

信息化如何促进国内市场整合:减少黏性信息的视角

张昊

(中国社会科学院 财经战略研究院, 北京 100006)

摘要: 数字信息技术能够使市场主体以较低的成本获得及时、准确、充分的商品供求与价格信息,减少跨地区交易中的黏性信息,这为促进国内市场整合提供了新途径。文章采用2015—2017年近100个地级市的“数字中国”指数及大样本产品价格数据,使用基于时间序列的动态方法计算地区间市场分割度,并构建有调节的中介效应模型考察数字信息技术对国内市场整合的作用及机制。结果发现:提升信息化水平能够推动国内市场整合,其中促进地区间价格联动调整具有部分中介作用,而信息化水平差距和空间地理距离则具有负面的调节作用。因此,改善信息条件、提升交易效率,构建更为高效、灵敏的地区间供求与价格联动机制,应成为当前促进国内市场整合的必要之举。

关键词: 数字信息技术;统一市场;黏性信息;价格调整;有调节的中介效应

中图分类号: F724 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2022)02-0005-12

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2022.02.001

How Informatization Promotes Domestic Market Integration: From the Perspective of Reducing Information Stickiness

ZHANG Hao

(National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China)

Abstract: Digital information technology can enable market players to obtain timely, accurate and sufficient commodity supply/demand and price information at a lower cost, and reduce the sticky information in cross regional transactions, which provides a new way to promote the integration of the domestic market. Using the “Digital China” index and large sample product price data of nearly 100 prefecture level cities from 2015 to 2017, this paper adopts the dynamic method based on time series to calculate the index of inter-regional market segmentation, and then constructs a moderated mediating effect model to investigate the role of digital information technology and the mechanism. Results show that improving the informatization level can promote the market integration between regions, in which the linkage of product price adjustment plays a partial intermediary role, while the informatization level gap and spatial geographical distance have a negative moderate effect. Therefore, improving information conditions, promoting transaction efficiency and building a more efficient and sensitive inter-regional product supply/demand and price linkage mechanism should become a necessary measure to promote domestic market integration.

Key words: digital IT; unified market; sticky information; price adjustment; moderated mediating effect

收稿日期: 2021-10-26

基金项目: 中国社会科学院财经战略研究院创新工程课题“健全现代流通体系畅通国内大循环理论机制其对策体系研究”(2021CJYB06); 马克思主义理论研究和建设工程2021年度重大项目“新发展阶段、新发展理念与新发展格局研究”

作者简介: 张昊,男,副研究员,经济学博士,主要从事商贸流通及产业经济学研究。

一、引言与文献回顾

商品与要素的自由流动是市场机制在地区间发挥作用的条件。尽管我国的市场一体化程度正在不断提升,但地区间市场分割仍然存在^[1]。在国内贸易成本偏高的情况下,扩大对外出口成为许多企业的现实选择^[2],这种扭曲激励降低了企业依托国内市场规模改善自身效率、培育出口能力的内生动力^[3]。而在2008年发生金融危机,海外市场趋于疲软的背景下,市场分割还会削弱国内市场承接制造业“出口转内销”的能力^[4]。当前,新冠肺炎疫情对全球经济的影响还在持续,而我国进入中国特色社会主义新时代以后,主要矛盾的变化、区域差距的现状与市场规模的优势,都要求将畅通国内大循环作为一项长远战略。国内大循环不是各地区的小循环^[5],建设现代流通体系,促进形成统一、整合的国内市场,是构建“新发展格局”的内在要求。

那么,有哪些因素妨碍了国内统一市场形成呢?已有文献指出,财政分权带来了地方政府追求自身利益、划区而治的制度基础^[6],而地方之间的竞争又使市场分割行为得到了激励^[7]。在经济发展过程中,各地政府普遍追求工业化赶超而忽视资源禀赋和比较优势的做法会带来“产业同构”,加之对外开放中存在更加重视国外市场的倾向,这些都使市场分割行为的动机得到进一步强化^[8-9]。也有学者考察了基础设施条件^[10]、方言多样性^[11]以及商品流通渠道特征^[12]等其他成因的影响,但对非制度性市场分割的研究总体上仍十分缺乏^[13]。随着中国特色社会主义市场经济体制的不断完善,各地经济往来日渐频繁,统一市场建设的重点和难点正逐渐由破除政府行政封锁转向强化跨地区经济联系^[14]。因此,结合社会经济发展的新形势、新特点,从市场机制发挥作用的条件与过程入手来考察妨碍地区间市场整合的因素,就显得尤为必要和迫切。

当前,以新一代数字信息技术应用为标志的科技革命对社会经济发展的影响正日益深化,信息基础设施对国内统一市场建设的意义更为凸显。但从基础设施与市场整合的关系来看,现有文献主要考察的是公路、高铁等交通设施^[10,13,15],而对信息化水平的影响则缺乏足够关注。事实上,信息在地区间市场整合的过程中具有重要作用,价格、供求等信息需要在地区间有效传递,现代社会中的商流、物流、资金流更是与信息流密不可分。尽管有文献考察了信息与资本市场效率的问题^[16],但显然,地区间市场整合涉及商品与要素流动,信息在其中的作用机制和实现方式与资本市场存在差异,有必要加以专门探讨。

由于获取信息需要支付成本,因而一部分微观主体只能根据滞后或有“黏性”的信息来做出决策,即信息黏性会对市场机制的作用产生影响^[17]。信息技术的基本作用,就在于使市场主体以更低的成本及时、准确地获得所需信息,这必然会对包括地区间商品与要素流动在内的市场整合产生影响。但目前,围绕信息黏性的研究都主要与通胀预期、经济波动等宏观领域的问题相结合^[18-19]。现有的相关研究主要说明了数字经济时代信息技术与商品价格及价格黏性的关系,指出了“数字鸿沟”的表现和影响^[20-21],而微观领域中信息化水平与跨地区市场流通的问题仍很少直接涉及。

本文运用地级市层面的“数字中国”指数和大样本微观价格数据,在运用动态方法测算市场分割系数^[14,22-23]的基础上,对数字信息技术促进国内市场整合的机制,地区间价格联动在其中的中介作用,以及空间距离、数字鸿沟所具有的调节效应进行考察。相比已有文献,本文的贡献主要体现在以下方面。在研究视角上,本文从减少黏性信息、完善市场机制本身入手考察国内市场整合的实现方式,试图在已有市场分割成因研究主要侧重“看得见的手”的情况下,进一步探讨接下来如何在数字经济时代通过“看不见的手”更好地推动国内市场整合。在研究对象上,本文将信息化发展水平纳入统一市场问题的研究视野,同时分析了黏性信息对于微观领域中跨地区价格传导及商品流转套利的影 响,拓展了这两大主题的研究内容。在方法上,本文使用细化至地级市产品层面的大样本微观价格数据测算市场分割系数、价格联动等指标,能够更好地反映当前国内地区间市场关系的现状,并将分析层次由省份间延伸至城市间。本文结论丰富了对新形势下统一市场构建途径与重点的认识,并强调信息技术要通过提高商流、物流效率发挥作用,减少数字鸿沟要与完善价格发现与公开机制相结合,这能够为当前畅通国内大循环、构建新发展格局提供决策参考。

后文各部分安排如下:第二部分阐述信息化促进国内市场整合的实现机制,第三部分介绍本文实证部分所用的变量与数据,第四部分说明计量模型、方法并报告分析结果,最后第五部分总结全文并给出政策启示。

二、信息化与国内市场整合:机制分析

这一部分先说明一个经济体内不同市场主体信息化水平与价格调整的关系,然后着眼地区间联系,阐述信息化与国内市场整合的机制,包括地区间价格联动调整的部分中介效应以及空间距离、信息化水平差距的调节效应。

1. 黏性信息与价格调整。随着商业技术的发展,调整价格的“菜单成本”变得更为低廉,特别是网络零售的日益普及,已经使价格的频繁变化成为企业与消费者面临的常态^[20]。在这样的情况下,市场供求信息对价格的影响更为突出。对于持有理性预期的生产者和消费者而言,有效地利用一切信息进行行为决策将表现为市场价格随供求信息及时调整。但在现实中,信息供给的条件存在差异,因而不同市场主体获得信息的成本和所需的时间是不同的^[21]。对此,Mankiw和Reis(2002)提出了“黏性信息”的概念^[17]。黏性信息最初主要用于说明信息在人群中传播速度的差异会对宏观经济预期及经济周期的整体表现产生影响。这一概念也被用于分析国家间产品层面实际汇率的变化特征。由于获取信息需要成本,并非所有微观主体都能依据实时、充分的信息来调整价格,因而实际汇率会更具刚性且主要遵循名义汇率的波动轨迹^[24]。在拥有单一货币的同一经济体内部,信息的传播同样需要成本和时间,这也会给微观主体的调价行为和地区间市场整合带来影响。

信息获取成本越高,获得的信息量越少,时间越迟,信息用以指导价格行为的意义就越小。通常,生产者或采购者只有及时、准确地掌握了供求变化信息,才能迅速地做出调价反应;也有一部分市场主体虽然最终获得了信息,但由于已经过时,也就没有再据此调价的必要。在一个经济体之内,各微观主体可以被认为处于同一市场环境下,其本应面对的市场信息总量是相同的。因此,信息化水平的高低就在很大程度上决定了有多少厂商能够及时、准确、充分地获得有价值的信息,并根据这些信息进行价格调整。这最终将体现为信息化水平高低与价格调整频率大小间的关系。因此,本文提出以下假设:

H1:在相同条件下,信息化水平越高则价格调整频率越高。

2. 信息化、价格联动与市场整合。(1)信息化与市场整合。接下来着眼地区间联系,分析信息技术对市场整合的影响。市场整合是指达到商品能够在不同地区间自由流动的状态,市场分割是与之相反的情形。一般而言,商品流动是由供求不平衡引起的,表现为商品由供给相对充足、价格较低的地区流向需求相对旺盛、价格较高的地区。并且,商品既可能直接由主产地进入消费地,也可能经过一地或多地中转后再进入消费地。市场整合的程度如何,就体现在这种供求变化能否迅速、准确地带来跨地区的商品流动,这也是进一步实现资源配置调整的基础。而在商品发生跨地区流动之前,一个地区市场中的供求状况如何,必须通过信息传递才能被其他地区获知。

数字信息技术的发展能够使信息的跨地区传播更为有效、高效,从而推动市场整合。首先,信息技术能够拓展信息来源渠道、降低搜寻成本。政府发布的官方统计信息,行业协会等中介组织公布的市场动态信息,专业机构提供的行业走势分析,都有可能成为商家的决策依据;甚至各种新闻媒体、自媒体的公开信息,也可作为企业完整把握市场动向的补充参考。其次,信息技术的发展可以降低信息传输成本。典型地,远距离通信费用不断降低,使各类经营主体获取本地区以外市场信息的成本不断减少,这可以提升跨地区套利活动的利润空间,促进商品流动^[25]。再次,信息技术可以减少市场信息传递过程中的失真现象。这意味着,企业获得的市场信息将更为准确,进而跨地区经营的风险也就相应降低。最后,信息技术的运用可以使市场信息的传播更为迅速。这有助于经营者把握商机,及时根据市场变化做出有效反应,对于跨地区经营尤其重要。总体来看,信息化能够使市场主体得以用较低的成本及时地获得正确、全面的信息,提升对市场变化的反应能力,并在整体上表现为商品跨地区的流转套利、余缺调剂乃至生产领域产能调整所带来的地区间资源优化配置^[26]。

信息技术还能够降低地区间交易成本。在交易支付过程中运用信息技术,可以减少因使用现金所带来的风险和延迟。在仓库管理中运用数字信息技术,可以更加准确地获得各地库存信息,并在对需求情况加以精准预测的基础上实现更为高效的协调安排。在运输过程中,信息技术还可以为路线优化、零担凑整等提供支撑。可以看出,信息技术能够直接产生提高商流、物流效率,促进地区间商品流动的作用。由此,本文

提出如下假设:

H2:提升信息化水平有助于降低市场分割度。

(2)价格联动的部分中介效应。上述是对信息化促进市场整合的整体分析。进一步地,信息化通过价格与供求机制促进市场整合的具体作用方式会有所差别,主要涉及两种实现途径。其一,以套利活动为核心,即一地供求变化会引起当地价格变化,再通过套利机制影响其他地区的供求关系及价格。具体而言,如果一个地区因受到外部冲击而出现商品供不应求、价格上涨的局面,那么在地区间商品可以自由流动,且运输成本、交易费用等条件相同的情况下,获知上述信息的生产者会在逐利动机的驱动下将更多的商品投放到供给不足、价格较高的地区,同时减少供应相对充足、价格较低地区的商品供给。若有其他地区的商家囤积了较多的存货,他们也可将商品运往价格较高的地区并减少本地的市场销售。最终,供给不足的地区商品供应增加、价格下降,反之则相反。其二,以价格联动为核心。价格信息作为供求对比状况的反映,可以直接在地区之间进行传递。例如,当一个地区的商品价格出现上涨,那么其他地区的生产商或销售商获知这一信息后,可以直接对价格作出相应的调整,即通过提价减少本地需求,为套利活动提供条件;其他地区的需求方在了解到相同信息以后,也可能采取预防性购买等行为并接受价格上涨。在有的情况下,造成一个地区供求变化的冲击性因素可能也会传递至其他地区,^①市场主体了解到这一点后,就更有可能采取调价行为。不论何种机制,其整体表现都是一个地区的供求变化通过价格机制调整传递到了其他地区,这是国内大市场的韧性和弹性发挥作用的基础。不难发现,以价格联动为核心的调整方式可以在提高商流与物流活动效率的同时,进一步减少通过试错实现供求平衡的时耗。

现实中,影响特定交易品价格的因素纷繁复杂,市场主体除了观察价格信号以外,还需对来自更多渠道、包含更多信息进行考察才能做出准确的决策^[26-27]。当信息传递效率低下、决策依据不足时,企业经营行为会趋于谨慎,以避免因为一个地区市场供求与价格受到的冲击而引发的过度反应,即“牛鞭效应(Bullwhip Effect)”^[28]。可见,价格以外的信息是否丰富、准确,能否有效、迅速地传播,对于市场主体把握供求变化趋势并及时采取相应行动同样具有关键性意义。

由此可见,信息化程度越高,市场主体获得的价格信息及决策辅助信息越及时、越充分,则市场间价格的联动性就越强,以此降低市场分割度的效果就越明显。这是以减少黏性信息实现价格的及时调整,进而促成市场整合的体现。综合考虑前述信息化还可以降低交易成本,直接推动地区间商品流动与市场整合的分析,本文提出以下假设:

H3(部分中介效应假设):信息化部分地通过增强地区间价格联动来降低市场分割度。

3.地理距离与信息化差距的调节效应。地区间信息化推动市场整合的实现机制还会受到两地间地理距离与信息化水平发展差距的影响。直观地,地理距离越长,地区间物流与交易费用就越高,商品流转耗时也越长,套利活动的收益就会相应地减少。同时,两地市场供求受到同一因素冲击而产生共同影响的可能性也会随着距离的扩大而减小,即便在能够获得充分信息进行综合考虑的情况下,商家采取同步调价行为的必要性也会降低。信息化水平差距的影响也是不难理解的。根据信息传播模型,两地间的信息传递需要经过由发送者编码(Encoding)、信息媒介传播以及接受者解码(Decoding)的过程^[29]。数字信息技术的发展提高了传播效率、减少了噪声干扰,同时还增加了编码的方式、提升了解码的能力。如今,文字、图片、声音甚至视频直播等,都已成为人们传递并获取信息的重要形式,其背后又有移动通信、高速互联网及云计算、云存储等新一代信息技术支撑。但不论是价格信息还是其他与市场供求相关的信息,其传播的效率和效果都同时有赖于发送者和接受者的信息化水平。当双方存在较大差距时,相互间的信息传递就会遇到编码方式、传播渠道、解码能力不对称所带来的问题,直至形成“数字鸿沟”^[21]。由此,本文提出如下假设:

H4(有调节的部分中介效应假设):地理距离、信息化水平差距对于信息化降低市场分割度的直接效应与间接效应均具有反向的调节效应。

从影响路径来看,其中对间接效应的调节主要发生在信息化水平影响地区间价格联动的过程中。上述机制可以用图1来加以整体概括:

^①例如,新冠肺炎疫情期间,口罩供应紧张的情况随着疫情的发展由湖北逐渐扩大到全国各地。

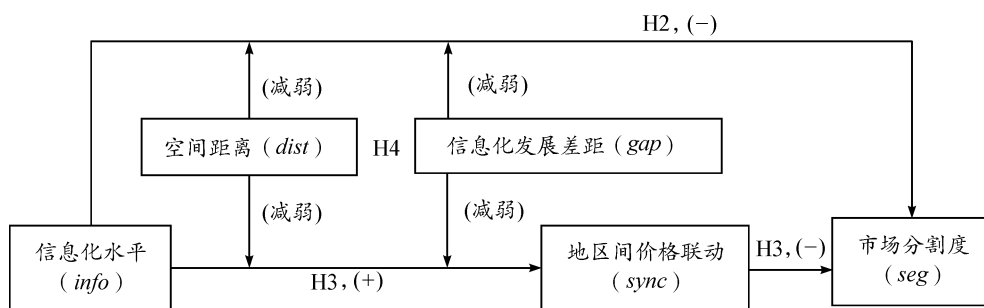


图1 有调节的中介效应机制图

三、变量与数据

在信息化水平的衡量方面,本文采用“腾讯研究院”发布的2015—2017年全部地级以上城市“互联网+”数字中国指数。该指数基于微信、QQ、京东、携程、新美大、腾讯新闻等多个应用或平台的大数据信息编制,考虑了数字经济、数字文化、数字政务和数字生活四个方面,涵盖社交、金融、传媒等多个领域,能够契合前文机制分析中关于信息发布、资金结算、线上管理等内容。数字中国指数是在城市层面编制的,本文考察城市间价格联动与市场整合问题,将两个城市数字中国指数的均值来代表其整体信息化水平($infor_{ij}$),两者指数之差的绝对值代表信息化水平的差距(gap_{ij})。^①

在计算反映价格黏性、地区间价格联动及市场分割情况的指标时,需要用到城市层面的产品价格数据。本文使用国家发改委价格监测中心授权信息发布平台“中国价格信息网”(www.chinaprice.cn)提供的全国100多个地级市的“日用工业消费品价格”和“城市居民食品价格”旬度数据。前者(简称“工业消费品价格”)包括耐用消费品、衣着、烟酒三个细分类目,后者(简称“食品价格”)则包括蔬菜、肉禽蛋、水果、水产品、调味品、食用油与其他食品七个细类。每个细类包含若干个具体品种,部分品种还可进一步细分至子品种。数据库中提供的原始价格来自集市、超市、大型卖场等多个线下实体业态的采价点。但由于说明采价点的具体名称,无法判断采价点是否在数据期间内发生过变化,本文统一以各个时点某城市所有采价点的均价作为该城市相应商品的价格。对于其中的缺失值,本文剔除了连续缺失超过3期(1个月)的样本,3期及以内的情形则以“等差法”插值填补。

对于价格调整的频率,本文利用上述价格数据计算了各城市*i*中产品*k*中发生价格调整(以价格不同于上期判断)的次数占*t*年度有效观测期间总天数的比例($freq_{i,k,t}$)。由于一些城市缺失特定产品的价格数据,这一过程共得到3年间100个城市、91种产品的26392个计算结果,数据完整度为96.7%。

对于两地间产品价格的联动性,本文以同时发生价格调整时变动方向的一致性程度来衡量。具体而言,本文以特定产品*k*在*i*和*j*两地方向一致的价格调整次数占有效观测值总数的比重作为衡量联动性的指标(记作 $sync_{ij,k,t}$)。对于城市配对中两个城市有效观测样本数不同的情况,本文取其中的较小值,即有效可样本数作为分母。^②同时,本文还以方向一致的价格调整次数占两个城市价格调整次数总和的比重作为衡量价格联动性的另一指标(记作 $sync'_{ij,k,t}$),作为考察结果稳健性时使用的变量。^③

①为减少模型中的异方差性,本文在求取均值和绝对值前都进行了对数化处理。

②这是考虑到,对两个城市观测样本进行匹配时,无法匹配的情形主要是一个城市的样本时段比另一个城市在连续性或长度上更为完整,即“包含型”;而非两个城市有一部分时段重合,而各自又有一部分时段与另一城市不重合的“错位型”。因此,以其中有效观测值数量的较小值作为分母,实际上是剔除了无法计算一致性程度的缺失值。

③考虑两个联动性指标的计算结果数值较小,本文将其扩大100倍并求取对数后再用于回归分析。对于零值求取对数后出现缺失值的情况,本文先对相应的指标计算结果做加1处理。

在计算市场分割度时,为了反映较短时间内的变化特征,本文采用基于时间序列回归的“动态价格法”,以城市间相同产品价格差的持续性作为衡量指标。直观地,若一个地区*i*的价格受各种影响而上升(或下降),则另一市场*j*与其之间的价差将有所扩大。若*i*和*j*两地间商品可以自由流动,则在价格套利机制的作用下,随着*j*地区商品进入*i*地区销售(或从*i*地区采购),两者间价差将不断缩小。若两个地区间存在妨碍商品流动的因素,则两者间价差将难以迅速恢复,甚至还有可能继续扩大。现有文献通常使用基于时间序列回归计算的AR1和SAR来衡量两地间价差的动态特征^[14,22-23]。计算AR1时,假定观测时点 τ 上*i*和*j*两地*k*商品价格的对数差 $q_{ij,k}^{\tau}$ 服从AR(1)过程(ε 为随机扰动项, τ 和 $\tau-1$ 都属于*t*年度):

$$q_{ij,k}^{\tau} = \mu + \gamma_1 \cdot q_{ij,k}^{\tau-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中的 γ_1 即为AR1_{*ij,k,t*}。计算SAR时,假定 $q_{ij,k}^{\tau}$ 服从AR(*p*)过程:

$$q_{ij,k}^{\tau} = \mu + \gamma_1 \cdot q_{ij,k}^{\tau-1} + \dots + \gamma_p \cdot q_{ij,k}^{\tau-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

所有自回归项的系数总和 $\sum_{\xi=1}^p \gamma_{\xi}$ 即为SAR_{*ij,k,t*},最优滞后期数*p*根据BIC值在滞后1~5期的回归结果中筛选。总体来看,AR1和SAR越小,则说明 $q_{ij,k}^{\tau}$ 的收敛特征越明显,两地市场间联动性越强,分割程度越低;反之,两者越接近于1,则说明 $q_{ij,k}^{\tau}$ 越不平稳,市场联动性差,分割程度高。由于部分产品一年中价格变化不活跃导致AR1和SAR无法计算,本文采取了前后各延长1季度样本期的做法^[14]。后文主要以AR1作为市场分割系数(记作 $seg_{ij,k,t}$)用于计量分析,并使用SAR检验结果的稳健性(记作 $seg_{ij,k,t}^r$)。

价格联动性与市场分割指标均以城市配对为基础计算,其中用于测算市场分割度的时间序列回归还要求相应区间内经插值处理后的数据连续无缺失。最终,本文得到涉及4542个城市配对的501573个样本点,其中,城市食品和日用工业消费品的数据占比分别为76.7%和23.3%。

表1 变量描述统计结果

变量	含义	×100	对数	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>freq</i>	价格调整频率	√	√	26392	2.3710	1.7049	0.0000	4.6151
<i>infor_i</i>	信息化水平		√	26392	-0.5136	1.2898	-3.1123	3.3474
<i>popu</i>	年均人口(万人)		√	24098	6.0815	0.7193	3.9680	8.1262
<i>gdppc</i>	人均GDP(元)		√	24098	11.0624	0.5203	9.4801	12.1231
<i>labor</i>	第一产业劳动力占比(%)			15002	1.4591	3.3835	0.0100	26.4600
	第二产业劳动力占比(%)			9096	45.9509	13.5592	8.1200	81.8900
<i>infor_{ij}</i>	两地平均信息化水平		√	501573	0.0196	1.0945	-2.8235	2.9921
<i>gap</i>	两地信息化水平差距		√	501573	-0.2027	1.7240	-8.5172	3.3459
<i>sync</i>	价格联动性	√	√	501573	1.8374	1.6653	0.0000	4.4874
<i>sync^r</i>	价格联动性(稳健性替换)	√	√	501573	1.7125	1.4546	0.0000	3.9120
<i>seg</i>	市场分割度(AR1)	√		501573	81.3495	18.2844	-99.9999	99.9999
<i>seg^r</i>	市场分割度(SAR)	√		501573	81.4836	18.2111	-599.9995	140.1445
<i>dist</i>	两地公路距离(公里)		√	501573	7.2028	0.6637	4.0492	8.5823
<i>dist^r</i>	两地大圆弧距离(公里)		√	501573	13.8984	0.6971	10.7982	15.9120

本文还用到了城市间距离数据。考虑到公路运输是目前主要的货运模式,这里使用“百度地图”查询所得两地间推荐公路线路的公里里程作为距离变量(记作 $dist_{ij}$),数据采集于2015年12月。同时,本文还根据城市所在经、纬度计算了相互间的大圆弧距离(Great Circle Distance)用于稳健性检验(记作 $dist'_{ij}$)。此外,模型中使用了城市人口(pop)、人均GDP($gdppc$)、分产业劳动力投入占比($labor$)等控制变量,这些数据均取自各年份《中国城市统计年鉴》。这些数据的描述统计结果如表1所示。

四、计量模型与结果分析

1. 信息化水平与价格调整。先在城市层面直接考察信息化水平与价格调整频率的关系(H1),计量回归模型为:

$$freq_{i,k,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot infor_{i,t} + z \cdot C + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{i,k,t} \quad (3)$$

其中, C 为控制变量组, λ_t 和 η_k 分别为时间固定效应和产品固定效应。表2的第(1)列为使用全体样本的回归结果,其中, $infor$ 变量显著为正,验证了信息化水平较高的地区产品价格调整频率高的判断。进一步地,可以区分食品类和工业消费品类进行回归。考虑到产品供求可能对价格产生变化影响,本文加入了供给侧的劳动力投入($labor$)和需求侧的人口规模($popu$)作为控制变量,并使用人均GDP控制经济发展整体水平,结果如表2的第(2)(3)列所示。可以看到, $infor$ 变量均显著为正,表明H1的检验结果具有稳健性。供给规模与需求规模对价格调整的影响分别为正和负,可能的原因在于生产者能够根据价格变化主动调整产出规模并引起继发式的价格变化,而消费者更多地以被动方式适应价格波动且具有“蓄水池”效应。

表2 回归结果:信息化水平与价格调整频率

	(1)	(2)	(3)
$infor$	0.2016*** (0.0058)	0.2689*** (0.0125)	0.2693*** (0.0226)
$labor$		0.0261*** (0.0025)	0.0029** (0.0011)
$popu$		-0.0609*** (0.0174)	-0.0567* (0.0251)
$gdppc$		0.0113 (0.0242)	-0.2150*** (0.0434)
F	779.2343***	448.5373***	19.8899***
$Adj-R^2$	0.6015	0.6179	0.0684
样本量	26392	15002	9096
样本分组	全体	食品类	工业消费品类

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著(下同)。回归模型均控制了时间效应与产品效应。 F 为回归系数联合显著性检验结果,括号中的数字为稳健标准误。食品类、工业消费品类样本量之和小于全体样本量,为部分城市的控制变量存在缺失值所致

2. 信息化与市场整合:价格联动的中介效应。接下来以城市配对数据检验信息化对地区间市场整合的促进作用(H2)以及价格联动在其中的部分中介效应(H3)。为提高结果的可靠性,本文在采用依次检验法的同时,通过建立结构方程模型并运用Bootstrap方法计算了直接效应与间接效应的置信区间。具体而言,先构建三个回归方程。

$$seg_{ij,k,t} = \beta_0 + c \cdot infor_{ij,t} + z \cdot dfprv_{ij} + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (4)$$

$$sync_{ij,k,t} = \beta_1 + a \cdot infor_{ij,t} + z \cdot dfprv_{ij} + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (5)$$

$$seg_{ij,k,t} = \beta_2 + c' \cdot infor_{ij,t} + b \cdot sync_{ij,k,t} + z \cdot dfprv_{ij} + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (6)$$

其中, λ_t 和 η_k 分别为时间固定效应和产品固定效应。不同行政区划关系会对城市间市场整合产生影响,现有文献通常都在省际层面考察市场分割(陆铭和陈钊,2009;范欣等,2017)^(9,13),因此在这里加入了

表示两个城市是否属于同一省份的控制变量($dfprv_{ij} = 1$ 代表 i, j 两个城市属于不同省份)。

根据依次检验法,先对(4)式进行回归,如表3的第(1)列所示,信息化水平变量($infor$)的回归系数(c)为负且显著。接下来对(5)(6)两式分别进行回归,结果显示(5)式中的 a 和(6)式中 b 分别为正、为负且都显著,^①同时(6)式中的 c' 为负且同样显著。由此可知, ab 与 c' 同号,价格联动在信息化对市场整合的影响中具有部分中介效应。控制变量的回归结果表明,相比属于同一省份的城市,不同省份城市间的价格联动性更弱、市场分割度更高,符合一般预期。为进一步检验直接效应与间接效应的显著性,本文将(5)(6)两式联立构建结构方程模型(SEM),并根据重复抽样次数为200的Bootstrap标准误计算了直接效应与间接效应的置信区间,结果如表3所示。可以看到,直接效应与间接效应的95%置信区间均未包含0值,表明两种效应均显著,即验证了H2和H3。

表3 中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)		
因变量	seg	$sync$	seg	直接效应	间接效应
$infor$	-0.6174***(0.0232)	0.1324***(0.0012)	-0.2413***(0.0233)	[-0.2870, -0.1957]	[-0.3858, -0.3663]
$sync$			-2.8400***(0.0278)	[-2.8946, -2.7855]	/
$dfprv$	3.6285***(0.1576)	-0.0421***(0.0073)	3.5088***(0.1486)	[3.2175, 3.8001]	[0.0787, 0.1607]
常数项	88.3635***(0.2906)	0.0855***(0.0084)	86.0073***(0.2841)	/	/

注:回归模型均控制了时间效应与产品效应。样本量均为501573。第(1)列括号中的数字为稳健标准误;第(2)(3)列为使用结构方程模型联立估计结果,()中的数字为重复抽样200次的Bootstrap标准误

为进行稳健性检验,本文又对以 $seg_{ij,k,t}^r$ 替换 $seg_{ij,k,t}$,以 $sync_{ij,k,t}^r$ 替换 $sync_{ij,k,t}$ 的情形分别进行考察。结构方程估计结果和基于Bootstrap标准误计算的直接效应与间接效应置信区间分别如表4的第(1)(2)列和第(3)(4)列所示。可以看到,回归系数的符号与显著性均无变化,且两种效应的置信区间仍然没有包含0值。由此可以说明,前述价格联动对信息化促进市场整合具有部分中介效应的检验结果具有稳健性。

表4 中介效应回归结果(稳健性检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	$sync$	seg	$sync$	seg
$infor^{ij}$	0.1324***(0.0011)	-0.2133***(0.0234)	0.1075***(0.0012)	-0.3913***(0.0221)
$sync^{ij}$	-2.7660***(0.0283)		-2.1021***(0.0291)	
直接效应		[-0.2591, -1675]		[-0.4347, -0.3479]
间接效应		[-0.3752, -0.3573]		[-0.2337, -0.2184]
$dfprv^{ij}$	-0.0421***(0.0069)	3.4155***(0.1462)	-0.0636***(0.0071)	3.4947***(0.1432)
常数项	0.0855***(0.0085)	86.4085***(0.2468)	0.2255***(0.0099)	86.2386***(0.2855)
替换变量	$seg_{ij,k,t}^r$		$sync_{ij,k,t}^r$	

注:回归模型均控制了时间效应与产品效应。()中的数字为重复抽样200次的Bootstrap标准误,[]中的范围为基于Bootstrap标准误计算的95%置信区间。限于篇幅仅列出中介变量 $sync^{ij}$ 的直接效应与间接效应的置信区间

^①这一步的显著性采用基于OLS回归结果的稳健标准误来判断,由于回归系数、显著性水平均与后文采用SEM的(ML估计)结果相同,仅标准误有细微差异,这里略去详细结果。

3. 地理距离与信息化差距:有调节的中介效应。这一部分检验价格联动对信息化推动市场整合的中介作用受到地理距离与信息化差距调节的理论假设(H4)。前文的理论分析表明,两个调节变量都在数字化水平影响地区价格联动和市场分割度的路径上产生作用,根据 Muller(2005)等以及 Hayes(2015)提出的方法^[30-31],先构建以下两个回归方程:

$$\begin{aligned} sync_{ij,t} = & \gamma_1 + a_1 \cdot infor_{ij,k,t} + a_{21} \cdot gap_{ij,t} + a_{22} \cdot dist_{ij} + \\ & a_{31} \cdot infor_{ij,t} \cdot gap_{ij,t} + a_{32} \cdot infor_{ij,t} \cdot dist_{ij} + z \cdot C + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{ij,k,t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} seg_{ij,k,t} = & \gamma_2 + c' \cdot infor_{ij,t} + b \cdot sync_{ij,k,t} + d_{21} \cdot gap_{ij,t} + d_{22} \cdot dist_{ij} + \\ & d_{31} \cdot infor_{ij,t} \cdot gap_{ij,t} + d_{32} \cdot infor_{ij,t} \cdot dist_{ij} + z \cdot C + \lambda_t + \eta_k + \varepsilon_{ij,k,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, a_{31} 、 a_{32} 分别代表信息化差距、距离对直接效应的调节作用, d_{31} 、 d_{32} 分别代表信息化差距、距离对间接效应的调节作用;同时,控制信息化、距离本身对中介变量及因变量的影响,其回归系数分别为 a_{21} 、 a_{22} 和 d_{21} 、 d_{22} 。其余变量含义与检验中介效应时相同。使用结构方程模型进行估计,并计算200次重复抽样的 Bootstrap 标准误,结果如表5的第(1)(2)列所示。可以看到,调节变量自身对中介变量及因变量的回归结果均显著,且都表现为弱化地区间价格联动性和增大市场分割度,与预期相一致。调节变量与中介变量的交叉项回归结果同样显著,从符号方向上看,在间接效应和直接效应上都表现为反向调节效应,即减弱信息化降低价格联动、减少市场分割的作用。

作为稳健性检验,本文分别对 seg 、 $sync$ 、 $dist$ 三个变量的指标进行替换并重新使用结构方程模型估计回归结果。其中,替换 seg 变量的稳健性检验中,(7)式的回归结果与替换前基本一致(略去),(8)式的回归结果如表5中的第(3)列所示;替换 $sync$ 和 $dist$ 变量的回归结果分别如第(4)(5)列、第(6)(7)列所示。可以看到,仅第(6)列中 $dist$ 变量回归结果变为不显著,这与大圆弧距离在刻画两地间交通成本方面不如公路运输距离精确有关,其余变量的符号及显著性没有明显变化。

表5 有调节的中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	<i>sync</i>	<i>seg</i>	<i>seg</i>	<i>sync</i>	<i>seg</i>	<i>sync</i>	<i>seg</i>
<i>sync</i>		-2.8097*** (0.0261)	-2.7373*** (-0.0265)		-2.0723*** (0.0316)		-2.8128*** (-0.0273)
<i>infor</i>	0.2741*** (0.0117)	-2.5966*** (0.2466)	-2.0921*** (0.2446)	0.2584*** (0.0113)	-2.8313*** (0.2493)	0.4430*** (0.0216)	-6.1797*** (0.4365)
<i>dist</i>	-0.0078*** (0.0019)	1.8840*** (0.039)	1.8784*** (0.0382)	-0.0078*** (0.0018)	1.8897*** (0.0435)	-0.0028 (0.0018)	1.6200*** (0.0372)
<i>gap</i>	-0.0358*** (0.0011)	0.1759*** (0.0299)	0.1616*** (0.0287)	-0.0322*** (0.0013)	0.2100*** (0.0267)	-0.360*** (0.0012)	0.1691*** (0.0257)
<i>infor dist</i>	-0.0122*** (0.0016)	0.3000*** (0.0336)	0.2366*** (0.0323)	-0.0144*** (0.0015)	0.3045*** (0.0337)	-0.0184*** (0.0015)	0.4131*** (0.0312)
<i>infor gap</i>	-0.0183*** (0.006)	0.0886*** (0.011)	0.0865*** (0.0117)	-0.1135*** (0.0117)	-0.0182*** (0.0005)	0.0804*** (0.0108)	
<i>dfprv</i>	-0.0306*** (0.0083)	0.2171 (0.1677)	0.1245 (0.1636)	-0.0524*** (0.0084)	0.1944 (0.1765)	-0.0399*** (0.0077)	0.7758*** (0.158)
常数项	0.1425*** (0.0132)	75.688.*** (0.3547)	76.1232*** (0.312)	0.2763*** (0.0153)	75.8603*** (0.3687)	0.1336*** (0.0222)	66.2310*** (0.5088)
模型设定	基本模型		稳健性检验1	稳健性检验2		稳健性检验3	
替换变量	/		$seg_{ij,k,t}^r$	$sync_{ij,k,t}^r$		$dist_{ij}^r$	

注:样本量均为501573个。()中数字为重复抽样200次的 Bootstrap 标准误

在上述估计结果的基础上,本文通过计算 Hayes(2015)提出的“有调节中介变量指数”(Index of Moderated Mediation,以下简称 Hayes 指数)^[31]进一步检验有调节中介效应的显著性。在(7)(8)两式的模型设定中, gap 和 $dist$ 两个调节变量的 Hayes 指数分别为 $a_{31}b$ 和 $a_{32}b$,该指数能够反映调节变量对中介变量间接效应大小的影响是否显著不为零。从表6的结果看,两个调节变量的 Hayes 指数均显著为正,且95%置信区间均不包含0值。由于信息化程度本身对市场分割度的影响为负,该结果说明两个调节变量均具有显著的反向调节作用。

表6 Hayes 指数计算结果

模型设定	替换变量	$gap(a_{31}b)$		$dist(a_{32}b)$	
基本模型	/	0.0513*** (0.0016)	[0.0482, 0.0544]	0.0343*** (0.0016)	[0.0250, 0.0436]
稳健性检验1	seg_r^j	0.0500*** (0.0016)	[0.0469, 0.0530]	0.0334*** (0.0046)	[0.0244, 0.0424]
稳健性检验2	$sync_r^j$	0.0264*** (0.0012)	[0.0239, 0.0289]	0.0298*** (0.0034)	[0.0232, 0.0364]
稳健性检验3	$dist_r^j$	0.0512*** (0.0016)	[0.0479, 0.0544]	0.0513*** (0.0044)	[0.0432, 0.0605]

注:表中结果为根据200次重复抽样 Bootstrap 标准误计算的 Hayes 指数,()中的数字为估计的标准误,[]中的范围表示基于 Bootstrap 标准误计算的95%置信区间

为进一步体现中介变量受到的调节作用,本文在调节变量不同水平,即高于、低于一个标准差(SD)和均值水平上考察间接效应^[33]。通过200次 Bootstrap 计算“纠偏置信区间(Bias-Corrected Confidence Interval)”,结果如表7所示。可以看到,当调节变量 gap 和 $dist$ 较大时,信息化降低市场分割的直接效应与间接效应均较小。值得注意的是,当地理距离偏离达到高于均值1个标准差时,直接效应的95%置信区间包含0值,而间接效应仍在负值区间,表明信息化直接促进远距离地区间市场整合的作用已十分微弱,而主要通过价格联动的间接机制发挥作用。基于替换变量的稳健性检验结果计算纠偏置信区间,结果表现同样如此,这里不再赘述。

表7 不同调节变量取值下信息化的直接与间接效应

		基本模型		稳健性检验1		稳健性检验2		稳健性检验3		
$dist$ 偏离	gap 偏离	置信 区间	间接 效应	直接 效应	间接 效应	直接 效应	间接 效应	直接 效应	间接 效应	直接 效应
0	0	下限	-0.4558	-0.3288	-0.4777	-0.2421	-0.3864	-0.4022	-0.4535	-0.3456
		上限	-0.3884	-0.1562	-0.4075	-0.0623	-0.3209	-0.2240	-0.3926	-0.1530
0	-ISD	下限	-0.5344	-0.4304	-0.5562	-0.3430	-0.4380	-0.5410	-0.5313	-0.4296
		上限	-0.4526	-0.2483	-0.4723	-0.1211	-0.3628	-0.3273	-0.4610	-0.2018
0	+ISD	下限	-0.3795	-0.2386	-0.4014	-0.1535	-0.3352	-0.2808	-0.3819	-0.2526
		上限	-0.3185	-0.0589	-0.3363	0.0178	-0.2785	-0.1054	-0.3204	-0.0850
-ISD	0	下限	-0.5186	-0.5694	-0.5476	-0.4416	-0.4455	-0.6286	-0.4535	-0.3456
		上限	-0.4470	-0.3578	-0.4711	-0.2270	-0.3805	-0.4320	-0.3926	-0.1530
+ISD	0	下限	-0.4010	-0.1203	-0.4095	-0.0810	-0.3223	-0.1918	-0.4087	-0.0353
		上限	-0.3266	0.0711	-0.333	0.1103	-0.2560	0.0078	-0.3421	0.1554

注:SD表示标准差,“上限与下限”所指的范围是使用 Bootstrap(200次)方法计算的95%纠偏置信区间

五、结论与启示

数字信息技术能够使市场主体以较低的成本获得更加及时、准确的信息,继而减少信息黏性,从而形成更为高效的地区间产品价格联动机制,这为促进国内市场整合提供了重要途径。本文在机制分析的基础上,采用包含2015—2017年中国近100个地级市的“数字中国”指数及大样本产品价格数据计算基于“动态价格法”的地区间市场分割度及价格调整频率、地区间价格调整联动性等指标,并分别构建城市及城市配对层面的计量模型进行实证检验,得出了以下主要结论。第一,当信息黏性较低时,微观主体能够以来自各地的价格与供求信息为依据,迅速、有效地调整经营决策,从而使价格调整更为灵敏。第二,从整体上看,提升信息化水平能够通过产品价格跨地区的高效联动来推动以地区间商品流转为核心的市场整合。同时,数字信息技术还能直接提升地区间商流与物流效率。也就是说,提升信息化水平能够促进地区间市场整合,而产品价格联动在其中发挥部分中介作用。第三,信息化水平促进地区间市场整合的直接效应和间接效应都会随着地区间空间距离和信息化差距的增大而减弱,即整体上表现为受调节的中介效应机制。

基于上述结论,结合我国新时代构建新发展格局的要求和当前数字经济发展的背景,本文拟提出以下政策启示。第一,要充分认识到信息对于当前统一市场构建的关键意义,抓住数字信息技术推广应用的契机,在信息基础设施层面为国内市场整合提供支撑。依托市场力量解决信息孤岛问题,整合、构建具有全国性、真实性和权威性的公共信息平台,在避免信息不畅导致市场分割的基础上,通过减少黏性信息提升市场机制作用的效率和效果。第二,要加快完善流通环节中的价格形成与信息公开机制,为数字信息技术在畅通国内大循环中更好发挥作用提供条件。提升信息化水平推动市场整合的基础是微观主体有效的行为决策,而及时、透明的市场信息能够使地区间价格联动与供求协调更为高效。这需要建立涵盖各种规模、类型的经营主体及交易市场的信息合作机制,而数字信息技术能够在降低合作成本、扩大整合收益方面发挥作用。第三,要全面提升数字信息技术在生产、批发、零售、消费等各个环节的应用水平,避免“信息鸿沟”导致的信息不畅、循环不畅。在商品跨地区生产布局的情况下,地区间的信息化水平差距必然会在产业链不同环节间体现出来,而将提升信息化水平与打通产业链条、畅通经济循环相结合,实现新兴技术与商业模式的有机融合,是促进新技术真正落地并发挥价值的有效途径。

参考文献:

- [1] 吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济,2018(5):5-23.
- [2] 张杰,张培丽,黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗?[J]. 经济研究,2010(8):29-41.
- [3] 赵玉奇,柯善咨. 市场分割、出口企业的生产率准入门槛与“中国制造”[J]. 世界经济,2016(9):74-98.
- [4] 张昊. 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,2014(8):70-83.
- [5] 刘鹤. 加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局[N]. 人民日报,2020-11-25(6).
- [6] 银温泉,才婉茹. 我国地方市场分割的成因和治理[J]. 经济研究,2001(6):3-12.
- [7] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,2007(7):36-50.
- [8] 林毅夫,刘培林. 地方保护和市场分割:从发展战略的角度考察[Z]. 北京大学中国经济研究中心,2004.
- [9] 陆铭,陈钊. 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,2009(3):42-52.
- [10] 刘生龙,胡鞍钢. 交通基础设施与中国区域经济一体化[J]. 经济研究,2011(3):72-82.
- [11] 丁从明,吉振霖,雷雨,等. 方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角[J]. 经济研究,2018(11):148-164.
- [12] 王晓东,张昊. 中国国内市场分割的非政府因素探析——流通的渠道、组织与统一市场构建[J]. 财贸经济,2012(11):85-92.
- [13] 范欣,宋冬林,赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J]. 经济研究,2017(2):20-34.
- [14] 张昊. 地区间生产分工与市场统一度测算:“价格法”再探讨[J]. 世界经济,2020(4):52-74.

- [15] 宋冬林,姚常成. 高铁运营与经济协调会合作机制是否打破了城市群市场分割——来自长三角城市群的经验证据[J]. 经济理论与经济管理,2019(2):4-14.
- [16] 胡军,王甄. 微博、特质性信息披露与股价同步性[J]. 金融研究,2015(11):190-206.
- [17] MANKIW G N, REIS R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace New Keynesian Phillips Curve[J]. Quarterly Journal of Economics,2002,117(4):1295-1328.
- [18] 卞志村,胡恒强. 粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线[J]. 世界经济,2016(4):22-43.
- [19] 赵新伟,赵云君. 粘性信息会增强中国经济增长的波动性吗[J]. 中国工业经济,2019(9):42-59.
- [20] 姜婷凤,汤珂,刘涛雄. 基于在线大数据的中国商品价格粘性研究[J]. 经济研究,2020(6):56-72.
- [21] 许竹青,郑风田,陈洁. “数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究[J]. 经济学(季刊),2013(4):1513-1536.
- [22] WOHAR M E. Deviations from the law of one price across cities: testing for a border effect in persistence and volatility[J]. Journal of Economic Research,2010,15:129-146.
- [23] CRUCINI M J, SHINTANI M, TSURUGA T. Noisy information, distance and law of one price dynamics across US cities[J]. Journal of Monetary Economics,2015,74:52-66.
- [24] CRUCINI M J, SHINTANI M, TSURUGA T. Accounting for persistence and volatility of good-level real exchange rates: the role of sticky information[J]. Journal of International Economics,2010,81(1):48-60.
- [25] JENSEN R. The digital divide: information (technology), market performance, and welfare in the south Indian fisheries sector [J]. The Quarterly Journal of Economics,2007,122(3):879-924.
- [26] 施炳展,李建桐. 互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界,2020(4):130-149.
- [27] ENGELBERG J E, PARSONS C A. The causal impact of media in financial markets[J]. The Journal of Finance,2011,66(1):67-97.
- [28] LEE H L, PADMANABHAN V, WHANG S. Information distortion in a supply chain: the Bullwhip Effect[J]. Management Science, 1997,43(4):546-558.
- [29] HALL S. Encoding and decoding in the television discourse [Z]. Centre for Contemporary Cultural Studies, University of Birmingham,1973.
- [30] MULLER D, JUDD C M, YZERBYT V Y. When moderation is mediated and mediation is moderated[J]. Journal of Personality and Social Psychology,2005,89(6):852-863.
- [31] HAYES A F. An index and test of linear moderated mediation[J]. Multivariate Behavioral Research, 2015,50(1):1-22.
- [32] PREACHER K, RUCKER D, HAYES A F. Addressing moderated mediation hypotheses: theory, methods, and prescriptions[J]. Multivariate Behavioral Research,2007,42(1):185-227.



(责任编辑 游旭平)