推进竞争性环节市场化,切实打破行政性垄断,防止市场垄断,营造良好消费市场竞争环境。

第四,推动构建数字商贸流通体系,畅通区域商品物流网络。要完善现代流通体系,应加强对农村及西部地区流通产业与交通体系建设,充分发挥智能物流优势,使价廉物美的商品能够在欠发达区域间自由流通。充分利用数字零售和电商技术向农村及西部地区的“下沉”趋势,挖掘市场潜力,保证产品进入更大范围的消费市场展开充分竞争,提高有效供给与消费需求匹配效率,充分释放农村及西部地区居民的消费潜力。

参考文献

- [1] 陈斌开, 2017. 供给侧结构性改革与中国居民消费[J]. 学术月刊, 49(9): 13-17.
- [2] 邓忠奇, 庞瑞芝, 陈甬军, 2022. 从市场势力到有效市场势力——以中国化学药品制剂制造业为例[J]. 管理世界, 38(1): 90-108.
- [3] 桂琦寒, 陈敏, 陆铭, 等, 2006. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析[J]. 世界经济, (2): 20-30.
- [4] 黄毓琳, 秦淑悦, 2021. 市场一体化对消费升级的影响——基于“量”与“质”的双重考察[J]. 中国人口科学, (5): 18-31, 126.
- [5] 江艇, 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (5): 100-120.
- [6] 雷娜, 郎丽华, 2020. 国内市场一体化对出口技术复杂度的影响及作用机制[J]. 统计研究, 37(2): 52-64.
- [7] 李建成, 程玲, 吴明琴, 2022. 政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择[J]. 世界经济, 45(4): 187-216.
- [8] 刘军, 杨渊望, 张三峰, 2020. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, (6): 81-96.
- [9] 陆铭, 陈钊, 2009. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究, 44(3): 42-52.
- [10] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱, 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 35(5): 142-158.
- [11] 时大红, 蒋伏心, 2022. 我国企业数字化转型如何促进居民消费升级?[J]. 产业经济研究, (4): 87-100.
- [12] 宋明顺, 周涵婷, 余晓, 等, 2019. 产品质量需求及其内在影响因素研究[J]. 管理评论, 31(9): 135-145.
- [13] 孙早, 许薛璐, 2018. 产业创新与消费升级: 基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J]. 中国工业经济, (7): 98-116.
- [14] 汪斌, 余冬筠, 2004. 中国信息化的经济结构效应分析——基于计量模型的实证研究[J]. 中国工业经济, (7): 21-28.
- [15] 王磊, 张肇中, 2019. 国内市场分割与生产率损失: 基于企业进入退出视角的理论与实证研究[J]. 经济社会体制比较, (4): 30-42.
- [16] 王宋涛, 朱腾腾, 燕波, 2017. 制度环境、市场分割与劳动收入份额——理论分析与基于中国工业企业的实证研究[J]. 南开经济研究, (3): 70-87.
- [17] 温忠麟, 张雷, 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, (5): 614-620.
- [18] 谢靖, 王少红, 2022. 数字经济与制造业企业出口产品质量升级[J]. 武汉大学学报, (哲学社会科学版), 75(1): 101-113.
- [19] 徐保昌, 谢建国, 2016. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 39(1): 95-122.
- [20] 许和连, 成丽红, 孙天阳, 2017. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济, (10): 62-80.
- [21] 许凯, 2022. 市场分割对中国能源利用效率的影响研究[D]. 长春: 吉林大学.
- [22] 杨文毅, 王磊, 张伊娜, 2019. 城际消费流的边界效应研究——以长江中游城市群为例[J]. 财贸经济, 40(7): 127-142.
- [23] 杨振兵, 2016. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 33(8): 30-46.
- [24] 尹恒, 张子尧, 2021. 产品市场扭曲与资源配置效率: 异质性企业加成率视角[J]. 经济研究, 56(11): 119-137.
- [25] 于良春, 付强, 2008. 地区行政垄断与区域产业同构互动关系分析——基于省际的面板数据[J]. 中国工业经济, (6): 56-66.
- [26] 余森杰, 金洋, 张睿, 2018. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. 经济研究, 53(5): 56-71.
- [27] 袁益, 李萌, 张力, 2022. 人口红利重构的挑战: 基于国民转移账户的分析[J]. 人口研究, 46(4): 99-113.
- [28] 张昊, 2014. 国内市场如何承接制造业出口调整——产需匹配及国内贸易的意义[J]. 中国工业经济, (8): 70-83.
- [29] 张昊, 2020. 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, 41(6): 144-160.
- [30] 张杰, 张培丽, 黄泰岩, 2010. 市场分割推动了中国企业出口吗?[J]. 经济研究, 45(8): 29-41.
- [31] 张晴, 于津平, 2020. 投入数字化与全球价值链高端攀升——来自中国制造业企业的微观证据[J]. 经济评论, (6): 72-89.
- [32] 张晴, 于津平, 2021. 制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验[J]. 财经研究, 47(9): 93-107.
- [33] 张喜艳, 刘莹, 2020. 经济政策不确定性与消费升级[J]. 经济学家, (11): 82-92.
- [34] 张学良, 程玲, 刘晴, 2021. 国内市场一体化与企业内外销[J]. 财贸经济, 42(1): 136-150.

- [35] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 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, 36(10): 65-76.
- [36] 祝树金, 罗彦, 段文静, 2021. 服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J]. 中国工业经济, (4): 62-80.
- [37] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y, 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 97(2): 339-351.
- [38] DE LOECKER J, ECKHOUT J, UNGER G, 2020. The rise of market power and the macroeconomic implications[J]. Quarterly Journal of Economics, 135(2): 561-644.
- [39] DE LOECKER J, WARZYNSKI F, 2012. Markups and firm-level export status[J]. American Economic Review, 102(6): 2437-2471.
- [40] DESMET K, PARENTE S L, 2010. Bigger is better: Market size, demand elasticity, and innovation[J]. International Economic Review, 51(2): 319-333.
- [41] HUMMELS D, KLENOW P, 2005. The variety and quality of a nation's exports[J]. American Economic Review, 95(3): 704-723.
- [42] LIU Y, MAO J, 2019. How do tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 11(3): 261-291.
- [43] PONCET S, 2003. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. China Economic Review, 14(1): 1-21.
- [44] YOUNG A, 2003. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period[J]. Journal of Political Economy, 111(6): 1220-1261.

A Study on the Impact of Product Market Distortions on the Consumption Potential of the Population-Based on the Perspective of Digital Transformation in the Manufacturing Industry

Wang Sen, Li Jinye

(School of economics and management, Xinjiang University, Urumqi 830046, China)

Abstract: With the accelerated construction of a unified market, fostering an “inner cycle” consumer market with a favorable competitive environment is an effective way to achieve a stable recovery of the Chinese economy. Based on the database of Chinese industrial enterprises from 2001 to 2015, combined with the matching data of regional input-output tables, the impact of product market distortion caused by regional market power on residents' consumption potential from the perspective of digital transformation of manufacturing industry was explored. The results show that product market distortion has a significant inhibitory effect on residents' consumption potential, which is mainly suppressed through four ways including increasing price volatility, lowering product quality, reducing the scale of supply, and decreasing labor income. The moderating effect of digital transformation significantly weakens the inhibitory effect of product market distortion on residents' consumption potential, in which the industrial Internet shows a stronger moderating effect relative to other dimensions of digital transformation. Considering the heterogeneity of product categories, industries, and regions, it is found that digital transformation can more significantly alleviate the inhibitory effect of product market distortion on residents' consumption potential for basic and ordinary quality products, capital-intensive and low-competitive industries, and towns and cities, and western regions. The findings provide industry-level evidence and decision-making basis for optimizing the market supply environment, promoting digital transformation, and realizing the effective release of consumption potential.

Keywords: product market distortion; consumer potential; digital transformation; differences in market power; manufacturing.